

Manuel de l'indice des prix à la consommation

T h é o r i e e t p r a t i q u e



Organisation internationale du travail



Fonds monétaire international



Organisation de coopération et de développement économiques



Office statistique des Communautés européennes



Nations Unies



Banque mondiale

Manuel de l'indice des prix à la consommation
Théorie et pratique

Manuel de l'indice des prix à la consommation

T h é o r i e e t p r a t i q u e

Bureau international du travail

Fonds monétaire international

Organisation de coopération et de développement économiques

Office statistique des Communautés européennes (Eurostat)

Nations Unies

Banque mondiale

Copyright © 2004

Organisation internationale du travail/Fonds monétaire international/Organisation de coopération et de développement économiques/Office statistique des Communautés européennes/Nations Unies/Banque internationale pour la reconstruction et le développement/Banque mondiale

Publié pour la première fois en 2004

Les publications du Bureau international du travail, du Fonds monétaire international, de l'Organisation de coopération et de développement économiques, de l'Office statistique des Communautés européennes (Eurostat), de la Commission économique des Nations Unies pour l'Europe et de la Banque mondiale sont protégées par le droit d'auteur aux termes du protocole 2 de la convention universelle sur le copyright. Néanmoins, la reproduction de courts extraits de ces publications est possible sans autorisation, à condition que la source soit mentionnée.

Pour les droits de reproduction ou la traduction de l'original anglais en d'autres langues que le français et l'espagnol, s'adresser au Bureau des publications, Droits et autorisations, Bureau international du travail, CH-1211 Genève 22, Suisse. Le BIT examinera ces demandes avec bienveillance.

Pour les droits de reproduction des traductions en français et en espagnol, les demandes doivent être adressées au Fonds monétaire international à l'adresse suivante : International Monetary Fund, 700 19th Street, N.W., Washington, DC, 20431, United States.

Les bibliothèques, institutions et autres utilisateurs enregistrés au Royaume-Uni auprès de la Copyright Licensing Agency, 90 Tottenham Court Road, London W1P 4LP [Fax : (+ 44) (0) 207 631 5500; adresse électronique : cla@cla.co.uk], aux États-Unis auprès du Copyright Clearance Center, 222 Rosewood Drive, Danvers, MA 01923 [Télécopie (+1) (978) 750 4470; adresse électronique : info@copyright.com], ou dans d'autres pays auprès d'organismes de gestion des droits de reproduction associés, peuvent faire des photocopies de l'ouvrage conformément aux autorisations qui leur ont été accordées à cet effet.

OIT/FMI/OCDE/CEE-ONU/Eurostat/Banque mondiale

Manuel de l'indice des prix à la consommation : Théorie et pratique

Genève, Organisation internationale du travail, 2004

Guide, indice des prix à la consommation, collecte de données, méthode statistique, calcul, méthodologie, pays développés, pays en développement. 09.02

ISBN 1-58906-330-9

ILO Cataloguing in Publication Data

Les désignations utilisées dans cet ouvrage, qui sont conformes aux usages des organisations qui en assurent la publication, et la présentation des données qui y figurent n'impliquent de la part de ces organisations aucune prise de position quant au statut juridique de tel ou tel pays, zone ou territoire, ou de ses autorités, ni quant au tracé de ses frontières.

Les opinions exprimées dans les articles, études et autres contributions signées n'engagent que leurs auteurs, et leur publication ne signifie pas qu'elles sont partagées par les organisations qui assurent cette publication.

La mention ou la non-mention de telle ou telle entreprise ou de tel ou tel produit ou procédé commercial n'implique, de la part des organisations qui assurent la publication du manuel, aucune appréciation favorable ou défavorable.

On peut se procurer des exemplaires de ce manuel, au prix de 125 dollars EU, à l'adresse suivante :
Publication Services, International Monetary Fund, 700 19th Street, N.W., Washington, DC 20431 (États-Unis).
Téléphone : (202) 623-7430
Télécopie : (202) 623-7201
Messagerie électronique : publications@imf.org

Mis en page par les services linguistiques du FMI
Imprimé aux États-Unis

AVANT-PROPOS

Le présent ouvrage est la version revue et augmentée de l'ouvrage intitulé *Consumer price indices : An ILO manual*, paru en 1989. La révision, organisée par le Groupe de travail intersecrétariats sur les statistiques des prix (IWGPS), a été entreprise sous la responsabilité de six organisations internationales : le Bureau international du travail (BIT), le Fonds monétaire international (FMI), l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), l'Office statistique des Communautés européennes (Eurostat), la Commission économique des Nations Unies pour l'Europe (CEE-ONU) et la Banque mondiale. La publication de l'ouvrage est assurée conjointement par les six organisations.

Ce manuel contient des informations et des explications complètes et détaillées sur l'établissement des indices des prix à la consommation (IPC). Rédigé à l'intention des pays développés aussi bien que des pays en développement, il passe en revue les diverses questions conceptuelles et théoriques dont les offices statistiques doivent tenir compte pour répondre aux problèmes que pose le calcul d'un IPC. Les chapitres couvrent un large éventail de sujets, analysent en détail les différentes pratiques en vigueur à l'heure actuelle, proposent le cas échéant d'autres méthodes et examinent les avantages et inconvénients de chacune des solutions avancées. Compte tenu de sa vocation exhaustive, cet ouvrage devrait pouvoir répondre aux besoins de nombreux utilisateurs.

Le principal objectif du manuel est d'aider les statisticiens chargés d'établir l'indice des prix à la consommation, en particulier ceux des pays qui révisent ou mettent en place leur IPC. Il fait fond sur une large gamme d'expériences et de compétences pour présenter des méthodes de mesure pratiques et adaptées, et devrait aussi aider les pays à se doter d'IPC qui se prêtent davantage aux comparaisons internationales effectuées par les offices de statistique nationaux et les institutions multilatérales. Parce qu'il réunit une somme de connaissances sur cette question, ce manuel peut aussi servir d'outil d'apprentissage individuel ou d'instrument pédagogique pour les cours de formation sur l'IPC.

L'ouvrage s'adresse également à d'autres utilisateurs des IPC, tels que les employeurs et les salariés, les décideurs et les chercheurs. Il fournira à tous des précisions sur les différentes méthodes employées pour la collecte des données et le calcul des indices, mais aussi sur les limites de ces méthodes, de façon à ce que les résultats puissent être correctement interprétés.

La rédaction et la révision de ce manuel ont nécessité de nombreuses réunions échelonnées sur une période de cinq ans, auxquelles ont participé des experts d'offices nationaux de statistique, d'organisations internationales et régionales, des milieux universitaires et des instituts de recherche. Le nouveau manuel doit beaucoup à leur sagesse et à leurs conseils.

La version électronique du manuel peut être consultée sur le site Internet www.ilo.org/stat. L'IWGPS voit dans cet ouvrage un document évolutif appelé à être modifié et mis à jour pour traiter plus en détail tel ou tel point. C'est ce qu'attestent dès à présent les remarques et recommandations formulées par les groupes internationaux qui suivent l'IPC, tels que la Conférence internationale des statisticiens du travail (CIST), le Groupe de travail intersecrétariats sur les indices de prix (ou «Groupe d'Ottawa») ou la réunion commune CEE-ONU/BIT sur les indices des prix à la consommation.

Vos commentaires sur l'IWGPS sont les bienvenus. Ils peuvent être adressés au Bureau de statistique du BIT (adresse électronique : stat@ilo.org), et seront pris en compte dans les révisions ultérieures du manuel.

Bureau international du travail (BIT) : A. Sylvester Young, Directeur, Bureau de statistique
Fonds monétaire international (FMI) : Horst Köhler, Directeur général
Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) : Enrico Giovanini, Directeur,
Direction des statistiques
Office statistique des Communautés européennes (Eurostat) : Inna Steinbuka, Directrice,
Statistiques économiques et convergence économique et monétaire
Commission économique des Nations Unies pour l'Europe (CEE-ONU) : Heinrich Brügger,
Directeur, Division de statistique
Banque mondiale : Shaida Badiee, Directrice, Groupe de données sur le développement

TABLE DES MATIÈRES

<i>Avant-propos</i>	v
<i>Préface</i>	xxi
<i>Remerciements</i>	xxix
<i>Guide du lecteur</i>	xxxiii
1 Introduction à la méthodologie de l'indice des prix à la consommation	1
Origines et utilisations des indices des prix à la consommation	2
Choix d'un indice	2
Indices des prix fondés sur un panier-type de biens et services	3
Indices de Lowe	3
Indices de Laspeyres et de Paasche	3
Décomposition des variations de la valeur courante au moyen des indices de Laspeyres et de Paasche	4
Ratios d'indices de Lowe et de Laspeyres	4
Indices de Lowe actualisés	4
Interconnexions entre indices de panier-type	5
Indice de Young	6
Indices de Young, Laspeyres et Paasche géométriques	6
Indices symétriques	6
Indices à base fixe ou indices-chaînes	7
Approches axiomatiques et stochastiques des indices	8
Première approche axiomatique	8
Classement des indices selon la première approche axiomatique	9
Autres tests	10
Approche stochastique et seconde approche axiomatique	10
Approche stochastique non pondérée	11
Approche stochastique pondérée	11
Seconde approche axiomatique	11
Indice du coût de la vie	12
Limites supérieure et inférieure d'un indice du coût de la vie	13
Quelques cas particuliers	13
Estimation des indices du coût de la vie par des indices superlatifs	13
Biais de représentativité	14
Données requises et problèmes de calcul	15
Possibilité de substitution	15
Questions d'agrégation	15
Données numériques indicatives	16
Produits saisonniers	16
Indices d'agrégat élémentaire	17
Pondérations au sein des agrégats élémentaires	17
Interconnexions entre les différentes formules élémentaires d'indice des prix	18
Approche axiomatique des formules d'indice	19
Approche économique des indices d'agrégat élémentaire	19
Concepts, champ et classifications	20
Acquisitions et utilisations	21
Indices inconditionnels et conditionnels du coût de la vie	23
Types spécifiques de transaction	23
Production des ménages	24
Couverture des ménages et des points de vente	25
Variation des prix	26
Classifications	26
Indices des prix à la consommation et déflateurs des prix dans les comptes nationaux	26

Pondérations des dépenses	27
Enquêtes sur le budget des ménages et les comptes nationaux	27
Autres sources d'estimation des pondérations de dépenses	28
Collecte des données sur les prix	28
Tirage aléatoire et tirage raisonné	28
Méthode de relevé des prix	30
Continuité du relevé des prix	31
Rééchantillonnage ou tirage d'un nouvel échantillon	31
Ajustement des prix aux changements de qualité	32
Évaluation de l'effet des changements de qualité sur les prix	32
Méthodes implicites d'ajustement aux changements de qualité	33
Ajustements explicites de la qualité	34
Substitution de produits élémentaires et nouveaux biens	35
Nouveaux biens et services	36
Calcul des indices des prix à la consommation dans la pratique	36
Indices d'agrégat élémentaire	37
Indices de niveau supérieur	37
Organisation et gestion	38
Publication et diffusion	39
2 Utilisation des indices des prix à la consommation	41
Éventail des indices des prix à la consommation possibles	41
Indexation	41
Indexation des salaires	41
Indexation des prestations de sécurité sociale	42
Type d'indice utilisé pour l'indexation	42
Indexation des charges d'intérêts, loyers et autres paiements contractuels	42
Imposition	43
Consommation et revenu en volume	43
Cohérence entre indices de prix et séries de dépenses	43
Parités de pouvoir d'achat	44
Utilisation de l'indice des prix à la consommation à des fins comptables en période d'inflation	44
Comptes en pouvoir d'achat actuel	44
Comptabilité au coût actuel	44
Indices des prix à la consommation et inflation générale	45
Indices des prix à la consommation et objectifs d'inflation	45
Indices des prix à la consommation et comparaisons internationales de l'inflation	45
Popularité des indices des prix à la consommation et statistiques économiques	45
Nécessité d'indépendance et d'intégrité dans l'établissement des indices des prix à la consommation	46
3 Concepts et champ de l'indice	47
Introduction	47
Les divers agrégats de consommation	47
Acquisitions et dépenses	48
Dépenses monétaires et dépenses non monétaires	48
Acquisitions et utilisations	49
Biens durables et biens non durables	49
Indices des prix à la consommation fondés sur les acquisitions et les utilisations	50
Indices de panier-type et indices du coût de la vie	50
Indices de Lowe	50
Indices du coût de la vie	50
Dépenses et autres paiements hors du champ des indices des prix à la consommation	52
Transferts	52
Assurance	52

Jeux de hasard	53
Opérations sur actifs financiers	53
Achats et ventes de devises	53
Paiements, financement et crédit	53
Opérations financières et emprunts	54
Création d'un actif/passif financier	54
Achats à tempérament	55
Charges d'intérêts	55
Production des ménages	56
Activités économiques	56
Consommation par les ménages de leur propre production	56
Ménages et points de vente inclus dans le champ de l'indice	58
Définition des ménages	58
Types de ménages	58
Couverture géographique	59
Couverture des points de vente	60
Différences de prix	60
Discrimination par les prix	61
Différences de prix entre points de vente	61
Mise à jour des points de vente	62
Traitement de certaines dépenses des ménages	62
Commissions des agents et courtiers	62
Biens et services indésirables ou illicites	62
Biens et services de luxe	63
Biens d'occasion	63
Dépenses imputées de biens et services	64
Couverture des prix	64
Taxes et subventions	64
Rabais, remises, ristournes, programmes de fidélisation et produits «gratuits»	65
Classification	65
Critères de classification des dépenses de consommation	66
Classification par type de produit	66
Classification par fonction	67
Classifications pour les indices des prix à la consommation	67
Niveau de publication	68
Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP)	68
Appendice 3.1 Indices des prix à la consommation et déflateurs des prix en comptabilité nationale	70
4 Les pondérations des dépenses et leurs sources	71
Introduction	71
La structure de pondération de l'indice des prix à la consommation	71
Pondérations des groupes, classes et sous-classes	73
Pondérations régionales	73
Pondérations des points de vente ou des types de points de vente	73
Pondérations des agrégats élémentaires	74
Sources des données	74
Enquêtes sur le budget des ménages	74
Comptabilité nationale	75
Données sur les ventes au détail	75
Enquêtes sur les points d'achat	76
Données saisies par lecture optique	76
Recensements de population	76
Comment les pondérations sont-elles calculées en pratique?	76
Paiements qui ne sont pas des dépenses de consommation	76
Dépenses peu importantes	77
Produits dont il est difficile de déterminer les prix	77

Utilisation et conjugaison de différentes sources	77
Ajustement des pondérations calculées à partir des enquêtes sur le budget des ménages	77
Période de référence des pondérations	78
Nécessité de réviser les pondérations	78
Fréquence de l'actualisation des pondérations	79
Classification	79
Produits élémentaires nécessitant un traitement particulier	80
Erreurs de pondération	82
5 Échantillonnage	83
Introduction	83
Techniques de tirage aléatoire	83
Tirage aléatoire et indices des prix à la consommation	84
Techniques de tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la taille	84
Méthodes d'échantillonnage utilisées par le Bureau of Labor Statistics des États-Unis	85
Techniques de tirage non aléatoire	86
Raisons de recourir au tirage non aléatoire	86
Échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion	87
Échantillonnage par la méthode des quotas	88
La méthode du produit élémentaire représentatif	88
Échantillonnage dans le temps	88
Choix d'une méthode de tirage	89
Procédures d'estimation	90
Application des procédures d'estimation aux indices des prix à la consommation	90
Estimation de la variance	91
Variances des formules d'indices d'agrégat élémentaire	92
La méthode des États-Unis	92
La méthode suédoise	92
La méthode française	93
La méthode du Luxembourg	94
Autres méthodes	94
Allocation optimale	94
Récapitulation	95
6 Relevé des prix	97
Introduction	97
Fréquence et dates des relevés	97
Prise en compte de l'hyperinflation	99
Spécification des produits élémentaires	100
Procédures de relevé	101
Techniques de relevé des prix	103
Conception du questionnaire	104
Procédures sur le terrain	107
Relevé centralisé et en bureau	107
Réductions de prix	109
Marchandage	111
Remplacement forcé, substitution de produits et ajustement de la qualité	112
Questions connexes	113
Communication électronique	113
Parités de pouvoir d'achat	115
Qualité des données et contrôle de la qualité	115
Documentation	115
Appendice 6.1 Extrait d'un formulaire simple de relevé des prix	116
7 Ajustement aux changements de qualité	117
Introduction	117

Pourquoi la méthode de l'appariement de modèles peut échouer	118
Produits élémentaires manquants	118
Problématique de l'échantillonnage	119
Nouveaux produits	120
La nature du changement de la qualité	120
Une méthode fondée sur l'utilité	121
Indices conditionnels	122
Aperçu des méthodes d'ajustement de la qualité utilisées en l'absence de produits appariés	123
Ajustement additif et ajustement multiplicatif	124
Ajustement de la période de référence et ajustement de la période en cours	125
Comparaisons à court terme et à long terme	125
Méthodes implicites d'ajustement de la qualité	125
Le recouvrement	126
Imputation par la moyenne globale ou par la moyenne ciblée	128
Méthode d'imputation par la moyenne des remplacements à qualité constante	132
Remplacement en équivalent ou comparaison directe	132
Dissemblable pur ou chaînage indiquant l'absence de variation de prix	133
Report ou reconduction du prix	133
Méthodes d'ajustement explicite de la qualité	133
Avis d'experts	133
Ajustement de la quantité	134
Différences des coûts de production ou d'option	135
Méthode hédonique	137
Limites de la méthode hédonique	143
Choix entre les méthodes d'ajustement des prix par les changements de qualité	145
Technologies de pointe et autres secteurs à taux de remplacement élevé	148
Quelques exemples	148
Les indices de prix hédoniques	149
Différence entre indices hédoniques et indices de produits appariés	153
Chaînage	154
Comparaisons à court terme et à long terme	155
Méthodes d'ajustement aux changements de la qualité dans les comparaisons à court terme	155
Comparaisons à court terme implicites à partir d'imputations	157
Indices à une étape et à deux étapes	158
Appendice 7.1 Données sur les ordinateurs personnels provenant des sites Internet de Compaq et Dell au Royaume-Uni, en juillet 2000, pour illustrer une régression hédonique	160
8 Substitution de produits élémentaires, espace d'échantillonnage et nouveaux produits	163
Introduction	163
Échantillons appariés	164
Espace d'échantillonnage et remplacement ou substitution de produits élémentaires	164
Mise à jour de l'échantillon, chaînage et indices hédoniques	166
Informations requises pour une stratégie d'ajustement en fonction de la qualité	167
Système de métadonnées statistiques	167
Les nouveaux produits et en quoi ils diffèrent des produits dont la qualité a changé	169
Incorporation des nouveaux produits	169
Changement de base et mise à jour de l'échantillon	171
Remplacements dirigés et extension dirigée de l'échantillon	172
Prix de réservation	174
Résumé	174
Appendice 8.1 Apparition ou disparition de produits ou de points de vente	176
Appendice 8.2 Nouveaux produits et substitution	180
9 Le calcul des indices de prix à la consommation dans la pratique	183
Introduction	183

Calcul des indices de prix pour les agrégats élémentaires	183
Construction des agrégats élémentaires	183
Construction des indices d'agrégat élémentaire	186
Indices-chaînes ou indices directs pour les agrégats élémentaires	190
Associativité de l'agrégation	191
Observations de prix manquantes	191
Autres formules d'indices d'agrégat élémentaire	195
Indices de valeur unitaire	196
Formules applicables aux données obtenues par lecture électronique	197
Calcul des indices de niveau supérieur	197
Les indices de prix à la consommation en tant que moyennes pondérées d'indices d'agrégat élémentaire	197
Exemple numérique	198
Indices de Young et de Lowe	199
Calcul de la variation de l'indice de Young	200
Actualisation par les prix de la période de référence des pondérations à la période de référence des prix	200
Adoption de nouvelles pondérations et chaînage	202
Décomposition des variations de l'indice	206
Quelques solutions de remplacement aux indices à pondérations fixes	206
Vérification des données	208
Identification d'éventuelles erreurs et valeurs aberrantes	209
Vérification et correction des données	211
10 Cas particuliers	215
Introduction	215
Logements occupés par leur propriétaire	215
Concept d'utilisation	215
Concept de paiement	217
Concept d'acquisition	220
Vêtement	222
Le marché du vêtement	222
Méthode d'établissement d'indices pour les vêtements non saisonniers	222
Remplacement des produits élémentaires et changement de qualité	224
Méthodes à utiliser pour inclure les vêtements saisonniers dans l'indice des prix à la consommation	224
Brefs commentaires	228
Services de télécommunications	229
Produits élémentaires représentatifs et produits appariés	229
Produits élémentaires représentatifs et valeurs unitaires	231
Profils des consommateurs	231
Échantillon de factures	232
Services financiers	233
Achat de devises	233
Services de courtage	234
Mécanismes de dépôt et de prêt	235
Services d'agence immobilière	236
Services d'assurance de biens	237
Concept de paiement	238
Concept d'utilisation	238
Concept d'acquisition	239
Suivi des prix des primes d'assurance brutes	239
L'utilisation des primes brutes pour mesurer approximativement le service d'assurance net	240
Appendice 10.1 Exemple de calcul d'un indice des prix d'un produit de dépôt	241
11 Erreurs, variances et biais	245
Introduction	245
Types d'erreurs	245

Erreurs d'échantillonnage	245
Erreurs autres que d'échantillonnage	245
Erreurs et biais de mesure	246
Estimation de variance	246
Description qualitative des erreurs autres que les aléas d'échantillonnage	247
Procédures suivies pour limiter les erreurs	247
Types de biais	249
Composantes des biais	250
Biais de substitution de niveau supérieur	250
Biais d'agrégat élémentaire	251
Biais dû au changement de qualité et aux nouveaux produits	252
Biais dû aux nouveaux points de vente	253
Estimations du biais : présentation sommaire	254
Conclusion	254
12 Organisation et gestion	255
Introduction	255
Collecte à l'échelon local	255
Collecte sous-traitée	255
Collecte centralisée	257
Qualité sur le terrain	257
Descriptions	257
Continuité	257
Demande de vérification des données saisies	258
Retour d'information	258
Les contrôles de qualité des relevés au niveau local : le rôle des contrôleurs	259
Suivi	259
Contrôle <i>a posteriori</i>	259
Autres fonctions du contrôleur	260
Contrôles de qualité en bureau	260
Rapports	261
Algorithmes	261
Établissement et publication de l'indice	262
Établissement mensuel de l'indice	262
Feuilles de calcul	263
Introduction de modifications	263
Reprise des activités après une catastrophe	263
Gestion de la qualité et systèmes de gestion de la qualité	264
Systèmes de gestion de la qualité	265
Utilisation accrue des techniques de management de la qualité	266
Gestion de la performance, formation et perfectionnement	266
Besoins de formation	266
Formation spécialisée à l'intention des statisticiens et des enquêteurs	266
Documentation	267
Analyses	267
13 Publication, diffusion et relations avec les utilisateurs	269
Introduction	269
Présentation des niveaux et des variations des prix sous forme de séries chronologiques	269
Correction des variations saisonnières et lissage de l'indice	270
Analyse des facteurs des variations	270
Commentaire économique et interprétation de l'indice	271
Présentation de mesures connexes et d'autres mesures	271
Inflation sous-jacente	271
Autres indices	271

Indices calculés à partir de sous-agrégats	272
Communiqués de presse, bulletins et notes méthodologiques	272
Normes internationales relatives à la diffusion des indices des prix à la consommation	273
Calendrier de diffusion de l'indice des prix à la consommation	274
Délai de diffusion et exactitude des données	274
Accès aux données	275
Confidentialité	275
Diffusion électronique	275
Prise en compte du point de vue des usagers	275
Différentes applications des indices des prix à la consommation	275
Présentation de la méthodologie	276
Rôle des comités consultatifs	276
Explication de la qualité de l'indice	276
14 Système des statistiques des prix	277
Introduction	277
Les comptes nationaux, cadre de référence du système des statistiques des prix	278
Ressources et emplois de biens et services agrégés	279
Unités institutionnelles et établissements	279
Comptes des unités institutionnelles	280
L'indice des prix à la consommation et les principaux indices de prix	297
Champ de l'agrégat des dépenses de l'indice des prix à la consommation	297
L'indice des prix à la consommation en tant que mesure de l'inflation dans les transactions de marché	300
Traitement des achats transfrontaliers dans l'indice des prix à la consommation	300
Autres indicateurs des prix dans les comptes nationaux	301
Indices des prix de l'offre totale	301
Indices des prix de la consommation intermédiaire	301
Indices des prix des emplois finals	301
Indices des prix du produit intérieur brut	302
Indices des prix des services de main-d'œuvre	302
Cadre d'un système des statistiques de prix des biens et services	303
Comparaison internationale des dépenses consacrées aux biens et services	303
15 Fondements de la théorie des indices	309
Introduction	309
Décomposition des agrégats en valeur en composantes de prix et de quantités	310
Décomposition des agrégats en valeur et test de factorité	310
Indices de Laspeyres et de Paasche	311
Moyennes symétriques d'indices de prix fondés sur un panier fixe	313
L'indice de Fisher en tant que moyenne des indices de Paasche et de Laspeyres	313
L'indice de Walsh et la théorie de l'indice de prix «pur»	314
Pondérations annuelles et indices mensuels des prix	317
Indice de Lowe fondé sur les prix mensuels et les quantités annuelles pour l'année de référence	317
Indice de Lowe et indices d'année intermédiaire	322
L'indice de Young	323
L'indice de Divisia et ses approximations discrètes	327
Indices de prix et de quantités de Divisia	327
Approximations discrètes de l'indice de Divisia en temps continu	328
Indices à base fixe ou indices-chaînes	329
Appendice 15.1 Relation entre les indices de Paasche et de Laspeyres	334
Appendice 15.2 Relation entre les indices de Lowe et de Laspeyres	335
Appendice 15.3 Relation entre l'indice de Young et son indice réciproque	336
Appendice 15.4 Relation entre la méthode de Divisia et l'approche économique	337

16 Approches axiomatiques et stochastiques de la théorie des indices	339
Introduction	339
L'approche de la théorie des indices par les niveaux	341
Approche axiomatique des indices de prix unilatéraux	341
Seconde approche axiomatique des indices de prix unilatéraux	342
Première approche axiomatique des indices de prix bilatéraux	343
Les indices bilatéraux et certains tests initiaux	343
Tests d'homogénéité	344
Tests d'invariance et de symétrie	345
Tests de la valeur moyenne	346
Tests de monotonie	347
L'indice idéal de Fisher et la méthode des tests	347
Performances des autres indices face aux tests	348
Le test d'additivité	349
Approche stochastique des indices des prix	351
L'approche stochastique non pondérée initiale	351
Approche stochastique pondérée	353
Seconde approche axiomatique des indices de prix bilatéraux	356
Cadre général et tests préliminaires	356
Tests d'homogénéité	357
Tests d'invariance et de symétrie	358
Test de la valeur moyenne	359
Tests de monotonie	359
Tests de pondérations	359
L'indice de prix de Törnqvist–Theil et la seconde approche des indices bilatéraux par les tests	360
Propriétés axiomatiques des indices de Lowe et de Young	363
Appendice 16.1 Démonstration de l'optimalité de l'indice de prix de Törnqvist–Theil dans la seconde approche des tests bilatéraux	364
17 Approche économique de la théorie des indices : le cas des ménages uniques	367
Introduction	367
L'indice du coût de la vie de Konüs et les limites observables	368
L'indice du coût de la vie véritable lorsque les préférences sont homothétiques	371
Indices superlatifs : l'indice idéal de Fisher	373
Moyenne quadratique des indices superlatifs d'ordre r	375
Indices superlatifs : l'indice de Törnqvist	377
Les propriétés d'approximation des indices superlatifs	379
Indices superlatifs et agrégation en deux étapes	381
L'indice de Lloyd–Moulton	383
Préférences annuelles et prix mensuels	385
L'indice de Lowe en tant qu'approximation d'un indice du coût de la vie véritable	385
Approximation de premier ordre du biais de l'indice de Lowe	386
Approximation de second ordre du biais de substitution de l'indice de Lowe	387
Le problème des produits saisonniers	390
Le problème du passage d'un prix zéro à un prix positif	391
18 Approche économique de la théorie des indices : le cas des ménages multiples	393
Introduction	393
Indices du coût de la vie ploutocratiques et limites observables	393
L'indice de prix de Fisher ploutocratique	396
Indices du coût de la vie démocratiques ou ploutocratiques?	398
19 Indices des prix fondés sur un ensemble de données artificielles	401
Introduction	401

L'ensemble de données artificielles	401
Premier indices des prix : les indices de Carli, Jevons, Laspeyres et Paasche	402
Indices de prix à pondérations asymétriques	403
Indices à pondérations symétriques : indices superlatifs et autres	405
Indices superlatifs construits par agrégation en deux étapes	406
Indices de prix de Lloyd–Moulton	406
Décompositions additives de la variation en pourcentage de l'indice idéal de Fisher	408
Indices de Lowe et de Young	409
Indices d'année intermédiaire fondés sur la formule de Lowe	410
Indices de type Young	411
20 Les indices d'agrégat élémentaire	413
Introduction	413
Indices d'agrégat élémentaire idéaux	414
Problèmes d'agrégation et de classification des agrégats élémentaires	416
Indices d'agrégat élémentaire utilisés en pratique	420
Relations numériques entre les indices d'agrégat élémentaire les plus utilisés	421
Approche axiomatique des indices d'agrégat élémentaire	423
Approche économique des indices d'agrégat élémentaire	424
Approche des indices d'agrégat élémentaire par l'échantillonnage	427
Utilisation de données obtenues par lecture optique dans la construction d'agrégats élémentaires	427
Approche stochastique simple des indices d'agrégat élémentaire	430
Conclusion	432
21 Changements de qualité et indices hédoniques	433
Introduction	433
Apparition et disparition des produits élémentaires	433
Prix hédoniques et marchés implicites	435
Les produits élémentaires en tant qu'ensembles liés de caractéristiques	435
Le consommateur ou la demande	435
Le producteur ou l'offre	437
L'équilibre	438
Ce que signifient les prix hédoniques	438
Autre formulation théorique hédonique, basée sur le consommateur	440
Les indices hédoniques	442
Les indices théoriques de prix des caractéristiques	443
Régressions hédoniques et indicatrices temporelles	444
Les indices hédoniques d'imputation	444
Les indices hédoniques superlatifs et exacts	445
Indices hédoniques non pondérés et formules d'indices appariés non pondérés	447
Les nouveaux biens et services	448
Appendice 21.1 Quelques problèmes économétriques	450
22 Le traitement des produits saisonniers	457
Introduction	457
Une série de données saisonnières	459
Indices à base mensuelle en glissement annuel	459
Indices en glissement annuel	464
Indices annuels mobiles	467
Estimation d'un indice annuel mobile par le glissement annuel de la période en cours	470
Indices de prix mensuels à recouvrement maximal	473
Indices à panier annuel avec reconduction des prix non observables	477
Indices à panier annuel avec imputation des prix non observables	479
Indice de Bean et Stine type C ou indice de Rothwell	480

Estimation d'indices annuels mobiles à l'aide d'indices mensuels à panier annuel	481
Conclusion	483
23 Biens durables et coûts d'usage	485
Introduction	486
Le concept d'acquisition	487
Le concept d'équivalent-loyer	489
Le concept du coût d'usage	491
Rapport entre coûts d'usage et coûts d'acquisition	491
Autres modèles d'amortissement possibles	493
Modèle général d'amortissement des biens de consommation durables (invariables)	493
Amortissement géométrique ou dégressif à taux constant	495
Amortissement linéaire	496
Amortissement du fiacre centenaire ou de l'ampoule électrique	496
Biens durables uniques et concept du coût d'usage	498
Coût d'usage des logements occupés par leur propriétaire	499
Traitement des coûts liés aux logements occupés par leur propriétaire	502
Traitement des intérêts des prêts immobiliers	502
Traitement des impôts fonciers	503
Traitement de l'assurance sur les biens	503
Traitement des dépenses d'entretien et de rénovation	504
Traitement des frais de transaction liés aux achats de logements	507
Comparaison des coûts d'usage pour les bailleurs et pour les propriétaires-occupants	507
Coût des dommages	507
Non-paiement des loyers et coût de vacance des logements	507
Frais liés aux avis d'échéance et à l'entretien	507
Coût d'opportunité du capital	508
Fourniture de services supplémentaires dans le cadre des locations	508
Le concept de paiement	509
Méthodes possibles de calcul du prix des logements occupés par leur propriétaire	509
Le concept d'acquisition	510
Le concept d'équivalent-loyer	510
Le concept du coût d'usage	510
Glossaire	513
Appendice. Formules et terminologie relatives à quelques indices de base	522
Annexe 1 Indices des prix à la consommation harmonisés (Union européenne)	525
Annexe 2 Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP)	539
Annexe 3 Résolution concernant les indices des prix à la consommation adoptée par la dix-septième Conférence internationale des statisticiens du travail, 2003	559
Annexe 4 Comparaisons spatiales des prix à la consommation, parités de pouvoir d'achat et programme de comparaison internationale	573
Bibliographie	587
Index	603
Liste des tableaux	
4.1 Exemple de pondérations par région et type de points de vente pour la sous-classe «fruits frais»	74
5.1 Tirage aléatoire systématique de 3 points de vente sur 10, à probabilité inégale proportionnelle à la taille	85
5.2 Échantillon aléatoire de Pareto de 3 points de vente sur 10, à probabilité inégale proportionnelle à la taille	85

6.1	Exemple de formulaire d'enquête indiquant le nombre de prix relevés par magasin ou étal	112
6.2	Exemple illustrant la méthode de détermination du prix effectivement payé par l'acheteur en cas de marchandage	113
7.1	Illustrations des méthodes implicites d'ajustement de la qualité	126
7.2	Exemple du biais lié à un ajustement implicite de la qualité dans l'hypothèse où la variation (moyenne) de prix de nouveaux produits ajustés aux changements de qualité par rapport à la variation de prix des produits qu'ils remplacent demeure inchangée ($r_2 = 1,00$)	131
7.3	Exemple fondé sur la taille, le prix et le prix unitaire de sacs de farine	135
7.4	Résultats de la régression hédonique dans le cas des ordinateurs personnels Dell et Compaq	139
7.5	Exemple de comparaisons à court terme et à long terme	156
8.1	Exemple d'extension de l'échantillon	173
9.1	Calcul des indices de prix pour un agrégat élémentaire	187
9.2	Imputation des prix manquant temporairement	193
9.3	Disparition et remplacement de produits, sans chevauchement	194
9.4	Disparition et remplacement de produits avec chevauchement des prix	195
9.5	Agrégation des indices d'agrégat élémentaire	199
9.6	Actualisation par les prix des pondérations entre les périodes de référence des pondérations et des prix	201
9.7	Calcul d'un indice-chaîne	204
9.8	Décomposition des variations de l'indice	207
10.1	Exemple de calcul d'une série de créances hypothécaires	219
10.2	Exemple de calcul d'une série de charges d'intérêts hypothécaires	220
10.3	Données de prix synthétiques visant à illustrer les méthodes d'établissement des indices des prix du vêtement	225
10.4	Divers indices des prix des vêtements d'été	226
10.5	Divers indices des prix des vêtements d'hiver	226
10.6	Divers indices des prix du vêtement	227
10.7	Structure d'indice donnée à titre d'exemple pour les services de télécommunications (méthode des produits élémentaires représentatifs)	230
10.8	Exemples de caractéristiques des services de télécommunications	230
10.9	Exemple de profil d'utilisateur de services de téléphonie mobile	232
10.10	Illustration de l'impact des taxes sur les mesures des services d'assurance (dollars)	240
11.1	Taxonomie des erreurs dans un indice des prix à la consommation	245
14.1	Compte de production d'un établissement, d'une unité institutionnelle ou d'un secteur institutionnel	282
14.2	Compte de production ventilé par produit d'un établissement ou d'une unité d'activité économique locale	284
14.3	Compte d'utilisation du revenu des unités et secteurs institutionnels	286
14.4	Ventilation du compte d'utilisation du revenu par produit, pour les unités et secteurs institutionnels	289
14.5	Ventilation du compte d'utilisation du revenu par produit, pour l'économie totale	290
14.6	Comptes de capital	292
14.7	Compte de capital ventilé par produit	293
14.8	Compte extérieur des biens et services	294
14.9	Compte extérieur des biens et services ventilé par produit	295
14.10	Le tableau des ressources et des emplois (TRE)	296
14.11	Couverture des principaux indices de prix : colonnes du tableau des ressources et des emplois	298
14.12	Définition du champ, des rapports de prix, de la couverture et des pondérations des principaux indices des prix	299
14.13	Compte d'exploitation d'un établissement, d'une unité institutionnelle ou d'un secteur institutionnel	303
14.14	Compte d'exploitation d'un établissement et d'une branche d'activité ventilé par services de main-d'œuvre (profession)	304
14.15	Cadre des statistiques des prix	305
19.1	Prix des six produits	402

19.2	Quantités des six produits	402
19.3	Dépenses et parts des dépenses aux six produits	402
19.4	Indices à base fixe de Laspeyres, Paasche, Carli et Jevons	403
19.5	Indices-chaînes de Laspeyres, Paasche, Carli et Jevons	403
19.6	Indices à base fixe et pondérations asymétriques	404
19.7	Indices à pondérations asymétriques utilisant le principe du chaînage	404
19.8	Indices à base fixe et pondérations asymétriques pour les produits 3–6	404
19.9	Indices-chaînes à pondérations asymétriques pour les produits 3–6	404
19.10	Indices à base fixe et pondérations symétriques	405
19.11	Indices à pondérations symétriques calculés en utilisant le chaînage	405
19.12	Indices superlatifs à base fixe établis en une et deux étapes	407
19.13	Indices-chaînes superlatifs établis en une et deux étapes	407
19.14	Indices-chaînes de Fisher et indices à base fixe de Lloyd–Moulton	407
19.15	Indices-chaînes de Fisher et de Lloyd–Moulton	408
19.16	Décomposition additive de la variation en pourcentage de l'indice de Fisher par Diewert	408
19.17	Décomposition de l'indice de Fisher par Van Ijzeren	410
19.18	Indices de Lowe et de Young, indices de Laspeyres, Paasche et Fisher à base fixe et indices-chaînes de Laspeyres, Paasche et Fisher	410
19.19	Les cinq indices de Lowe, l'indice d'année intermédiaire et les indices-chaînes de Törnqvist et de Fisher	411
19.20	Les cinq indices de Young et les indices-chaînes de Törnqvist et de Fisher	411
20.1	Proportion des transactions de 2000 ayant pu être appariées à celles de 1998	419
20.2	Indices des prix de Laspeyres par type de classification, septembre 1998–2000	419
20.3	Indices des prix de Fisher par type de classification, septembre 1998–2000	419
22.1	Une série de données artificielles : prix	460
22.2	Une série de données artificielles : quantités	460
22.3	Indices de Laspeyres à base mensuelle fixe en glissement annuel	463
22.4	Indices de Paasche à base mensuelle fixe en glissement annuel	463
22.5	Indices de Fisher à base mensuelle fixe en glissement annuel	463
22.6	Approximations des indices de Paasche à base mensuelle fixe en glissement annuel	464
22.7	Approximations des indices de Fisher à base mensuelle fixe en glissement annuel	464
22.8	Indices de Laspeyres à base mensuelle en glissement annuel chaîné	464
22.9	Indices de Paasche à base mensuelle en glissement annuel chaîné	464
22.10	Indices de Fisher à base mensuelle en glissement annuel chaîné	465
22.11	Approximations des indices de Laspeyres à base mensuelle en glissement annuel chaîné	465
22.12	Approximations des indices de Paasche à base mensuelle en glissement annuel chaîné	465
22.13	Approximations des indices de Fisher à base mensuelle en glissement annuel chaîné	465
22.14	Indices annuels à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher	467
22.15	Indices annuels approchés à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher et indice de Laspeyres géométrique	467
22.16	Indices-chaînes annuels de Laspeyres, de Paasche et de Fisher	467
22.17	Indices-chaînes annuels approchés de Laspeyres, de Paasche et de Fisher	467
22.18	Indices de prix annuels mobiles de Laspeyres, de Paasche et de Fisher	469
22.19	Indices de prix annuels mobiles de Laspeyres, de Paasche et de Fisher	471
22.20	Indice annuel mobile à base fixe de Laspeyres et indice annuel mobile approché corrigé des variations saisonnières	472
22.21	Indices-chaînes mensuels à recoupement maximal de Laspeyres, de Paasche et de Fisher	476
22.22	Indices-chaînes mensuels de Laspeyres, de Paasche et de Fisher	476
22.23	Indice de Lowe, indice de Young, indice de Laspeyres géométrique et indice annuel mobile centré avec reconduction des prix manquants	478
22.24	Indice de Lowe, indice de Young, indice de Laspeyres géométrique et indice annuel mobile centré avec imputation des prix	479

22.25	Indice de Lowe, avec reconduction des prix et indices de Rothwell, original et normalisé	481
22.26	Indice de Lowe, indice de Young et indice de Laspeyres géométrique avec reconduction des prix, désaisonnalisés, et indice annuel mobile centré	482
22.27	Indice de Lowe, indice de Young et indice de Laspeyres géométrique à prix imputés, désaisonnalisés, indice de Rothwell désaisonné et indice annuel mobile centré	483

Liste des graphiques

4.1	Structure d'agrégation typique d'un indice des prix à la consommation (IPC)	72
6.1	Procédures de relevé des prix	102
7.1	Ajustement de la quantité pour des produits de taille différente	135
7.2	Diagramme de dispersion indiquant les prix et les vitesses de traitement des ordinateurs personnels	138
7.3	Ordinogramme des ajustements de qualité	146
9.1	Structure d'agrégation typique d'un indice des prix à la consommation (IPC)	185
12.1	Procédures de collecte des prix	256
17.1	Les indices de Laspeyres et de Paasche, limites de l'indice véritable du coût de la vie	370
21.1	Décisions de consommation et de production correspondant à des combinaisons de caractéristiques	435
22.1	Indices annuels mobiles chaînés et à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher	470
22.2	Indices annuels mobiles approchés, à base fixe et chaînés, de Laspeyres, de Paasche et de Fisher	470
22.3	Indice à base fixe de Laspeyres, indice annuel mobile approché et indice annuel mobile approché corrigé des variations saisonnières	472
22.4	Indice de Lowe, indice de Young, indice de Laspeyres géométrique et indice annuel mobile centré avec reconduction des prix manquants	479
22.5	Indice de Lowe, indice de Young, indice de Laspeyres géométrique et indice annuel mobile centré	480
22.6	Indice des prix de Lowe et de Rothwell	481
22.7	Indice de Lowe, indice de Young et indice de Laspeyres géométrique avec reconduction des prix, désaisonnalisés, et indice annuel mobile centré	482
22.8	Indice de Lowe, indice de Young et indice de Laspeyres géométrique à prix imputés, désaisonnalisés, indice de Rothwell désaisonné et indice annuel mobile centré	483
A4.1	Arbre couvrant de poids minimum pour l'Europe	581
A4.2	Données de prix pour les activités relatives à l'IPC et au PCI	583
A4.3	Séquence de comparaisons des prix	584

Liste des encadrés

13.1	Modèle de présentation de l'indice des prix à la consommation	273
13.2	Modèle de note méthodologique accompagnant les communiqués de presse sur les indices des prix à la consommation	274
14.1	Les secteurs institutionnels dans le <i>Système de comptabilité nationale 1993</i>	281
14.2	Branches d'activité ou industries couvertes par l'indice des prix à la production, en termes de valeur agrégée de la production	285
14.3	Traitement du logement et des produits de consommation durables dans la comptabilité nationale et dans les indices des prix à la consommation	287

PRÉFACE

La Banque mondiale, le Bureau international du travail (BIT), la Commission économique des Nations Unies pour l'Europe (CEE-ONU), l'Office de statistique des Communautés européennes (Eurostat), le Fonds monétaire international (FMI), l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), ainsi que des experts de plusieurs offices de statistique nationaux et d'universités, ont collaboré depuis 1998 à l'élaboration du présent manuel. Ils souscrivent aux principes et recommandations contenus dans cet ouvrage, lesquels définissent, selon eux, la pratique à suivre par les offices de statistique pour établir l'indice des prix à la consommation (IPC). Il se peut toutefois que, en raison de contraintes pratiques et faute de ressources suffisantes, les offices de statistique de certains pays ne puissent pas donner suite immédiatement à quelques-unes des recommandations formulées, qui leur serviront dès lors d'orientations ou de cibles dans la révision de leur IPC et l'amélioration de leurs projets d'IPC. Il n'y a pas toujours de solutions claires et nettes aux problèmes théoriques et pratiques spécifiques que posent, par exemple, le plan d'échantillonnage, le choix de la formule d'indice, l'ajustement des prix en fonction des changements de qualité et le traitement des produits nouveaux. Aussi les offices de statistique doivent-ils faire appel aux principes économiques et statistiques fondamentaux énoncés dans le présent manuel pour concevoir des solutions pratiques.

L'indice des prix à la consommation

L'IPC est un indice qui mesure la variation des prix des biens et services de consommation d'un mois sur l'autre (ou d'un trimestre sur l'autre). Les prix sont relevés dans les magasins et autres points de vente au détail. La méthode de calcul le plus souvent utilisée consiste à faire la moyenne des variations de prix d'une période à l'autre pour les divers produits, en prenant comme pondération les dépenses que les ménages leur consacrent en moyenne. Les IPC sont des statistiques officielles établies d'ordinaire par l'office national de statistique, le ministère du travail ou la banque centrale. Ils sont publiés aussi vite que possible, en général dix jours environ après la fin du mois ou du trimestre le plus récent.

Le présent manuel s'adresse à la fois aux utilisateurs des IPC et aux offices de statistique chargés d'établir ces indices. Son objectif est double : expliquer en détail les méthodes effectivement utilisées pour le calcul d'un IPC et décrire la théorie économique et statistique sur laquelle reposent ces méthodes.

L'IPC mesure l'inflation des prix telle qu'elle est vécue et perçue par les ménages dans leur rôle de consommateurs. Il est aussi largement utilisé comme valeur approchée de l'indice général de l'inflation pour l'ensemble de l'économie, ce qui s'explique en partie par la fréquence de sa publication et les délais réduits avec lesquels il est produit. L'IPC est devenu une statistique essentielle à la conduite de la politique économique, et notamment monétaire. Il est souvent retenu dans des textes de loi, mais aussi dans un large éventail de contrats privés, comme mesure de l'inflation à utiliser pour corriger le montant des paiements (salaires, loyers, intérêts, prestations sociales, etc.) des effets de celle-ci. Cet indice peut donc avoir un impact considérable sur la situation financière des gouvernements, des entreprises et des ménages.

Ce manuel propose un certain nombre de lignes directrices aux offices de statistique et autres organismes chargés d'établir l'IPC, en partant du principe que les ressources dont ils disposent à cet effet sont limitées. *Calculer un IPC ne se limite pas à suivre automatiquement un simple jeu de règles ou un ensemble type de procédures adaptées à n'importe quelle situation.* Si certains principes généraux sont d'application universelle, les procédures suivies dans la pratique, qu'il s'agisse du relevé ou du traitement des prix ou des méthodes d'agrégation, varient selon les circonstances. Elles dépendront, en l'occurrence, de l'usage principal de l'indice, de la nature des marchés et des pratiques de fixation des prix en vigueur dans le pays, mais aussi des ressources des offices de statistique. Ces derniers doivent faire des choix, et le manuel explique les concepts et principes économiques et statistiques qui peuvent leur permettre d'opter pour des solutions efficaces et rentables en toute connaissance de cause.

Le manuel fait fond sur l'expérience accumulée par de nombreux offices de statistique à travers le monde. Les méthodes que ceux-ci utilisent ne sont pas figées, mais évoluent et s'améliorent sans cesse sous l'effet de plusieurs facteurs. En premier lieu, la recherche affine et consolide sans cesse la théorie économique et statistique sur laquelle sont fondés les IPC. Nous avons amélioré depuis peu, par exemple, notre connaissance des avantages et inconvénients des diverses formules ou méthodes de traitement des données sur les prix de base recueillies pour construire les IPC. Les progrès récents des technologies de l'information et des communications ont influé eux-aussi sur les

méthodes d'établissement de l'IPC. Cette évolution de la théorie et des données statistiques peut influencer sur toutes les étapes du calcul de l'IPC. Les technologies nouvelles peuvent modifier les méthodes employées pour relever les prix et les communiquer à l'office central de statistique. Elles peuvent aussi améliorer le traitement et la vérification des données, notamment les méthodes d'ajustement des prix des biens et des services pour tenir compte des changements de qualité. Enfin, l'amélioration des formules permet de calculer des indices de niveau supérieur à la fois plus exacts et plus fiables, y compris l'IPC global lui-même.

Normes internationales relatives à l'IPC

Certaines normes internationales de statistiques économiques ont évolué principalement pour permettre l'établissement de statistiques qui se prêtent à des comparaisons internationales. Mais elles peuvent aussi bénéficier aux pays eux-mêmes. Les normes relatives à l'IPC décrites dans le présent manuel sont le fruit des expériences et des connaissances accumulées à travers le monde. Faciliter l'accès à cette expérience et à ces connaissances ne peut qu'être profitable à tous les pays.

Dans bien des cas, l'IPC a d'abord été établi dans le but avant tout d'ajuster les salaires pour compenser la perte de pouvoir d'achat due à l'inflation. C'est pourquoi la construction de l'IPC a souvent été confiée aux ministères du travail. La Conférence internationale des statisticiens du travail (CIST), convoquée par les instances dirigeantes du BIT, a constitué tout naturellement l'enceinte privilégiée pour traiter de la méthodologie du calcul de l'IPC et énoncer des lignes directrices en la matière.

Les premières normes internationales relatives à l'IPC ont été promulguées en 1925 par la deuxième CIST. Cette première approche normative portait sur l'indice du «coût de la vie» et non pas sur l'IPC. On fait maintenant une distinction entre ces deux notions. L'indice des prix à la consommation mesure la variation du coût de l'achat d'un «panier» donné de biens et services de consommation, tandis que l'indice du coût de la vie mesure la variation du coût du maintien d'un niveau de vie, ou niveau d'utilité, donné. Pour cette raison, la dixième CIST a décidé en 1962 d'adopter l'expression plus générale d'«indice des prix à la consommation», qui recouvre normalement l'un et l'autre concepts. Il n'y a pas forcément conflit entre les deux. Ainsi que nous le verrons dans le manuel, les méthodes considérées comme les meilleures seront vraisemblablement très similaires, quelle que soit l'approche adoptée.

Les normes internationales ont fait l'objet de trois révisions (en 1947, 1962 et 1987) sous forme de résolutions adoptées par la CIST. Les normes de 1987 concernant l'IPC ont été suivies d'un manuel de méthodes (Turvey, 1989), qui donne des orientations utiles aux pays désireux d'appliquer concrètement ces normes.

Le contexte de la présente révision

Quelques années après la publication du manuel de 1989, la nécessité d'approfondir un certain nombre de problèmes méthodologiques en suspens et controversés est devenue manifeste. Un groupe d'experts, composé de spécialistes de l'indice des prix venus d'offices nationaux de statistique, d'organisations internationales et de milieux universitaires du monde entier, a été formé. Connu sous le nom de «Groupe d'Ottawa», ville où il s'est réuni pour la première fois en 1994, il fait partie des groupes-ville créés par la Commission de statistique des Nations Unies pour traiter des points précis des méthodes statistiques. Au cours des sept réunions qu'il a tenues entre 1994 et 2003, plus d'une centaine d'études sur la théorie et la pratique des indices de prix ont été présentées et examinées. Parmi les conclusions qui se sont dégagées de ces réunions, il est apparu que les méthodes d'établissement des IPC pouvaient être améliorées et consolidées de diverses manières.

Dans le même temps, la maîtrise de l'inflation est devenue presque partout une priorité majeure. Non seulement l'IPC est largement utilisé pour mesurer et suivre l'évolution des prix, mais, dans bien des cas, les cibles d'inflation sont exprimées spécifiquement sous forme de taux de variation de l'IPC. Loin d'amoindrir l'intérêt manifesté pour la méthodologie de l'IPC, le ralentissement de l'inflation enregistré dans de nombreuses régions du monde au cours des années 90 (par rapport aux années 70 et 80) a en fait accru la demande de mesures plus exactes, plus précises et plus fiables de l'évolution des prix. Lorsque le taux d'inflation tombe à 2 % ou 3 % par an, même une petite erreur ou un faible biais de l'IPC deviennent relativement importants.

Pour s'assurer de l'exactitude des IPC, les gouvernements ou instituts de recherche de certains pays ont chargé des groupes d'experts d'examiner et d'évaluer les méthodes utilisées. La méthodologie de calcul de l'IPC a suscité un intérêt et fait l'objet d'un examen sans précédent de la part du grand public. Il en est ressorti, entre autre, que les méthodes actuelles pouvaient être entachées d'un biais positif. C'est la conviction de bon nombre d'économistes des milieux universitaires ou du secteur public et d'autres utilisateurs des IPC, qui estiment que l'on ne tient pas assez compte des améliorations de la qualité de nombreux biens et services. En fait, l'ampleur et parfois même le sens du biais sont incertains, le biais observé varie selon le type de biens et services de consommation et son effet total sur l'IPC global n'est pas le même d'un pays à l'autre. Il n'en reste pas moins que ce biais peut être considérable. Ce ma-

nuel propose donc un examen assez approfondi de l'ajustement des prix en fonction des changements de qualité, en s'inspirant des études les plus récentes sur cette question. Le biais constaté peut tenir à d'autres facteurs, tels que l'utilisation d'un panier de biens et services non actualisé et non représentatif, ou résulter des méthodes utilisées pour échantillonner et relever les prix. Plusieurs chapitres traitent de ces questions et le chapitre 11 fait le point sur les erreurs et biais possibles.

L'IPC est largement utilisé pour l'indexation des prestations sociales telles que les pensions, indemnités de chômage, etc. Il est retenu en outre comme facteur d'indexation des prix dans les contrats à long terme. Les effets cumulés d'un biais, aussi faible soit-il, peuvent donc être importants sur le long terme et avoir un impact financier considérable sur les budgets publics. C'est pourquoi les organes gouvernementaux, et en particulier les ministères des finances, manifestent un regain d'intérêt pour les IPC, dont ils examinent l'exactitude et la fiabilité avec plus de soin et de rigueur que dans le passé.

Face à l'évolution décrite ci-dessus, l'idée qu'il convenait de revoir, mettre à jour et développer la version 1989 du manuel du BIT s'est peu à peu imposée à la fin des années 90. Formellement recommandée lors de la réunion commune CEE-ONU/BIT sur les indices des prix à la consommation organisée à Genève fin 1997, la révision du manuel a été confiée aux principales organisations internationales chargées de mesurer l'inflation. Cette stratégie a été avalisée en 1998 par la Commission de statistique des Nations Unies, qui est convenu par ailleurs de transformer le Groupe d'Ottawa en Groupe de travail intersecrétariats sur les statistiques des prix (IWGPS). La seizième CIST, réunie en 1998, a recommandé aussi que l'on révise la résolution de la quatorzième CIST concernant les indices des prix à la consommation adoptée en 1987. Le projet de résolution révisé soumis à l'examen de la dix-septième CIST (24 novembre-3 décembre 2003) a été préparé par le Bureau de statistique du BIT parallèlement à la préparation du manuel révisé. Tout a été fait pour que les deux documents soient cohérents et se renforcent l'un l'autre¹.

Quelques sujets de préoccupation liés aux méthodes d'indice actuelles :

Ce nouveau manuel met à profit les multiples études consacrées, ces dix dernières années, à la théorie des indices et aux méthodes d'indice pour répondre aux préoccupations évoquées ci-dessus. Il recommande de nouvelles pratiques, car son but n'est pas simplement de codifier les pratiques actuelles des organismes de statistique. Il est bon de rappeler ici quelques uns des principaux sujets de préoccupation qui nous ont conduit à étudier de nombreuses questions plus en détail dans le cadre du manuel.

La méthodologie traditionnelle utilisée pour calculer un IPC classique repose sur la formule de Laspeyres. L'indice de Laspeyres mesure les variations, entre deux périodes, du coût de l'achat total d'un panier de biens et services représentatif de la première de ces périodes, ou période de référence. Le panier de la période de référence est évalué d'abord aux prix de cette période, puis à ceux de périodes successives. Cette méthode présente au moins un triple avantage dans la pratique. D'abord, elle est facile à expliquer au public. Ensuite, elle peut utiliser plusieurs fois les mêmes données sur les achats des consommateurs tirées d'anciennes enquêtes sur le budget des ménages ou de sources administratives (au lieu de requérir de nouvelles données chaque mois). Enfin, elle n'a pas besoin d'être révisée si l'on part du principe que les utilisateurs sont satisfaits du concept de Laspeyres. Autre avantage notable, la formule de Laspeyres fait apparaître une associativité de l'agrégation au niveau d'agrégation le plus faible. L'indice peut être décomposé en sous-agrégats interconnectés de façon simple.

Concrètement, les offices de statistique calculent leur IPC à l'aide d'un indice de Laspeyres présenté sous son autre forme, celle d'une moyenne pondérée des variations de prix observées, ou des rapports de prix, en prenant pour pondération les parts de dépenses de la période de référence. Malheureusement, bien que l'indice de Laspeyres soit un concept simple, il est difficile dans la pratique de calculer un authentique indice de Laspeyres. Les offices de statistique ont donc recours à des approximations :

- Il est généralement impossible de connaître les parts de dépenses exactes, produit par produit, pour la période de référence. Les offices de statistique se contentent par conséquent des pondérations des dépenses de la période de référence au niveau de groupes de 100 à 1000 produits.
- Pour chacun des groupes de produits choisis, les offices relèvent un échantillon de prix représentatifs dans les points de vente au lieu de prendre note du prix auquel s'effectue chaque transaction. Ils utilisent des formules d'indice pondérées de façon symétrique (plutôt qu'en fonction des dépenses) pour agréger ces prix de produits élémentaires en un indice d'agrégat élémentaire, lequel servira à son tour de rapport de prix pour chacun des groupes de 100 à 1000 produits lors du calcul de l'indice de Laspeyres de niveau supérieur. Chacun s'accorde à reconnaître que cette procédure en deux temps n'est pas tout à fait conforme à la méthodologie de Laspeyres (qui suppose qu'il

¹Le texte de la résolution 2003 concernant les indices des prix à la consommation est reproduit à l'annexe 3. Il se trouve également sur le site du Bureau de statistique du BIT : <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat>.

y ait pondération à chaque niveau d'agrégation). Pour des raisons théoriques et pratiques, cependant, les offices de statistique estiment que les rapports de prix des indices d'agrégat élémentaire ainsi obtenus sont assez exacts pour être inclus dans la formule de Laspeyres au niveau d'agrégation supérieur.

Cette méthodologie, qui remonte aux travaux effectués par Mitchell (1927), Knibbs (1924) et quelques autres pionniers il y a 80 à 90 ans, est encore utilisée aujourd'hui.

Bien que la plupart des offices de statistique utilisent traditionnellement comme *indice* l'indice de Laspeyres, la théorie économique et la théorie des indices laissent penser que d'autres types d'indice — ceux de Fisher, Walsh ou Törnqvist–Theil, par exemple — constitueraient des cibles plus indiquées. Comme on le sait, l'indice de Laspeyres est entaché d'un biais positif par rapport à ces autres indices cibles. Il est bien sûr possible que ces derniers ne puissent pas être calculés par un office de statistique, mais il n'en faut pas moins se donner une cible théorique, quelle qu'elle soit. La fixation d'une cible est nécessaire aussi pour déterminer à quel point l'indice effectivement produit par un office de statistique se rapproche de l'idéal théorique. Les chapitres du manuel consacrés aux questions théoriques décrivent les quatre principales approches de la théorie des indices :

- 1) l'approche du panier-type et des moyennes symétriques de paniers-types;
- 2) l'approche stochastique (estimateur statistique);
- 3) l'approche axiomatique (approche des tests);
- 4) l'approche économique.

Les approches (3) et (4) sont familières aux statisticiens des prix et des utilisateurs chevronnés, mais les approches (1) et (2) appellent peut-être des précisions.

L'indice de Laspeyres est un exemple d'indice de panier-type. Le problème, d'un point de vue théorique, est qu'il existe une autre formule tout aussi valable pour les deux périodes comparées : l'indice de Paasche, qui utilise le panier de quantités de la période en cours. Lorsqu'il existe deux estimateurs aussi valables l'un que l'autre pour le même concept, la théorie statistique recommande d'en faire la moyenne. Cependant, il y a plusieurs types de moyenne et le choix de celle-ci n'est pas sans importance. Selon le manuel, la «meilleure» moyenne est la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche (l'indice idéal de Fisher). Mais le «meilleur» panier est celui dans lequel les quantités sont les moyennes géométriques des quantités des deux périodes (l'indice de Walsh). Du point de vue des estimations statistiques, le «meilleur» indice est une moyenne géométrique des rapports de prix utilisant comme pondérations la moyenne (arithmétique) des parts de dépenses dans les deux périodes (l'indice de Törnqvist–Theil).

La théorie des indices nous apprend encore une chose qui doit être mentionnée ici, à savoir la difficulté de définir le prix et la quantité des produits à utiliser pour chaque période dans la formule d'indice. En effet, le même produit peut être vendu à des prix différents. Quel sera alors le prix le plus représentatif des ventes de ce produit pour la période? La réponse est la *valeur unitaire* puisque ce prix, multiplié par la quantité totale vendue pendant la période, est égal à la valeur des ventes. Le manuel *ne* recommande *pas*, bien entendu, de recourir à la valeur unitaire pour les produits *hétérogènes*; celle-ci ne doit être calculée que pour les produits *identiques*.

Les *six points* susmentionnés sont les *principaux sujets de préoccupation* soulevés par la méthodologie classique. Ils ne sont pas classés par ordre d'importance, car tous présentent un grand intérêt :

1. Au niveau d'agrégation final, l'IPC traditionnellement utilisé *n'est pas* un véritable indice de Laspeyres car les pondérations des dépenses se rapportent à une *année* de référence différente du *mois* (ou trimestre) de référence des prix. Les pondérations de dépenses sont donc annuelles, tandis que les relevés de prix sont mensuels. Dans un véritable indice de Laspeyres, la période de référence des pondérations des dépenses doit *coïncider* avec celle des prix. Le fait est que, dans l'indice effectivement calculé par beaucoup d'offices de statistique au niveau d'agrégation final, la période de référence des pondérations précède celle des prix. Les indices de ce type afficheront probablement un certain biais positif par rapport à un véritable indice de Laspeyres, en particulier si les pondérations de dépenses sont actualisées par les prix de la période de référence à la période de base de l'indice de Laspeyres. Il s'ensuit que ces indices sont nécessairement entachés de biais positifs par rapport à des indices cibles théoriques comme ceux de Fisher, Walsh ou Törnqvist–Theil.
2. Aux premiers niveaux d'agrégation, ce sont des moyennes non pondérées des prix ou rapports de prix qui sont employées. Jusqu'à la période récente où les données saisies par lecture optique dans les points de vente sont devenues plus accessibles, on pensait que les biais pouvant résulter de l'utilisation d'indices non pondérés n'étaient pas particulièrement significatifs. Cependant, certaines observations font apparaître aujourd'hui que les niveaux d'agrégation inférieurs pourraient être entachés de biais positifs importants par rapport aux résultats des indices cibles préférés mentionnés plus haut.
3. Le troisième sujet de préoccupation est le suivant : si les offices de statistique reconnaissent d'ordinaire que le traitement des changements de qualité et des produits nouveaux pose des problèmes, il est difficile de mettre au point une méthodologie cohérente qui puisse les résoudre lorsque l'on a choisi un indice de Laspeyres qui utilise

un ensemble de quantités fixe. La «régression hédonique» est la plus répandue des pratiques optimales d'ajustement des indices de prix en fonction de la qualité. Dans ce contexte, le prix d'un produit à un moment donné est fonction de ses caractéristiques physiques et économiques par rapport à celles des produits remplaçants. En fait, les modalités d'intégration de la régression hédonique dans le cadre théorique de l'IPC soulèvent bien des controverses. Les chapitres les plus théoriques du manuel, aussi bien que ceux qui s'attachent davantage aux aspects pratiques, font une large place à ces questions méthodologiques. Les problèmes posés par la disparition de produits anciens et l'apparition de nouveaux produits sur le marché sont beaucoup plus graves qu'ils ne l'étaient lorsque la méthode traditionnelle de l'IPC a été mise au point il y a environ 80 ans (époque où ce problème était en grande partie ignoré). Pour de nombreuses catégories de produits, telles que les modèles de biens de consommation durables, les produits dont le prix a été relevé en début d'année ne sont tout simplement plus disponibles en fin d'année. L'*amenuisement progressif de l'échantillon* crée d'énormes problèmes méthodologiques. Aux niveaux d'agrégation inférieurs, il devient nécessaire (au moins pour de nombreuses catégories de produits) d'utiliser des indices-chaînes et non des indices à base fixe. Certains indices non pondérés risquent d'être entachés de biais importants lorsqu'ils sont chaînés.

4. Le quatrième sujet de préoccupation, lié au premier, concerne le *traitement des produits saisonniers*. Le recours aux quantités ou aux parts de dépenses annuelles se justifie dans une certaine mesure si l'on s'intéresse aux tendances des variations de prix sur le long terme. Mais des utilisateurs comme les banques centrales s'intéressent au court terme et veulent connaître les variations d'un mois sur l'autre; les pondérations annuelles risquent alors de lancer des signaux trompeurs. Les variations mensuelles des prix des produits dont ce n'est pas la saison (auxquels sont donc attribués des pondérations faibles pour les mois en question) peuvent être fortement amplifiées si l'on utilise des pondérations annuelles. Le problème est encore aggravé lorsque les produits ne sont pas du tout offerts pendant certains mois de l'année. Il y a certes des solutions aux problèmes des produits saisonniers, mais elles ne plaisent pas toujours à nombre de statisticiens et utilisateurs de l'IPC car elles supposent la construction de *deux* indices, l'un pour mesurer les variations de prix à court terme et l'autre (plus exact) pour suivre l'évolution des prix à long terme, corrigée des variations saisonnières.
5. Cinquième sujet de préoccupation, les services ont été relativement négligés dans les IPC, comme du reste dans la plupart des statistiques économiques, alors même qu'ils ont pris une importance prépondérante. L'IPC couvre d'ordinaire beaucoup plus de prix de biens que de prix de services, et beaucoup plus de groupes de produits que de groupes de services. En règle générale, on ne s'est guère penché sur les difficultés soulevées par la mesure des variations des prix et des volumes de services, même si ces problèmes théoriques et pratiques posés sont considérables. Les services d'assurance, les jeux de hasard, les services financiers, la publicité, les télécommunications, les loisirs ou les services de logement sont autant d'exemples de ces services difficiles à mesurer. Bien souvent, les offices de statistique ne disposent tout simplement pas des ressources ou des méthodes indispensables pour résoudre ces délicats problèmes d'évaluation.
6. Enfin, la méthodologie de l'IPC tend à ne pas reconnaître qu'un seul IPC ne suffit pas pour répondre aux besoins des différents utilisateurs. Certains peuvent avoir besoin au plus vite, par exemple, d'informations sur l'évolution des prix en glissement mensuel. Il convient alors d'utiliser un indice de panier-type aux pondérations prédéterminées (même si elles risquent d'être inadéquates et non actualisées) disponibles immédiatement. D'autres, par contre, peuvent préférer une mesure plus exacte ou plus représentative des variations de prix et accepter pour ce faire de sacrifier l'actualité des données à leur exactitude. Pour cette raison, le Bureau of Labor Statistics des États-Unis publie, rétrospectivement, un indice superlatif qui utilise de manière symétrique les données sur les pondérations de la période en cours et de la période de référence. C'est une manière de procéder tout à fait rationnelle, car les utilisateurs n'ont pas tous les mêmes besoins. Le cas des logements occupés par leur propriétaire est un autre exemple de l'utilité d'élaborer plusieurs indices. De solides arguments ont été avancés en faveur de trois traitements différents fondés respectivement sur le concept d'acquisition, l'équivalent-loyer et le coût d'usage. Ces trois méthodes peuvent toutefois donner des résultats chiffrés tout à fait différents sur le court terme. L'office de statistique doit opter pour l'une d'elles, mais, comme toutes trois sont valables, il peut mettre à la disposition des utilisateurs intéressés des indices utilisant les deux autres méthodes sous forme de séries analytiques. Troisième exemple, l'utilité d'établir plusieurs indices se manifeste aussi lorsque, en raison du caractère saisonnier de certains produits, l'indice mensuel n'est pas fondé sur le même ensemble de produits que celui qui compare le mois considéré avec le mois correspondant de l'année précédente.

Toutes ces préoccupations sont évoquées dans le présent manuel. Un échange de vues franc et ouvert sur ces questions devrait encourager les économistes et statisticiens des universités, des administrations publiques, des banques centrales, etc., à s'attaquer à ces problèmes de mesure et à trouver de nouvelles solutions applicables par les offices de statistique. S'il est sensibilisé à ces problèmes, le public devrait prendre conscience de la nécessité d'affecter des ressources supplémentaires aux offices de statistique pour améliorer ces mesures économiques.

Indices des prix à la consommation harmonisés

La convergence des taux d'inflation des États membres de l'Union européenne (UE) était un important préalable à la création d'une union monétaire en 1999. Il a donc fallu adopter une définition précise de l'inflation et une méthodologie commune afin de s'assurer que les indices des prix des pays participants sont comparables. C'est pourquoi un examen approfondi et systématique de tous les aspects du calcul des IPC a été engagé par les offices de statistique des membres de l'UE dans les années 90, en collaboration avec Eurostat et l'Office de statistique de l'UE. Il a abouti à l'élaboration d'un nouveau règlement de l'UE pour les 29 États membres ou candidats à l'Union, ainsi qu'à l'établissement des indices des prix à la consommation harmonisés de l'UE (IPCH). La méthodologie des IPCH est résumée à l'annexe 1 du manuel.

Les travaux sur les IPCH se sont déroulés parallèlement à ceux de l'IWGPS, dont plusieurs membres ont, au demeurant, participé à la fois aux travaux sur les IPCH et à la présente révision du manuel. Bien que la méthodologie élaborée ici ait beaucoup de similarités avec celle adoptée pour les IPCH, elle s'en écarte aussi sur certains points. Les IPCH ont été mis au point dans un but spécifique, alors que la méthodologie définie dans ce manuel se veut souple, utilisable à des fins multiples et applicable à tous les pays, indépendamment de leur situation économique et de leur stade de développement. Le manuel donne en outre beaucoup plus de détails, d'informations et d'explications sur la méthodologie de l'IPC et la théorie économique et statistique qui la sous-tend que les normes relatives aux IPCH.

Organisation de la révision

Les six organisations internationales citées au début de cette préface, qui s'intéressent à la fois à la mesure de l'inflation et aux moyens de la maîtriser, ont collaboré à la révision de ce manuel. Elles continuent d'apporter une assistance technique dans le domaine de l'IPC à des pays qui ne sont pas tous au même stade de développement, y compris à ceux qui ont entrepris de passer de la planification centrale à l'économie de marché. Ces organisations ont uni leurs efforts pour réviser ce manuel, et ont créé pour ce faire l'IWGPS, dont le rôle est d'organiser et de conduire les opérations de révision plutôt que de remplir les fonctions de groupe d'experts.

L'IWGPS a été chargé :

- de désigner les spécialistes de l'indice des prix invités à participer au processus de révision en qualité de membre du Groupe d'experts techniques (GET/IPC) chargé de formuler des conseils sur le contenu du manuel, ou à titre d'auteur;
- de fournir les ressources nécessaires, financières et autres;
- d'organiser les réunions du GET/IPC, de préparer son programme de travail et de rédiger les comptes rendus de ses réunions;
- d'assurer la publication et la diffusion du manuel.

Certains membres de l'IWGPS étaient aussi membres du GET/IPC. Il importe de noter que les experts participant au GET/IPC ont été invités à se joindre au groupe en qualité d'expert et non pas de représentant ou délégué des offices nationaux de statistique ou autres organismes qui les emploient. Les participants ont ainsi pu donner leur opinion d'expert sans engager en aucune façon la responsabilité des organismes dont ils relèvent.

La révision du manuel a pris cinq ans et a impliqué de multiples activités :

- l'établissement de l'avant-projet et le recrutement des experts chargés de rédiger les divers chapitres;
- l'examen des projets de chapitre par les membres du GET/IPC, de l'IWGPS et d'autres experts;
- l'affichage des projets de chapitre sur un site Internet spécial afin de recueillir les observations des personnes et organisations intéressées;
- l'organisation de débats au sein d'un petit groupe d'experts issus d'organismes de statistique et des milieux universitaires pour la finalisation de tous les chapitres;
- la mise au point de la version finale du manuel.

Liens avec le *Manuel de l'indice des prix à la production*

L'une des premières décisions de l'IWGPS a été de produire, parallèlement à ce manuel, un nouveau manuel international sur les indices des prix à la production (IPP). S'il existe des normes internationales sur les IPC depuis plus de 70 ans, le premier manuel international sur les indices des prix à la production ne date que de 1979 (Nations Unies, 1979). En dépit de l'importance des IPP pour la mesure et l'analyse de l'inflation, les méthodes utilisées pour les construire ont été relativement négligées, que ce soit au niveau national ou sur le plan international.

Un nouveau *Manuel de l'indice des prix à la production* (œuvre commune d'Eurostat, du BIT, du FMI, de l'OCDE, de la CEE-ONU et de la Banque mondiale, à paraître prochainement) a donc été conçu et rédigé en même temps que le manuel de l'IPC. L'IWGPS a créé un second groupe, le Groupe d'experts techniques sur l'IPP, dont cer-

tains membres font aussi partie du Groupe d'experts techniques sur l'IPC. Les deux équipes ont travaillé en étroite collaboration. Les méthodologies de l'IPP et de l'IPC ont de nombreux points communs. Toutes deux reposent sur la même théorie économique et statistique, mais l'IPC s'appuie sur la théorie du comportement des consommateurs et l'IPP sur la théorie de la production. Cependant, les deux théories économiques sont isomorphes et conduisent aux mêmes types de conclusions sur l'établissement des indices. Les deux manuels ont des contenus similaires, ils sont tout à fait cohérents entre eux du point de vue conceptuel et leurs textes sont parfois identiques.

La plupart des membres du Groupe d'experts techniques sur l'IPC et du Groupe d'experts techniques sur l'IPP sont des membres actifs du Groupe d'Ottawa. Les deux manuels ont pu mettre à profit le contenu et les conclusions des très nombreuses études présentées lors des réunions de ce Groupe.

REMERCIEMENTS

Les organisations représentées dans l'IWGPS tiennent à exprimer leur reconnaissance envers tous ceux qui ont pris part à l'élaboration du manuel. Elles remercient tout particulièrement Peter Hill, qui en a dirigé la production, W. Erwin Diewert, qui a contribué très largement à la rédaction des chapitres théoriques, et Bert Balk, à qui a été soumis l'ensemble des questions d'ordre théorique. Leurs efforts conjugués ont permis d'améliorer très sensiblement la qualité de cet ouvrage.

Les auteurs des différents chapitres sont :

- Préface* Peter Hill, Paul Armknecht et W. Erwin Diewert
Guide du lecteur Peter Hill
- 1 *Introduction à la méthodologie de l'indice des prix à la consommation* Peter Hill
 - 2 *Utilisation des indices des prix à la consommation* Peter Hill
 - 3 *Concepts et champ de l'indice* Peter Hill et Fenella Maitland-Smith
 - 4 *Les pondérations des dépenses et leurs sources* Valentina Stoevska et Carsten Boldsen
 - 5 *Échantillonnage* Jorgen Dalén, A. Sylvester Young et Bert Balk
 - 6 *Relevé des prix* David Fenwick
 - 7 *Ajustement aux changements de qualité* Mick Silver
 - 8 *Substitution de produits élémentaires, espace d'échantillonnage et nouveaux produits* Mick Silver
 - 9 *Le calcul des indices de prix à la consommation dans la pratique* Carsten Boldsen et Peter Hill
 - 10 *Cas particuliers* Keith Woolford, David Fenwick et contributeurs de plusieurs offices de statistique
 - 11 *Erreurs, variances et biais* John Greenlees et Bert Balk
 - 12 *Organisation et gestion* David Fenwick
 - 13 *Publication, diffusion et relations avec les utilisateurs* Tom Griffin
 - 14 *Système des statistiques des prix* Kimberly Zieschang
 - 15 *Fondements de la théorie des indices* W. Erwin Diewert
 - 16 *Approches axiomatiques et stochastiques de la théorie des indices* W. Erwin Diewert
 - 17 *Approche économique de la théorie des indices : le cas des ménages uniques*
W. Erwin Diewert
 - 18 *Approche économique de la théorie des indices : le cas des ménages multiples*
W. Erwin Diewert
 - 19 *Indices des prix fondés sur un ensemble de données artificielles* W. Erwin Diewert
 - 20 *Les indices d'agrégat élémentaire* W. Erwin Diewert
 - 21 *Changements de qualité et indices hédoniques* Mick Silver
 - 22 *Le traitement des produits saisonniers* W. Erwin Diewert
 - 23 *Biens durables et coûts d'usage* W. Erwin Diewert
- Glossaire et annexe au glossaire* Peter Hill et Bert Balk

Annexes

- 1 *Indices des prix à la consommation harmonisés (Union européenne)* Alexandre Makaronidis, Keith Hayes
- 2 *Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP)* Commission de statistique de l'ONU
- 3 *Résolution concernant les indices des prix à la consommation adoptée par la dix-septième Conférence internationale des statisticiens du travail, 2003* OIT

REMERCIEMENTS

4 Comparaisons spatiales des prix à la consommation, parités de pouvoir d'achat et programme de comparaison internationale Prasada Rao

Les auteurs appartiennent aux organismes suivants :

Bert Balk	Statistics Netherlands, Pays-Bas
Carsten Boldsen	Statistics Denmark, Danemark
Jorgen Dalén	Expert
W. Erwin Diewert	University of British Columbia, Canada
David Fenwick	United Kingdom Office of National Statistics (ONS), Royaume-Uni
John Greenlees	United States Bureau of Labor Statistics (BLS), États-Unis
Tom Griffin	Expert
Keith Hayes	Eurostat
Peter Hill	Expert, directeur de la production du manuel
Fenella Maitland-Smith	OCDE
Alexandre Makaronidis	Eurostat
Prasada Rao	University of Queensland, Australie
Mick Silver	Cardiff University, Royaume-Uni
Valentina Stoevska	OIT
Keith Woolford,	Australian Bureau of Statistics (ABS), Australie
A. Sylvester Young	OIT
Kimberly Zieschang	FMI

Le manuel a grandement bénéficié aussi du concours de nombreux autres experts, tels que Martin Boon (Statistics Netherlands); Heber Camelo et Ernestina Pérez (Commission économique pour l'Amérique latine et les Caraïbes); Denis Fixler (United States Bureau of Economic Analysis); Leendert Hoven (Statistics Netherlands); Michel Mouyelo-Katoula (Banque africaine de développement); Carl Obst (alors à l'OCDE); Bouchaib Thich (Département de la prévision économique et du plan, Maroc) et Ralph Turvey (expert). Les experts ou organismes suivants nous ont aussi apporté des avis et commentaires précieux : Statistics Austria; Statistics Singapore; BLS (États-Unis); Michael Anderson (ABS); Rob Edwards (ABS); Eivind Hoffmann (OIT); Roberto Vilarrubi (British School, Washington); les participants à l'International Working Group on Price Indices (IWGPS) organisé à Singapour en juin 2001, ainsi que les membres du Groupe d'Ottawa.

L'IWGPS a créé un groupe d'experts techniques spécialisés dans l'IPC (TEG/CPI) en vue de la révision du manuel. Ses membres appartenaient aussi au TEG/CPI, auquel participaient :

David Fenwick	Président, ONS (Royaume-Uni)
Paul Armknecht	Président du TEG/PPI, FMI
John Astin*	Eurostat
Bert Balk	Statistics Netherlands
W. Erwin Diewert	University of British Columbia, Canada
Yoel Finkel	Israel Central Bureau of Statistics, Israël
Carsten Boldsen	Statistics Denmark, Danemark
John Greenlees	BLS (États-Unis)
Paul Haschka	Statistics Austria, Autriche
Peter Hill	Directeur de la publication du manuel
Jean-Claude Roman*	Eurostat
Bohdan Schultz*	Statistique Canada
Mick Silver	Cardiff University, Royaume-Uni
Kimberly Zieschang	FMI

L'UNECE (Jan Karlsson, Lidia Bratanova*, Miodrag Pesut*, Tihomira Dimova*) et l'OIT (Valentina Stoevska) ont assuré conjointement le secrétariat du TEG/CPI.

The TEG/CPI s'est réuni à sept reprises, les 11–12 février 1999 (Genève), 2 novembre 1999 (Genève, 5–6 février 2001 (Washington), 25–26 juin 2001 (Genève), 31 octobre 2001 (Genève), 19–21 mars 2002 (Londres) et 14–15 octobre 2002 (Londres).

L'IWGPS s'est réuni à cinq reprises, les 24 septembre 1998 (Paris), 11 février 1999 (Genève), 2 novembre 1999 (Genève), 21–22 mars 2002 (Londres) et 5 décembre 2003 (Genève). Une série de réunions informelles se sont aussi tenues.

XXX

L'OIT a assuré le secrétariat du Groupe et A. Sylvester Young a présidé l'IWGPS. Durant le processus de révision, le directeur de la publication du manuel de l'IPC (Peter Hill), le président du TEG/CPI (David Fenwick), le directeur de la publication du manuel de l'IPP et le président du TEG/PPI (Paul Armknecht) ont participé aux réunions de l'IWGPS.

La publication finale de la version anglaise de ce manuel a été coordonnée, avec la participation des organisations représentées dans l'IWGPS, par Valentina Stoevska du Bureau de statistique de l'OIT. Le Bureau de statistique de l'OIT a apporté une contribution importante à l'édition et à la production du manuel. Nous tenons enfin à remercier Angela Haden et Barbara Campanini pour leur relecture minutieuse du manuscrit final.

*Ces membres ont occupé leurs fonctions durant une partie de la période seulement.

GUIDE DU LECTEUR

Les manuels de statistiques économiques publiés à travers le monde se proposent traditionnellement d'apporter un éclairage utile sur les concepts, définitions et classifications utilisés, la couverture des indices, la valorisation et l'enregistrement des données, les procédures d'agrégation, les formules de calcul, etc. Leur but principal est d'aider les praticiens à établir les statistiques requises dans les différents pays. C'est le même objectif que nous avons privilégié ici.

Cependant, le présent manuel a aussi été conçu pour le bénéfice de tous ceux qui utilisent les indices des prix à la consommation (IPC), tels que les économistes des administrations publiques et des milieux universitaires, les experts financiers et les autres observateurs avertis de l'activité économique. L'IPC est une statistique clé pour la politique économique, et retient comme telle l'attention des médias, des gouvernements et du grand public dans la plupart des pays. En dépit de son apparente simplicité, c'est un concept perfectionné qui fait largement appel à la théorie économique et statistique et qui suppose la manipulation de données complexes. Ce manuel a donc aussi pour ambition de faire mieux connaître les propriétés des IPC.

En règle générale, tous ceux qui produisent ou utilisent des statistiques économiques doivent avoir une idée précise de ce qu'elles sont censées mesurer, en principe. En économie comme dans d'autres disciplines, il ne peut y avoir de mesure sans théorie. Le manuel propose par conséquent une analyse approfondie, exhaustive et actuelle de la théorie économique et statistique. Ce faisant, il offre une présentation complète, sur le double plan conceptuel et pratique, de la mesure des IPC.

L'ouvrage qui en résulte n'en est pas moins volumineux. Il est impossible, sachant que les lecteurs n'ont pas nécessairement les mêmes intérêts ou priorités, de concevoir une séquence de chapitres qui réponde aux attentes de tous. Cela dit, ce manuel est conçu pour être une source de référence, et il n'est donc pas nécessaire de le lire d'un bout à l'autre. Beaucoup de lecteurs ne seront sans doute intéressés que par une série de chapitres. L'objectif de ce guide est par conséquent de donner à chacun un aperçu du contenu du manuel qui l'aidera à satisfaire au mieux ses intérêts et ses priorités.

Aperçu de la séquence des chapitres

Le chapitre 1 est une introduction générale à la méthodologie de l'IPC et s'adresse à tous les lecteurs, auxquels il donne les informations de base nécessaires pour comprendre les chapitres suivants. Il résume la théorie des indices, qui est expliquée plus en détail aux chapitres 15 à 23, et rappelle les grandes étapes de l'établissement d'un IPC, en faisant fond sur les chapitres 3 à 9. Cependant, le chapitre 1 ne résume pas l'ensemble du manuel, car il laisse de côté certains sujets spécifiques et cas particuliers qui ne présentent pas un intérêt général.

Le chapitre 2 explique comment les IPC ont évolué en réponse aux demandes formulées à leur sujet, et comment les utilisations que l'on en fait influent sur le choix de la méthodologie utilisée. Le chapitre 3 présente un série de concepts, principes et classifications de base, ainsi que le champ d'application ou la couverture de l'IPC, qui peut varier sensiblement d'un pays à l'autre.

Les chapitres 4 à 9 sont étroitement liés en une séquence qui décrit les diverses étapes de l'établissement de l'IPC, du relevé et du traitement des données sur les prix au calcul de l'indice final. Le chapitre 4 explique comment sont calculées les pondérations de dépenses attachées aux variations de prix pour les différents biens et services. Ces pondérations reposent d'ordinaire sur les enquêtes de consommation des ménages, complétées au besoin par des données extraites d'autres sources.

Le chapitre 5 traite des questions d'échantillonnage. Un IPC est, dans son principe, une estimation fondée sur un échantillon de prix. Le chapitre 5 analyse la conception de ces échantillons et présente les avantages et inconvénients du tirage aléatoire et du tirage raisonné. Le chapitre 6 est consacré aux procédures utilisées à l'heure actuelle pour relever les prix auprès d'une sélection de points de vente ou d'autres fournisseurs. Il aborde des sujets tels que la conception des questionnaires, la spécification des produits élémentaires choisis et l'utilisation des données obtenues par lecture optique ou des ordinateurs de poche.

Le chapitre 7 aborde la question difficile de l'ajustement des prix en cas de changement de la qualité des biens ou services sélectionnés. Les variations de valeur qui résultent de changements de qualité sont considérées comme des variations en volume et non pas des changements de prix. Isoler les effets spécifiques des changements de qualité pose des problèmes théoriques et pratiques considérables aux statisticiens. Le chapitre 8 couvre la question connexe

des modalités de traitement des nouveaux biens et services qui n'ont pas fait l'objet d'achats auparavant et pour lesquels on ne dispose donc pas des prix pour les périodes antérieures.

Le chapitre 9 fait la synthèse des cinq chapitres précédents et résume, étape par étape, les phases successives du calcul d'un IPC. Il décrit les indices d'agrégat élémentaire calculés à partir des prix bruts relevés pour de petits groupes de produits et l'établissement consécutif de la moyenne des indices d'agrégat élémentaire pour obtenir des indices de niveau supérieur, jusqu'à l'IPC global.

Le chapitre 10 passe en revue un certain nombre de cas qui appellent un traitement spécifique, tels que les biens et services dont les prix ne sont pas donnés séparément parce qu'ils s'insèrent dans des transactions composites couvrant plus d'un produit élémentaire. Il examine aussi le cas des logements occupés par leur propriétaire. Le chapitre 11 examine les erreurs et biais qui peuvent entacher les IPC.

Le chapitre 12 traite des questions d'organisation et de gestion. La conduite des enquêtes sur les prix et le traitement des résultats obtenus est une opération de grande ampleur qui demande à être organisée avec soin et menée de façon efficace. La publication ou la diffusion des résultats sont évoquées au chapitre 13.

Le chapitre 14 marque une rupture dans la séquence des chapitres en ce sens qu'il ne porte pas sur l'établissement des IPC. Il poursuit en effet un objectif différent, qui est d'examiner la place de l'IPC dans le système général des statistiques des prix. L'IPC ne doit pas être traité comme une statistique indépendante et isolée. Le flux de biens de consommation et de services auquel il se rapporte n'est lui-même qu'un ensemble de flux interdépendants au sein de l'économie globale. L'analyse de l'inflation requiert plus d'un indice, et il est essentiel de savoir exactement comment l'IPC se rattache à l'indice des prix à la production (IPP) et aux autres indices de prix, tels que les indices des prix à l'exportation et à l'importation. Le tableau des ressources et des emplois du Système de comptabilité nationale offre un cadre théorique approprié à l'examen de ces interrelations.

Les chapitres 15 à 18 exposent de façon systématique et détaillée la théorie des indices et la théorie économique sur lesquelles reposent les IPC. Les cinq approches de la théorie des indices analysées couvrent tous les aspects de la théorie des indices. Ensemble, elles donnent un aperçu exhaustif et actuel de la théorie des indices, y compris de ses développements méthodologiques récents présentés dans les revues spécialisées et les comptes rendus de conférences.

Le chapitre 15 propose une introduction à la théorie des indices centrée sur la décomposition des changements de valeur en leurs composantes de prix et de quantités. Le chapitre 16 examine les approches axiomatiques et stochastiques des IPC. L'approche axiomatique, ou approche par les tests, énumère une liste de propriétés souhaitables pour les indices et met à l'essai des formules spécifiques qui permettent de déterminer si les indices possèdent ou non ces propriétés.

Le chapitre 17 explique l'approche économique fondée sur la théorie du comportement du consommateur. Dans ce cadre, l'IPC est défini comme un indice du coût de la vie (COLI). Bien qu'il ne soit pas possible de calculer directement les indices du coût de la vie, on peut s'attendre à ce qu'une certaine classe d'indices, appelés indices superlatifs, donnent dans la pratique une approximation des indices du coût de la vie. De plus en plus d'économistes et d'autres utilisateurs s'accordent à penser qu'en principe, l'indice idéal préféré pour les besoins de l'IPC devrait être un indice superlatif, tel que l'indice de Fisher. Ce constat est étayé par le fait que l'indice de Fisher se révèle aussi très souhaitable d'un point de vue axiomatique.

Le chapitre 18 traite des questions d'agrégation. Le chapitre 19 illustre, à partir d'un ensemble de données artificielles, les conséquences numériques de l'utilisation de formules d'indice différentes. Il montre que le choix de la forme d'indice peut faire le plus souvent une différence considérable, mais que les divers indices superlatifs tendent à se rapprocher les uns des autres.

Le chapitre 20 répond à une question importante : quelle est, sur le plan théorique, la forme d'indice d'agrégat élémentaire la mieux adaptée pour mener à bien la première phase du calcul de l'IPC quand on ne dispose d'aucune information sur les quantités ou les dépenses. C'est une question qui a été relativement négligée jusqu'à une période récente, même si le choix d'une formule d'indice d'agrégat élémentaire peut avoir des conséquences non négligeables sur l'IPC global, car ces indices sont la pierre angulaire des IPC.

Les chapitres 21 à 23 traitent de questions difficiles. Le chapitre 21 examine, d'un point de vue théorique, les ajustements de la qualité et en particulier l'approche hédonique. Les chapitres 22 et 23 décrivent, respectivement, le traitement des produits saisonniers et celui des biens durables. Il existe, dans les comptes nationaux comme dans les IPC, des tensions dues au fait que les logements occupés par leur propriétaire sont considérés comme des actifs, alors que les biens de consommation durable ne le sont pas. Ces traitements ne sont pas faciles à concilier sur le plan théorique, et le chapitre 23 analyse les questions qui se posent à ce niveau.

Le manuel s'achève sur un glossaire des termes utilisés, accompagné d'une bibliographie et de quatre annexes consacrées aux sujets suivants :

- les indices des prix à la consommation harmonisés de l'Union européenne;
- la Classification des fonctions de la consommation individuelles (COICOP), nomenclature des dépenses des ménages;

- la résolution relative aux indices des prix à la consommation adoptée par la dix-septième Conférence internationale des statisticiens du travail en 2003;
- les comparaisons spatiales des prix à la consommation établies sur la base des parités de pouvoir d'achat et du Programme de comparaisons internationales.

Plans de lecture suggérés

Chaque lecteur a ses propres besoins et priorités. Ceux qui s'intéressent avant tout à l'établissement des IPC ne souhaiteront peut-être pas approfondir toutes les facettes de la théorie économique et statistique. Inversement, ceux qui sont davantage concernés par l'utilisation des IPC à des fins analytiques ou opérationnelles ne tiendront peut-être pas à aborder les aspects techniques de la conduite et de la gestion des enquêtes sur les prix.

Tous ne voudront donc pas lire ce manuel dans son intégralité. Quelles que soient leurs préférences, cependant, les lecteurs gagneront à prendre connaissance des trois premiers chapitres. Le chapitre 1 offre une introduction générale au sujet dans son ensemble en faisant un tour d'horizon de la théorie et de la pratique de l'IPC telles qu'elles sont présentées dans ce manuel. Il couvre les notions de base indispensables pour comprendre les chapitres suivants. Le chapitre 2 explique pourquoi les IPC sont calculés et comment ils sont utilisés. Le chapitre 3, enfin, présente une série de concepts fondamentaux et décrit le champ d'application de l'IPC.

Plan de lecture pour les statisticiens

Les chapitres 4 à 13 s'adressent en premier lieu aux statisticiens. Ils suivent une séquence logique qui correspond approximativement aux diverses étapes de l'établissement d'un IPC, en commençant par le calcul des pondérations de dépenses et le relevé des données sur les prix, pour terminer par la publication de l'indice final.

Le chapitre 14 s'adresse aussi bien aux statisticiens qu'aux utilisateurs des IPC. Il inscrit les IPC dans le cadre plus large du système des indices des prix.

Les chapitres 15 à 23 sont pour l'essentiel théoriques. Les statisticiens qui voudront approfondir certains points trouveront là un accès immédiat aux informations dont ils ont besoin. Il nous paraît souhaitable qu'ils aient au moins une bonne connaissance des fondements de la théorie des indices exposée au chapitre 15 et de l'exemple numérique développé au chapitre 19. Le chapitre 20 sur les indices d'agrégat élémentaire est lui aussi particulièrement important pour les statisticiens.

Plan de lecture pour les utilisateurs de l'IPC

S'il est vrai que tous les lecteurs tireront profit des chapitres 1 à 3, les dix chapitres suivants s'adressent en premier lieu aux utilisateurs. Deux des questions abordées suscitent cependant un grand intérêt de la part des utilisateurs : le traitement des changements de qualité et celui des nouveaux produits, qui donnent lieu à un examen approfondi aux chapitres 7 et 8. Les utilisateurs de l'IPC trouveront aussi le chapitre 9 très utile, car il propose une description concise des diverses étapes de l'établissement de l'indice.

Le chapitre 11 sur les erreurs et les biais et le chapitre 14 sur les systèmes de statistiques des prix intéressent à la fois les utilisateurs et les statisticiens.

Les chapitres 15 à 23, qui couvrent la théorie économique et statistique sur laquelle reposent les IPC, retiendront probablement l'attention de nombreux utilisateurs, en particulier des économistes professionnels et des étudiants en économie.

Références

Dans le passé, les manuels de statistiques économiques ne donnaient pas, le plus souvent, les références des travaux conduits dans ce domaine. Il n'apparaissait pas utile de les citer lorsque les études visées se limitaient pour l'essentiel à des revues universitaires ou à des comptes rendus de conférences disponibles seulement dans certaines universités ou bibliothèques. Les agents de bon nombre d'offices de statistique n'avaient guère de chances de pouvoir consulter ce type de documents. La situation a été transformée radicalement par l'Internet, qui a rendu tous ces documents aisément accessibles. C'est pourquoi ce manuel rompt avec la tradition passée en proposant une vaste bibliographie sur les multiples travaux consacrés à la théorie et à la pratique des indices.

INTRODUCTION À LA MÉTHODOLOGIE DE L'INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION

1

1.1 Un indice des prix est une mesure des variations proportionnelles, ou en pourcentage, d'un assortiment de prix au cours du temps. L'indice des prix à la consommation (IPC) mesure les variations des prix des biens et services que les ménages consomment. Ces variations modifient le pouvoir d'achat en volume du revenu des consommateurs et leur bien-être. Étant donné que les prix des différents biens et services n'évoluent pas tous au même rythme, un indice des prix ne peut que refléter la moyenne de leurs variations. On lui assigne d'ordinaire la valeur unitaire ou la valeur 100 pour une période de référence donnée, et les valeurs de l'indice pour d'autres périodes visent à indiquer l'évolution proportionnelle (ou en pourcentage) moyenne des prix, par rapport à cette période de référence. Les indices des prix peuvent aussi être utilisés pour mesurer les différences de niveau des prix entre des villes, des régions ou des pays à un moment donné.

1.2 Pour une large part, ce manuel et les travaux connexes sur les indices des prix s'efforcent de répondre à deux questions essentielles :

- Quel ensemble de prix l'indice doit-il exactement couvrir?
- Quelle est la meilleure façon de calculer la moyenne des variations de ces prix?

Ces deux questions sont abordées dans les premières sections de la présente introduction.

1.3 Les indices des prix à la consommation (IPC) mesurent l'évolution des prix des biens et services achetés, ou acquis d'une autre manière, par les ménages, et que ces derniers utilisent directement ou indirectement pour satisfaire à leurs propres besoins. Les indices des prix à la consommation peuvent avoir pour objet de mesurer le rythme de l'inflation telle que le perçoivent les ménages ou l'évolution du coût de la vie pour ces derniers (c'est-à-dire, les variations du montant des dépenses que les ménages doivent consentir pour maintenir leur niveau de vie). Il n'y a aucune raison que ces deux objectifs soient contradictoires. Dans la pratique, la plupart des IPC sont calculés sous forme de moyennes pondérées des variations des prix, en pourcentage, d'un assortiment spécifié ou «panier-type» de produits de consommation dont les pondérations reflètent l'importance relative dans la consommation des ménages pendant une période donnée. Il est important que ces pondérations soient appropriées et récentes.

1.4 Le présent chapitre propose une introduction générale à la méthodologie suivie pour établir les IPC et

en donne un aperçu. Il résume les aspects théoriques et pratiques de l'établissement des indices afin de faciliter la lecture et la compréhension des chapitres détaillés qui suivent, dont certains sont par la force des choses assez techniques. Il décrit les diverses étapes de l'établissement des IPC, en commençant par le concept, la définition et l'objet des IPC, avant de présenter les procédures d'échantillonnage et les méthodes d'enquête utilisées pour recueillir et traiter les données sur les prix, puis de résumer la méthode actuelle de calcul de l'indice et les modalités de diffusion de celui-ci.

1.5 L'introduction à la méthodologie de l'IPC doit commencer par une présentation du concept de base de l'IPC et de la théorie des indices qui le sous-tend, et en particulier des propriétés et du comportement des divers types d'indice qui sont utilisés dans le cadre de l'IPC ou pourraient l'être. Il est nécessaire, en principe, de déterminer quel type d'indice calculer avant de réfléchir au meilleur moyen d'estimer celui-ci dans la pratique, compte tenu des ressources disponibles.

1.6 Les principaux points abordés dans le présent chapitre sont :

- les origines et les utilisations des IPC;
- les grandes lignes de la théorie des indices, notamment les approches axiomatique et économique des IPC;
- les indices d'agrégat élémentaire et les IPC globaux;
- les transactions, activités et ménages couverts par les IPC;
- le relevé et le traitement des prix, y compris l'ajustement de la qualité;
- le calcul effectif des IPC;
- les erreurs et biais possibles;
- la politique à suivre en matière d'organisation, de gestion et de dissémination.

Dans le manuel, en revanche, les chapitres consacrés à la théorie des indices viennent plus tard; la présentation adoptée dans le présent chapitre ne suit donc pas le même ordre que les chapitres correspondants.

1.7 Cette introduction n'a pas pour objet d'offrir un résumé complet du contenu du manuel. Il s'agit plutôt de présenter brièvement les principales questions d'ordre méthodologique avec lesquelles les lecteurs doivent se familiariser avant d'aborder les chapitres plus détaillés qui suivent. Des questions spécifiques, comme le traitement des produits dont les prix ne peuvent être observés directement, ne sont pas examinées ici, car

elles n'ont pas, selon nous, une importance essentielle pour la méthodologie de l'IPC.

Origines et utilisations des indices des prix à la consommation

1.8 Les IPC doivent avoir une utilité. La manière exacte dont ils sont définis et construits dépend en grande partie de l'usage que l'on souhaite en faire et des utilisateurs auxquels ils sont destinés. Ainsi qu'il est expliqué au chapitre 15, les IPC ont une longue histoire qui remonte au XVIII^e siècle. Les indices de Laspeyres et de Paasche, qui sont encore largement utilisés aujourd'hui, ont été proposés pour la première fois dans les années 1870. Ils sont expliqués ci-après. Le concept d'indice du coût de la vie date, quant à lui, du début du XX^e siècle.

1.9 Traditionnellement, l'établissement d'un IPC visait notamment à compenser l'inflation pour les salariés en ajustant leur taux de salaire en proportion de la variation en pourcentage de l'IPC, selon la procédure dite d'indexation. Pour cette raison, les IPC officiels ont longtemps relevé de la compétence des ministres du travail. Cela dit, ils sont désormais établis, pour la plupart d'entre eux, par les offices nationaux de statistique. Un IPC conçu spécifiquement pour indexer les salaires est qualifié d'indice de compensation.

1.10 Les IPC ont trois caractéristiques techniques importantes. Ils sont publiés *fréquemment*, d'ordinaire tous les mois mais parfois chaque trimestre. Ils sont disponibles *rapidement*, en général deux semaines après la fin du mois ou du trimestre considéré. Ils sont aussi le plus souvent *non révisés*. Les IPC tendent à être suivis de près et à recevoir une grande publicité.

1.11 Étant donné que les IPC donnent une information récente sur le taux d'inflation, on en est venu aussi à les utiliser à des fins très diverses, outre l'indexation des salaires. Ainsi,

- les IPC sont largement utilisés pour indexer les pensions et les prestations de sécurité sociale;
- les IPC servent aussi à indexer d'autres paiements, comme les charges d'intérêts, les loyers ou les prix des obligations;
- les IPC sont communément utilisés, par ailleurs, comme valeur approchée du taux d'inflation général, même s'ils ne mesurent que la hausse des prix à la consommation; ils sont également utilisés par des gouvernements et des banques centrales pour fixer des objectifs d'inflation dans le cadre de la politique monétaire;
- enfin, les données de prix recueillies pour les besoins de l'IPC peuvent servir à l'établissement d'autres indices, tels que les indices des prix utilisés pour déflater les dépenses de consommation des ménages dans les comptes nationaux ou les parités de pouvoir d'achat utilisées pour comparer les niveaux de consommation réels dans différents pays.

1.12 Ces utilisations variées peuvent susciter des conflits d'intérêts. Ainsi, l'utilisation de l'IPC comme indicateur de la hausse du niveau général des prix peut pousser à en étendre la couverture à d'autres éléments que les biens et services consommés par les ménages, ce qui revient à changer la nature et le concept des IPC. Il faut aussi noter que, comme les IPC sont largement utilisés pour indexer toute une gamme de paiements — non seulement les salaires, mais aussi des prestations de sécurité sociale, charges d'intérêts, contrats privés, etc. —, leurs variations mettent en jeu des sommes énormes, ce qui suffit pour qu'ils aient un impact significatif sur les finances publiques. Par conséquent, de petits écarts entre les mouvements des IPC résultant de l'emploi de formules ou de méthodes légèrement différentes peuvent avoir des conséquences financières considérables. La méthodologie de l'IPC est importante du point de vue pratique, et non seulement théorique.

Choix d'un indice

1.13 La première question qui se pose concerne le choix du type d'indice à utiliser. Les nombreuses références à la théorie des indices dans la bibliographie témoignent de l'ampleur des travaux consacrés à ce sujet. De nombreux types de formule mathématique ont été proposés au cours des deux derniers siècles. S'il n'existe pas de formule préférable aux autres en toutes circonstances, la plupart des économistes et des statisticiens semblent être d'avis qu'en principe, la formule d'indice choisie devrait appartenir à une classe restreinte d'indices dits *superlatifs*. On peut attendre des indices superlatifs qu'ils donnent une valeur approchée de l'indice du coût de la vie. Ils ont notamment pour caractéristique de traiter de façon symétrique les prix et les quantités dans les deux périodes comparées. Des indices superlatifs différents tendent à présenter des propriétés similaires, à donner des résultats similaires et à se comporter de façon similaire. Ces propriétés de symétrie font qu'il apparaît souvent souhaitable aussi d'adopter une certaine forme d'indice superlatif, même lorsque l'IPC n'est pas censé être un indice du coût de la vie.

1.14 Lorsqu'un IPC mensuel ou trimestriel est publié pour la première fois, cependant, on constate toujours que les informations sur les quantités et les dépenses pour la période en cours ne sont pas suffisantes pour permettre de calculer un indice symétrique ou superlatif. S'il peut être nécessaire dans la pratique d'opter pour la meilleure solution de rechange, il faut, pour être capable de faire un choix rationnel entre les diverses options possibles, avoir une idée claire de l'indice qui serait préférable en principe. Le choix de celui-ci peut avoir une influence considérable sur des questions pratiques, telles que la fréquence à laquelle les pondérations utilisées dans l'indice devraient être actualisées.

1.15 Les chapitres 15 à 23 du manuel proposent une analyse exhaustive, détaillée, rigoureuse et à jour de la théorie des indices, qui est résumée dans les sections ci-

après. Les propositions et théorèmes énoncés dans ce chapitre sont démontrés dans les chapitres qui suivent, auxquels le lecteur est invité à se reporter pour de plus amples explications.

Indices des prix fondés sur un panier-type de biens et services

1.16 On peut expliquer que l'indice a pour objet de comparer les *valeurs* des dépenses de consommation des ménages consacrées aux biens et services au cours de deux périodes. Le fait de savoir que les dépenses ont augmenté de 5 % n'a pas une grande valeur informative si l'on ignore quelle part de cette évolution peut être attribuée aux variations des *prix* des biens et services, et quelle part correspond aux variations des *quantités* achetées. L'objectif d'un indice est de décomposer l'évolution d'une valeur d'un agrégat entre une évolution de prix et une évolution de volume. Les IPC visent à mesurer la composante «prix» de la variation des dépenses de consommation des ménages. Une des façons de le faire consiste à mesurer, à quantités constantes, l'évolution de la valeur d'un agrégat.

Indices de Lowe

1.17 On obtient une classe très large et très populaire d'indices des prix en définissant ceux-ci comme la variation en pourcentage, entre les périodes comparées, du coût total de l'achat d'un assortiment donné de quantités qualifié en général de «panier-type». La signification d'un tel indice est facile à comprendre et à expliquer aux utilisateurs. Les indices appartenant à cette classe sont qualifiés d'indices de Lowe dans ce manuel, d'après le premier indice de ce type proposé en 1823 (voir chapitre 15). Dans la pratique, la plupart des offices de statistique utilisent, sous une forme ou une autre, un indice de Lowe.

1.18 Soit un panier-type de n produits, assortis de prix p_i et disponibles en quantités q_i , et deux périodes comparées, 0 et t . L'indice de Lowe, P_{Lo} , est défini comme suit :

$$P_{Lo} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i}$$

1.19 En principe, tout ensemble de quantités de biens et services peut servir de panier-type. Le panier-type n'a pas à se limiter aux quantités achetées durant l'une ou l'autre des périodes comparées, ni d'ailleurs durant aucune période spécifiée. Les quantités retenues peuvent être, par exemple, des moyennes arithmétiques ou géométriques de ces mêmes quantités au cours des deux périodes. Pour des raisons pratiques, le panier-type utilisé pour les besoins de l'IPC doit en général être établi à partir d'une enquête sur les dépenses de consumma-

tion des ménages effectuée au cours d'une période antérieure aux deux périodes pour lesquelles les prix sont comparés. Par exemple, un IPC mensuel peut commencer en janvier 2000, en posant que janvier 2000 = 100, mais se rapporter à des quantités de biens et services calculées à partir d'une enquête sur des dépenses annuelles effectuée en 1997 ou 1998, ou couvrant ces deux années. Comme il faut du temps pour recueillir et traiter les données sur les dépenses, un délai considérable s'écoule d'ordinaire avant la prise en compte de celles-ci dans le calcul de l'IPC. Le panier-type peut aussi se référer à une année spécifique, alors que l'indice est établi sur une base mensuelle ou trimestrielle.

1.20 La période à laquelle se rapportent les quantités effectivement utilisées dans un IPC est la *période de référence des pondérations* et sera appelée ici période b . La période 0 est la *période de référence des prix*. Ainsi que nous venons de le noter, b tend en général à précéder 0, au moins lorsque l'indice est publié pour la première fois, comme nous le supposons ici. Mais b peut correspondre à toute période, y compris à une période située entre 0 et t , si l'indice est calculé quelque temps après t . L'indice de Lowe utilisant les quantités de biens et services de la période b peut s'écrire comme suit :

$$P_{Lo} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \sum_{i=1}^n \left(p_i^t / p_i^0 \right) s_i^{0b}$$

où $s_i^{0b} = \frac{p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b}$ (1.1)

L'indice peut être écrit et calculé de deux manières : soit comme le ratio de deux agrégats en valeur, soit comme une moyenne arithmétique pondérée des ratios ou *rapports de prix*, p_i^t/p_i^0 , pour chaque produit, en utilisant les parts de dépenses hybrides s_i^{0b} comme pondérations. Les dépenses sont dites *hybrides* parce que les prix et quantités se réfèrent à deux périodes différentes, 0 et b respectivement. Les pondérations hybrides peuvent être obtenues en actualisant les parts de dépenses effectives durant la période b , à savoir $p_i^b q_i^b / \sum p_i^b q_i^b$, par les variations des prix entre les périodes b et 0, en les multipliant par les rapports de prix aux périodes b et 0, à savoir p_i^0/p_i^b . Les indices de Lowe sont communément utilisés pour les besoins des IPC.

Indices de Laspeyres et de Paasche

1.21 Tout ensemble de quantités peut être utilisé dans un indice de Lowe, mais deux cas spécifiques occupent une place prépondérante dans les études spécialisées et revêtent une importance considérable d'un point de vue théorique. Lorsque les quantités sont celles de la période de référence des prix, donc lorsque $b = 0$,

on obtient un indice de *Laspeyres*. Lorsque les quantités sont celles de l'autre période, donc lorsque $b = t$, on obtient un indice de *Paasche*. Il y a lieu d'examiner plus en détail les propriétés des indices de Laspeyres et de Paasche, ainsi que les relations entre les deux.

1.22 L'indice des prix de Laspeyres, P_L , est défini comme suit :

$$P_L = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} = \sum_{i=1}^n \left(p_i^t / p_i^0 \right) s_i^0 \quad (1.2)$$

où s_i^0 représente la part *effective* des dépenses consacrée au produit i durant la période 0, à savoir $p_i^0 q_i^0 / \sum p_i^0 q_i^0$.

1.23 L'indice de Paasche, P_p , est défini comme suit :

$$P_p = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^t} = \left\{ \sum_{i=1}^n \left(p_i^t / p_i^0 \right)^{-1} s_i^t \right\}^{-1} \quad (1.3)$$

où s_i^t représente la part effective des dépenses consacrée au produit i durant la période t , à savoir, $p_i^t q_i^t / \sum p_i^t q_i^t$. Notons que l'indice de Paasche est une moyenne *harmonique* pondérée des rapports de prix qui utilise comme pondération les parts effectives des dépenses durant la période la plus récente, t . Il découle de l'équation (1.1) que l'indice de Paasche peut aussi s'exprimer comme une moyenne arithmétique pondérée des rapports de prix utilisant des pondérations de dépenses hybrides, dans lesquelles les quantités de la période t sont valorisées aux prix de la période 0.

Décomposition des variations de la valeur courante au moyen des indices de Laspeyres et de Paasche

1.24 Les indices des quantités de Laspeyres et de Paasche sont définis de la même manière que les indices des prix, en intervertissant simplement les valeurs p et q dans les formules (1.2) et (1.3). Ils résument l'évolution, au cours du temps, des flux de quantités de biens et services consommés. L'indice des quantités de Laspeyres valorise les quantités aux prix fixés de la période la plus ancienne, tandis que l'indice des quantités de Paasche utilise l'indice des prix de la période la plus récente. Le ratio des valeurs des dépenses dans les deux périodes (V) rend compte de l'effet conjugué des variations des prix et des quantités. Quand on utilise les indices de Laspeyres et de Paasche, la variation de valeur ne peut être décomposée exactement en un indice des prix multiplié par un indice des quantités qu'à condition que l'indice des prix (quantités) de Laspeyres soit apparié à l'indice des quantités (prix) de Paasche. Soit P_{La} et Q_{La}

les indices des prix et des quantités de Laspeyres, et P_{Pa} et Q_{Pa} les indices des prix et des quantités de Paasche; nous avons alors $P_{La} Q_{Pa} = V$ et $P_{Pa} Q_{La} = V$.

1.25 Supposons, par exemple, qu'une série temporelle de dépenses de consommation des ménages aux prix courants dans les comptes nationaux doive être déflatée par un indice des prix pour faire apparaître l'évolution de la consommation en volume. Afin d'établir une série de dépenses de consommation aux prix constants de la période de référence (dont les fluctuations sont identiques à celles de l'indice de volume de Laspeyres), les dépenses de consommation aux prix courants doivent être divisées par une série d'indice des prix de Paasche.

Ratios d'indices de Lowe et de Laspeyres

1.26 L'indice de Lowe est transitif. Le ratio de deux indices de Lowe utilisant la même série de valeurs q^b est aussi un indice de Lowe. Par exemple, le ratio de l'indice de Lowe pour la période $t + 1$, avec comme période de référence des prix 0, divisé par celui de la période t , avec là aussi comme période de référence des prix 0, est :

$$\frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b} = P_{Lo}^{t,t+1} \quad (1.4)$$

C'est un indice de Lowe pour la période $t + 1$, avec comme période de référence des prix t . Ce type d'indice est en fait largement utilisé pour mesurer les fluctuations des prix à court terme, par exemple entre les périodes t et $t + 1$, même si les quantités peuvent dater d'une période b bien antérieure.

1.27 L'indice de Lowe peut aussi être exprimé sous forme de ratio de deux indices de Laspeyres. Par exemple, l'indice de Lowe pour la période t , avec comme période de référence des prix 0, est égal à l'indice de Laspeyres pour la période t , avec comme période de référence des prix b , divisé par l'indice de Laspeyres pour la période 0, avec là aussi comme période de référence des prix b . Par conséquent,

$$P_{Lo} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b} = \frac{P_{La}^t}{P_{La}^0} \quad (1.5)$$

Indices de Lowe actualisés

1.28 Il est utile de disposer d'une formule qui permette de calculer directement un indice de Lowe sous forme d'indice-chaîne, dans lequel l'indice pour la période $t + 1$ est obtenu en actualisant l'indice pour la période t . Comme les indices de Lowe sont transitifs, l'indice de Lowe pour la période $t + 1$, avec comme

période de référence des prix 0, peut s'écrire sous la forme du produit de l'indice de Lowe pour la période t , avec comme période de référence des prix 0, et de l'indice de Lowe pour la période $t + 1$, avec comme période de référence des prix t . Par conséquent,

$$\begin{aligned} \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} &= \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \right] \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b} \right] \\ &= \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \right] \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right) s_i^{tb} \right] \end{aligned} \quad (1.6)$$

où les pondérations des dépenses s_i^{tb} sont des pondérations hybrides définies comme :

$$s_i^{tb} = p_i^t q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b \quad (1.7)$$

1.29 Les pondérations hybrides du type défini à l'équation (1.7) sont souvent décrites comme des pondérations *actualisées par les prix*. Elles peuvent être obtenues en ajustant les pondérations de dépenses initiales $p_i^b q_i^b / \sum p_i^b q_i^b$ par les rapports de prix p_i^t / p_i^b . En actualisant ainsi de b à t les pondérations de dépenses, on peut calculer directement l'indice entre les périodes t et $t + 1$ comme la moyenne pondérée des rapports de prix p_i^{t+1} / p_i^t sans se référer à nouveau à la période de référence des prix 0. L'indice peut alors être chaîné à la valeur de l'indice durant la période précédente t .

Interconnexions entre indices de panier-type

1.30 Considérons d'abord la relation entre les indices de Laspeyres et de Paasche. Un des résultats bien connus de la théorie des indices est que si les variations des prix et des quantités (pondérées par les valeurs) sont corrélées de façon *négative*, l'indice de Laspeyres dépasse alors l'indice de Paasche. Inversement, si les variations pondérées des prix et des quantités sont corrélées de façon *positive*, l'indice de Paasche dépasse alors celui de Laspeyres. La démonstration en est faite à l'appendice 15.1 du chapitre 15.

1.31 Comme en général ils n'ont pas d'influence sur les prix, les consommateurs réagissent d'ordinaire aux variations de prix en substituant les biens ou les services devenus *relativement* meilleur marché à ceux qui sont devenus *relativement* plus chers. Ce phénomène, que l'on appelle *effet de substitution*, occupe une place prédominante dans ce manuel et, plus généralement, dans les travaux sur les indices. La substitution tend à produire une corrélation négative entre les prix et les quantités relatives, auquel cas l'indice de Laspeyres est

plus élevé que l'indice de Paasche, l'écart entre les deux ayant tendance à s'accroître au fil du temps.

1.32 Dans la pratique, toutefois, les offices de statistique ne calculent pas des indices de Laspeyres ou de Paasche, mais plutôt des indices de Lowe tels que ceux qui sont définis dans l'équation (1.1). La question qui se pose alors est celle des liens entre l'indice de Lowe et ceux de Laspeyres et de Paasche. Le chapitre 15 et l'appendice 15.2 montrent que, si les prix relatifs font apparaître des tendances persistantes sur le long terme, et si l'effet de substitution joue effectivement, l'indice de Lowe tendra à dépasser celui de Laspeyres, donc aussi les indices de Fisher et de Paasche. En supposant que la période b précède la période 0, le classement observé dans ces conditions sera le suivant :

$$\text{Lowe} \geq \text{Laspeyres} \geq \text{Fisher} \geq \text{Paasche}$$

En outre, le montant par lequel l'indice de Lowe dépasse les trois autres indices aura tendance à être d'autant plus important que la période b sera antérieure à la période 0.

1.33 La situation de la période b dans le temps est cruciale. Étant donné les hypothèses sur la tendance des prix à long terme et l'effet de substitution, un indice de Lowe tendra à augmenter d'autant plus que la période b sera plus ancienne, ou à diminuer d'autant plus que la période b sera plus récente. S'il est possible que b doive précéder 0 lorsqu'un indice est publié pour la première fois, il n'y a pas de restriction de ce type en ce qui concerne le positionnement de la période b , car les données de prix et de quantités deviennent, avec le temps, disponibles pour des périodes plus récentes. La période b peut alors être avancée dans le temps. Si la période b se situe à mi-chemin entre 0 et t , les quantités sont vraisemblablement équireprésentatives des deux périodes, en supposant une transition à peu près régulière des quantités relatives de la période 0 à celles de la période t . Dans ces conditions, l'indice de Lowe est sans doute proche de celui de Fisher et des autres indices superlatifs, et l'on ne peut pas présumer qu'il présente un biais par excès ou par défaut. Ces questions sont approfondies ci-après, et au chapitre 15.

1.34 Il est important que les offices de statistique prennent en considération ces relations lorsqu'ils décident de la politique à suivre. De toute évidence, le fait de continuer à utiliser de façon répétée, des années durant, une même série de quantités de biens et services pour calculer un IPC peut être une source d'avantages pratiques et d'économies financières. Cependant, il faut s'attendre à ce que le montant par lequel cet IPC dépasse certains indices préférables sur le plan théorique, tel que l'indice du coût de la vie, augmente régulièrement à mesure que la période b à laquelle se réfère la grandeur prise en compte s'éloigne dans le passé. La plupart des utilisateurs interpréteront sans doute cet écart comme un biais par excès. Si ce biais est important, la crédibilité et l'acceptabilité de l'indice risquent d'être compromises.

Indice de Young

1.35 Plutôt que de maintenir constantes les quantités de la période b , les offices de statistique peuvent calculer l'IPC sous forme de moyenne arithmétique pondérée des différents rapports de prix, en maintenant constantes les parts de recettes de la période b . L'indice qui en résulte est appelé dans ce manuel indice de *Young*, là aussi d'après le premier indice de ce type. L'indice de Young est défini comme suit :

$$P_{Yo} = \sum_{i=1}^n s_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \quad \text{où} \quad s_i^b = \frac{p_i^b q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b} \quad (1.8)$$

Dans l'indice de Lowe correspondant — l'équation (1.1) — les pondérations sont des parts de recettes hybrides qui valorisent les quantités de la période b aux prix de la période 0. Comme nous l'avons déjà expliqué, la période de référence des prix 0 est en général postérieure à la période de référence des pondérations b , car il faut du temps pour recueillir et traiter les données de recettes. Dans ce cas, l'office de statistique a le choix de supposer que les quantités de la période b restent constantes ou que les parts de dépenses de la période b restent constantes. Elles ne peuvent pas rester toutes les deux constantes si les prix changent entre les périodes b et 0. Si les parts des dépenses sont restées effectivement constantes entre les périodes b et 0, les quantités doivent avoir changé en sens inverse des variations des prix auxquelles elles répondent, ce qui implique une élasticité de substitution égale à l'unité.

1.36 Alors que l'on peut présumer que l'indice de Lowe aura tendance à dépasser celui de Laspeyres, il est plus difficile de faire des généralisations sur la relation entre les indices de Young et de Laspeyres. L'indice de Young pourrait être plus ou moins élevé que celui de Laspeyres selon que les quantités sont plus ou moins sensibles aux variations des prix relatifs. Le chapitre 15 montre que, si les élasticités de substitution sont élevées (supérieures à l'unité), l'indice de Young tend à dépasser celui de Laspeyres, alors que, si les élasticités de substitution sont faibles, l'indice de Young tend à être inférieur à celui de Laspeyres.

1.37 Comme il est expliqué plus loin dans ce chapitre, l'indice de Lowe peut être préféré à celui de Young parce que ce dernier présente certaines propriétés non souhaitables qui l'empêchent de satisfaire à certains tests essentiels pour les indices (voir aussi le chapitre 16).

Indices de Young, Laspeyres et Paasche géométriques

1.38 Dans la version géométrique de l'indice de Young, une moyenne géométrique pondérée des rapports de prix est calculée en utilisant les parts de dépenses de la période b comme pondérations. Elle est définie comme suit :

$$P_{G\%} = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{s_i^b} \quad (1.9)$$

où s_i^b est défini comme précédemment. L'indice de Laspeyres géométrique correspond au cas particulier où $b = 0$, c'est-à-dire au cas où les parts de dépenses seraient celles de la période de référence des prix 0. De même, l'indice de Paasche géométrique utilise les parts de dépenses de la période t . On notera que ces indices géométriques ne peuvent pas être exprimés sous forme de ratios d'agrégats en valeur dans lesquels les quantités sont fixes. Ce ne sont pas des indices de panier-type, et il n'y a pas de contreparties des indices de Lowe.

1.39 Il est bon de rappeler que, pour toute série de nombres positifs, la moyenne arithmétique est supérieure ou égale à la moyenne géométrique, qui est elle-même supérieure ou égale à la moyenne harmonique, ces égalités étant valables seulement lorsque les nombres sont tous égaux. En cas d'élasticités croisées unitaires de la demande et de parts de dépenses constantes, les indices de Laspeyres et de Paasche géométriques coïncident. Dans ce cas, les indices sont classés dans l'ordre ordinaire, c'est-à-dire : indice de Laspeyres ordinaire \geq indices de Laspeyres et de Paasche géométriques \geq indice de Paasche ordinaire, car ces indices sont, respectivement, des moyennes arithmétique, géométrique et harmonique des mêmes rapports de prix utilisant les mêmes séries de pondérations.

1.40 Les indices de Young et de Laspeyres géométriques exigent les mêmes informations que leurs contreparties arithmétiques ordinaires, et peuvent être produits rapidement. Il convient donc de considérer ces indices géométriques comme des options pratiques sérieuses pour le calcul de l'IPC. Comme il sera expliqué plus loin, les indices géométriques sont probablement moins sujets que leurs contreparties arithmétiques aux types de biais évoqués dans les prochaines sections. Leur principal inconvénient est peut-être que, comme ils ne sont pas des indices de panier-type, ils ne sont pas faciles à expliquer ou à justifier auprès des utilisateurs.

Indices symétriques

1.41 Un indice est dit symétrique quand il fait un usage égal des prix et des quantités dans les deux périodes comparées et les traite de manière symétrique. Les statistiques économiques utilisent couramment trois types particuliers d'indice symétrique, qu'il est bon de présenter à ce stade. Comme nous l'avons déjà noté, ces trois indices sont aussi des indices superlatifs.

1.42 Le premier est l'*indice des prix de Fisher*, P_F , défini comme la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche, c'est-à-dire :

$$P_F = \sqrt{P_L P_P} \quad (1.10)$$

1.43 Le second est l'*indice des prix de Walsh*, P_W . C'est un indice de panier-type dont les quantités correspondent aux moyennes *géométriques* des quantités dans les deux périodes, à savoir,

$$P_W = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t \sqrt{q_i^t q_i^0}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 \sqrt{q_i^t q_i^0}} \quad (1.11)$$

En optant pour une moyenne *géométrique* plutôt qu'arithmétique des quantités, on donne une pondération égale aux quantités *relatives* dans les deux périodes. Les quantités dans l'indice de Walsh peuvent être considérées comme équireprésentatives des deux périodes.

1.44 Le troisième indice est l'*indice des prix de Törnqvist*, P_T , défini comme la moyenne géométrique des rapports de prix pondérée par la moyenne des parts de dépenses dans les deux périodes.

$$P_T = \prod_{i=1}^n (p_i^t / p_i^0)^{\sigma_i} \quad (1.12)$$

où σ_i est la moyenne arithmétique des parts des dépenses consacrées au produit i au cours des deux périodes.

$$\sigma_i = \frac{S_i^t + S_i^0}{2} \quad (1.13)$$

où les valeurs s_i sont définies comme dans les équations (1.2) et (1.3).

1.45 L'intérêt théorique de ces indices apparaît plus clairement dans les sections suivantes consacrées aux approches axiomatique et économique des indices.

Indices à base fixe ou indices-chaînes

1.46 Cette question est examinée au chapitre 15. Lorsqu'une série temporelle d'indices de Lowe ou de Laspeyres est calculée en utilisant un assortiment fixe de quantités, celles-ci deviennent peu à peu inactuelles et dépourvues d'intérêt pour les dernières périodes dont les prix sont comparés. La période de référence, dans laquelle les quantités sont fixes, doit être actualisée tôt ou tard, et la nouvelle série d'indice doit être chaînée à l'ancienne. Cette opération, le chaînage, est inévitable à long terme.

1.47 Dans le cas d'un indice-chaîne, chaque chaînage prend la forme d'un indice dans lequel chaque période est comparée à la précédente, les périodes de référence des pondérations et des prix étant avancées à chaque période. Toute formule d'indice peut être utilisée pour établir les liens d'un indice-chaîne. Il est possible, par exemple, d'avoir un indice-chaîne dans lequel l'indice pour $t+1$ sur t est un indice de Lowe défini par la formule $\sum p^{t+1} q^{t-j} / \sum p^t q^{t-j}$. Les quantités se réfèrent à une période antérieure de j périodes à la période de réf-

rence des prix t . Les grandeurs sont avancées d'une période lorsque la période de référence des prix avance d'une période. Si $j = 0$, l'indice-chaîne de Lowe devient un indice-chaîne de Laspeyres, alors que si $j = -1$, il devient un indice-chaîne de Paasche.

1.48 Les IPC de certains pays sont, de fait, des indices-chaînes de Lowe de ce type, dont les quantités se réfèrent à une ou plusieurs années précédant la période de référence des prix 0 d'une période fixée. Ainsi, les douze indices mensuels qui vont de janvier 2000 à janvier 2001 et dont la période de référence des prix est janvier 2000 peuvent être des indices de Lowe reposant sur des dépenses de 1998 actualisées par les prix. Les douze indices allant de janvier 2001 à janvier 2002 reposent alors sur les dépenses de 1999 actualisées par les prix, et ainsi de suite.

1.49 Les dépenses sont en retard par rapport à la période de référence des prix d'un intervalle fixe, qui avance d'une année à chaque mois de janvier lorsque la période de référence des prix est avancée, elle aussi, d'une année. Bien que, pour des raisons pratiques, il doive y avoir un décalage entre les quantités et les prix lorsque l'indice est publié pour la première fois, les indices mensuels pour l'année en cours peuvent être recalculés plus tard, en utilisant les données sur les dépenses courantes quand elles deviennent finalement disponibles. De cette manière, l'indice de long terme peut être un indice mensuel chaîné annuellement et assorti de pondérations annuelles actuelles. Cette méthode, qui est expliquée plus en détail au chapitre 9, est utilisée par un office de statistique.

1.50 Un indice-chaîne doit dépendre du sentier d'évolution suivi, c'est-à-dire des prix et des quantités dans toutes les périodes situées entre la première et la dernière période de la série d'indice. Cette dépendance peut être avantageuse ou désavantageuse. Lorsque la transition économique s'effectue de manière progressive de la première à la dernière période, en s'accompagnant d'une évolution régulière des rapports de prix et des quantités, le chaînage tend à réduire l'écart observé entre les indices de Lowe, de Laspeyres et de Paasche, ce qui rend les fluctuations de l'indice moins dépendantes du choix de la formule d'indice retenue.

1.51 Si les prix et les quantités fluctuent pendant les périodes intermédiaires, toutefois, le chaînage risque non seulement d'amplifier l'écart de l'indice, mais aussi de fausser la mesure de la variation totale entre la première et la dernière période. Supposons par exemple que tous les prix, à la dernière période, reviennent à leur niveau initial de la période 0, ce qui implique qu'ils aient fluctué entre-temps. Un indice-chaîne de Laspeyres ne reviendra pas à 100, il tendra à être supérieur à 100. S'il y a répétition du cycle et retour périodique des prix à leur niveau initial, un indice-chaîne de Laspeyres tendra à s'écarter de plus en plus de 100, même si l'on n'observe pas de hausse tendancielle des prix sur le long terme. Le chaînage n'est donc pas indiqué quand les prix fluctuent. Lorsque les prix mensuels connaissent des fluctuations saisonnières

amples et régulières, par exemple, le chaînage mensuel ne peut pas être recommandé. Les fluctuations saisonnières causent de graves problèmes, qui sont analysés au chapitre 22. Si certains pays actualisent effectivement leurs pondérations de dépenses tous les ans, les indices sur douze mois établis durant chaque année ne sont pas des indices-chaînes, mais des indices de Lowe utilisant des quantités annuelles fixes.

1.52 *L'indice de Divisia*. Si les prix et les quantités sont des fonctions temporelles continues, il est possible de ventiler la variation de leur valeur totale au cours du temps en deux composantes de prix et de quantités, en suivant la méthode de Divisia. Comme le montre le chapitre 15, l'indice de Divisia peut être calculé mathématiquement en dérivant la valeur (c'est-à-dire les prix multipliés par les quantités) par rapport au temps afin d'obtenir deux composantes : une variation des prix pondérée par la valeur relative et une variation des quantités pondérée par la valeur relative. Ces deux composantes sont définies, respectivement, comme des indices des prix et des quantités. L'indice de Divisia est essentiellement théorique. Dans la pratique, les prix ne peuvent être enregistrés qu'à intervalles discontinus, même s'ils varient continuellement au cours du temps. Un indice-chaîne peut cependant être considéré comme l'approximation discrète d'un indice de Divisia. L'indice de Divisia lui-même n'offre que des indications pratiques limitées quant au type de formule d'indice à choisir pour établir les différents liens d'un indice-chaîne.

Approches axiomatiques et stochastiques des indices

1.53 Diverses *approches axiomatiques* des indices sont expliquées au chapitre 16. Elles visent à déterminer la forme fonctionnelle la mieux adaptée à un indice en spécifiant une série d'axiomes, ou de tests, auxquels l'indice devrait satisfaire. Ces approches mettent en lumière les propriétés des différents types d'indice, dont certaines ne sont pas évidentes intuitivement. Les indices qui ne réussissent pas à satisfaire à certains axiomes ou tests fondamentaux peuvent être rejetés catégoriquement parce qu'ils risquent de se comporter de façon inacceptable. L'approche axiomatique peut aussi être utilisée pour classer les indices en fonction de leurs propriétés souhaitables ou non.

Première approche axiomatique

1.54 La première approche est l'approche traditionnelle des tests lancée par Irving Fisher. Les indices des prix et des quantités sont définis comme des fonctions de deux vecteurs de prix et de deux vecteurs de quantités se rapportant aux deux périodes comparées. Prix et quantités sont considérés comme des variables indépendantes, alors que l'approche économique des indices examinée plus loin suppose que les quantités sont fonction des prix.

1.55 Le chapitre 16 commence par examiner une série de 20 axiomes, mais nous n'en donnerons ici qu'un échantillon à titre d'exemple.

T1 : *positivité* — l'indice des prix et les vecteurs de prix et de quantités qui le composent devraient être positifs.

T3 : *test d'identité* — si le prix de chaque produit est identique dans les deux périodes, l'indice des prix devrait être égal à l'unité quels que soient les vecteurs de quantités.

T5 : *proportionnalité pour les prix courants* — si tous les prix à la période t sont multipliés par le nombre positif λ , le nouvel indice des prix devrait être égal à λ fois l'ancien indice des prix; autrement dit, la fonction d'indice des prix est (positivement) homogène de degré un dans les composantes du vecteur des prix de la période t .

T10 : *invariance à la modification des unités de mesure* (test de commensurabilité) — l'indice des prix ne varie pas si l'on modifie les unités dans lesquelles sont mesurés les produits.

T11 : *test de réversibilité temporelle* — si les données des deux périodes sont interverties, l'indice des prix qui en résulte devrait être égal à l'inverse de l'indice des prix initial.

T14 : *test de la valeur moyenne pour les prix* — l'indice des prix se situe entre le rapport de prix le plus élevé et le rapport de prix le plus bas.

T16 : *test de limitation par les indices de Paasche et de Laspeyres* — l'indice des prix se situe entre les indices de Laspeyres et de Paasche.

T17 : *monotonie aux prix courants* — si un prix de la période t est augmenté, l'indice des prix doit augmenter.

1.56 Certains de ces axiomes ou tests peuvent être considérés comme plus importants que d'autres. De fait, quelques-uns paraissent si raisonnables, foncièrement, que l'on peut supposer que tout indice effectivement utilisé y satisfait. Ainsi, le test T10, ou test de commensurabilité, énonce que si l'unité de quantité dans laquelle on mesure un produit est modifiée (passage du gallon au litre, par exemple), l'indice doit rester inchangé. L'indice de *Dutot*, qui est défini comme le ratio de la moyenne arithmétique des prix dans les deux périodes, ne satisfait pas à ce test. Comme nous le verrons plus tard, c'est un type d'indice qui est en fait largement utilisé dans les premiers stades du calcul des IPC.

1.57 Prenons par exemple le prix moyen du sel et du poivre. Supposons que l'on ait décidé de modifier l'unité de mesure du poivre en passant des grammes aux onces sans modifier l'unité dans laquelle est mesuré le sel (les kilos, par exemple). Étant donné qu'une once est égale à 28,35 grammes, la valeur absolue du prix du poivre est multipliée par 28, ce qui multiplie effectivement le poids du poivre dans l'indice de Dutot par 28.

1.58 Lorsque les produits couverts par un indice sont hétérogènes et mesurés dans des unités physiques différentes, la valeur de tout indice qui ne satisfait pas au test de commensurabilité dépend du choix purement arbitraire des unités de mesure. D'un point de vue théo-

rique, un tel indice doit être inacceptable. Si les prix se réfèrent à un ensemble strictement homogène de produits qui utilisent tous la même unité de mesure, le test devient sans objet.

1.59 Le test T11, c'est-à-dire le test de réversibilité temporelle, est, lui aussi, important. Il semble raisonnable, en principe, d'exiger que l'on obtienne le même résultat en choisissant l'une ou l'autre des deux périodes possibles comme période de référence des prix : en d'autres termes, indépendamment du fait que la variation soit mesurée en passant de 0 à t (calcul prospectif) ou de t à 0 (calcul rétrospectif). L'indice de Young ne satisfait pas à ce test, car la moyenne arithmétique d'un ensemble de rapports de prix n'est pas égale à l'inverse de la moyenne arithmétique des inverses des rapports de prix. Le fait que la décision arbitraire *sur le plan théorique* de mesurer la variation des prix de 0 à t (calcul prospectif) donne un résultat différent de celui obtenu en passant de t à 0 (calcul rétrospectif) est considéré par de nombreux utilisateurs comme un sérieux handicap. Les offices de statistique doivent tenir compte du fait que l'indice de Young ne satisfait pas au test de réversibilité temporelle.

1.60 Les indices de Laspeyres et de Paasche ne satisfont ni l'un ni l'autre au test de réversibilité temporelle, pour la même raison que l'indice de Young. Pour un indice de Laspeyres, par exemple, la formule de calcul de P_{BL} de t à 0 (calcul rétrospectif) est la suivante :

$$P_{BL} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t} = \frac{1}{P_p} \quad (1.14)$$

Cet indice est identique à l'inverse de l'indice de Paasche (calcul prospectif), et non pas à l'inverse de l'indice de Laspeyres (calcul prospectif). Comme nous l'avons déjà noté, l'indice de Paasche (calcul prospectif) tend à enregistrer une augmentation plus limitée que l'indice de Laspeyres (calcul prospectif), de sorte que l'indice de Laspeyres ne peut pas satisfaire au test de réversibilité temporelle. L'indice de Paasche ne satisfait pas, lui non plus, à ce test.

1.61 Par contre, l'indice de Lowe satisfait au test de réversibilité temporelle à condition que les quantités q_i^b restent fixes lorsque la période de référence des prix est modifiée et passe de 0 à t . Les quantités d'un indice de Laspeyres sont cependant, *par définition*, celles de la période de référence des prix, et doivent être modifiées à chaque fois que cette période de référence change. Le panier-type utilisé pour un indice de Laspeyres «prospectif» est différent de celui utilisé pour un indice de Laspeyres «rétrospectif» et, par conséquent, l'indice de Laspeyres ne satisfait pas au test de réversibilité temporelle.

1.62 De même, l'indice de Lowe est transitif alors que les indices de Laspeyres et de Paasche ne le sont pas. En supposant qu'un indice de Lowe utilise un

assortiment fixe de quantités, q_i^b , quelle que soit la période de référence des prix, il s'ensuit que

$$Lo^{0,t} = Lo^{0,t-k} Lo^{t-k,t}$$

où $Lo^{0,t}$ est l'indice de Lowe pour la période t , avec la période 0 comme période de référence des prix. L'indice de Lowe qui compare directement t à 0 est le même que celui calculé indirectement sous forme d'indice-chaîne pour les périodes $t-k$.

1.63 Si, en revanche, l'indice de Lowe est défini de façon à ce que les quantités varient avec la période de référence des prix, comme dans l'indice $\sum p^{t+1} q^{t-j} / \sum p^t q^{t-j}$ examiné précédemment, l'indice-chaîne qui en résulte n'est pas transitif. Les indices-chaînes de Laspeyres et de Paasche sont des cas particuliers de ce type d'indice.

1.64 Dans la réalité, les quantités changent et tout l'intérêt du chaînage des indices est de permettre aux quantités d'être actualisées en permanence pour prendre en compte l'univers changeant des produits. Le fait d'assurer la transitivité en maintenant arbitrairement les quantités constantes, notamment sur une très longue période, ne compense pas les biais potentiels introduits par l'utilisation de quantités non actualisées.

Classement des indices selon la première approche axiomatique

1.65 Le chapitre 16 montre non seulement que l'indice des prix de Fisher satisfait aux 20 axiomes recensés, mais aussi, et c'est plus remarquable, qu'il est le seul à pouvoir le faire. Sur la base de cette série d'axiomes, l'indice des prix de Fisher l'emporte donc clairement sur tous les autres indices.

1.66 Les deux autres indices symétriques (et superlatifs) définis dans les équations (1.11) et (1.12) ne se sortent pas aussi bien des 20 tests que l'indice de Fisher. Le chapitre 16 montre que l'indice des prix de Walsh ne satisfait pas aux quatre tests, et que celui de Törnqvist ne satisfait pas aux neuf tests. On peut néanmoins s'attendre à ce que les indices de Törnqvist et de Fisher soient numériquement proches l'un de l'autre lorsque les données suivent une évolution relativement régulière, ainsi que le montre le chapitre 19.

1.67 La liste d'axiomes a inévitablement quelque chose d'arbitraire : c'est une des limites de l'approche axiomatique. Certains axiomes, comme le test de limitation par les indices de Paasche et de Laspeyres auquel les indices de Törnqvist et de Walsh n'ont pu satisfaire, pourraient être considérés comme superflus. Des axiomes ou des tests supplémentaires pourraient être envisagés, et deux axiomes sont d'ailleurs examinés plus loin. La simple application de l'approche axiomatique pose un autre problème : il ne suffit pas de savoir à quels tests les indices ne satisfont pas, il faut aussi savoir dans quelle mesure ils ne peuvent pas le faire. Échouer très nettement à un test majeur, tel que celui de la commensurabilité, peut être jugé suffisant pour éli-

miner un indice, alors qu'échouer de peu à plusieurs tests n'est pas nécessairement très préjudiciable.

Autres tests

1.68 Prenons un autre test de symétrie. Inverser les rôles des prix et des quantités dans un indice des prix donne un indice des quantités de même forme fonctionnelle que l'indice des prix. Le *test de factorité* exige que le produit de cet indice des quantités par l'indice des prix initial soit identique à la variation de la valeur de l'agrégat en question. Le test est important si, comme il a été établi précédemment, les indices des prix et des quantités visent à permettre que les variations de valeur des agrégats au cours du temps soient décomposées, de façon économiquement significative, entre leurs composantes de prix et de quantités. Le chapitre 16 donne un autre résultat intéressant : l'indice de Fisher est le seul indice des prix à satisfaire aux quatre minima que constituent les tests T1 (positivité), T11 (réversibilité temporelle), T12 (réversibilité par rapport aux quantités) et T21 (factorité). Comme le test de factorité suppose implicitement que les prix et les quantités se réfèrent à la période 0 ou à la période t , il ne présente pas d'intérêt pour un indice de Lowe dans lequel trois périodes (b , 0 et t) sont prises en compte.

1.69 Ainsi que nous l'avons vu plus haut, le produit de l'indice des prix (des quantités) de Laspeyres par l'indice des quantités (des prix) de Paasche est identique à la variation de la valeur de l'agrégat en question. On peut donc dire que les indices de Laspeyres et de Paasche satisfont à une version faible du test de factorité dans la mesure où, en divisant la variation de valeur par un indice des prix de Laspeyres (ou de Paasche), on obtient un indice des quantités significatif, c'est-à-dire un indice de Paasche (ou de Laspeyres), même si les formes fonctionnelles des indices des prix et des quantités ne sont pas identiques.

1.70 Le chapitre 16 examine aussi le *test d'additivité*. Celui-ci est plus important du point de vue des indices des quantités que des indices des prix. Les indices des prix peuvent être utilisés pour déflater des variations en valeur en vue d'obtenir des variations implicites en quantité. Ces résultats peuvent être présentés pour des sous-agrégats tels que les grandes catégories des dépenses de consommation des ménages. Tout comme les agrégats de dépenses aux prix courants sont par définition obtenus par simple addition des dépenses individuelles, on peut raisonnablement s'attendre à ce que la somme des variations des sous-agrégats d'un indice des quantités soit égale aux variations des totaux — c'est ce que l'on appelle le test d'additivité. Des indices des quantités, comme ceux de Laspeyres et de Paasche, qui utilisent une série commune de prix pour valoriser des quantités durant deux périodes, doivent satisfaire au test d'additivité. De même, l'indice des quantités de Lowe défini par la formule $\sum p^j q^t / \sum p^j q^0$ est aussi additif. L'indice des quantités de Geary-Khamis (voir annexe 4) utilisé pour des

comparaisons internationales en volume de la consommation et du produit intérieur brut (PIB) est un exemple d'indice des quantités de Lowe. Il utilise une moyenne arithmétique pondérée des prix dans les différents pays comme vecteur de prix commun p^j pour comparer les quantités dans ces pays.

1.71 De même, on peut utiliser une moyenne des prix au cours des deux périodes pour valoriser les quantités dans les indices intertemporels. Pour que l'indice des quantités satisfasse aussi le test de réversibilité temporelle, la moyenne doit être symétrique. Le *test d'invariance à la modification proportionnelle des prix courants* (qui correspond au test T7 de la liste énumérée au chapitre 16, à ceci près que les rôles des prix et quantités sont inversés) requiert que l'indice des quantités dépende seulement du niveau *relatif* des prix dans chaque période, et non pas du niveau absolu. L'indice des quantités de Walsh remplit ce test. Il est additif et satisfait au test de réversibilité temporelle. Il apparaît donc comme un indice des quantités doté de certaines propriétés tout à fait souhaitables.

1.72 Bien que l'indice de Fisher lui-même ne soit pas additif, il est possible de décomposer la *variation totale en pourcentage* d'un indice des prix (ou des quantités) de Fisher en composantes additives qui reflètent la variation en pourcentage de chaque prix ou quantité. Une décomposition multiplicative similaire est possible pour un indice des prix (ou des quantités) de Törnqvist.

Approche stochastique et seconde approche axiomatique

1.73 Avant de considérer une seconde approche axiomatique, il est bon d'envisager l'approche stochastique des indices des prix. Celle-ci traite les *variations* ou *rapports* de prix observés comme s'il s'agissait d'échantillons aléatoires extraits d'un univers défini dont la moyenne peut être interprétée comme le taux général d'inflation. Il se peut toutefois qu'il n'y ait pas un taux d'inflation unique. De nombreux univers possibles peuvent être définis, en fonction des séries de dépenses ou de transactions particulières qui intéressent l'utilisateur. De toute évidence, la moyenne de l'échantillon dépend du choix de l'univers dont il est extrait. Spécifier cet univers revient au même que spécifier le champ d'un IPC. L'approche stochastique répond à des questions comme la forme de moyenne qu'il convient de retenir ou la façon la plus efficace d'estimer celle-ci à partir d'un échantillon de rapports de prix, une fois l'univers défini.

1.74 L'approche stochastique est particulièrement utile lorsque l'univers est réduit à un seul type de produit. Compte tenu des imperfections du marché, les prix auxquels le même produit est vendu à différents points de vente et les changements de prix constatés peuvent varier considérablement. Dans la pratique, les offices de statistique doivent estimer la variation moyenne des prix d'un produit donné à partir d'un échantillon d'observations de prix. Cela pose d'importantes questions métho-

dologiques, qui sont examinées plus en détail aux chapitres 7 et 20.

Approche stochastique non pondérée

1.75 L'approche stochastique non pondérée de la théorie des indices est expliquée au chapitre 16. Si l'on a effectué un tirage aléatoire simple, la même pondération peut être donnée à chaque rapport de prix relevé. Supposons que chaque rapport de prix puisse être traité comme la somme de deux composantes : un taux d'inflation commun et une perturbation aléatoire de moyenne zéro. La meilleure estimation du taux d'inflation commun, en utilisant les moindres carrés ou la vraisemblance maximale, est la moyenne *arithmétique* non pondérée des rapports de prix, formule d'indice connue sous l'appellation d'indice de *Carli*. Cet indice, qui correspond à la version non pondérée de l'indice de Young, sera analysé plus loin, dans le cadre des indices d'agrégat élémentaire.

1.76 Si la composante aléatoire est multiplicative, et non pas additive, la meilleure estimation du taux d'inflation commun est la moyenne *géométrique* non pondérée des rapports de prix, connue sous l'appellation d'indice de *Jevons*. L'indice de Jevons peut être préféré à celui de Carli au motif que, contrairement à celui-ci, il satisfait au test de réversibilité temporelle. Ainsi qu'il est expliqué ci-après, cette considération peut être décisive au moment de choisir la forme fonctionnelle à utiliser pour estimer les indices d'agrégat élémentaire établis lors des étapes initiales du calcul de l'IPC.

Approche stochastique pondérée

1.77 Comme il est expliqué au chapitre 16, l'approche stochastique *pondérée* peut être appliquée à un niveau d'agrégation couvrant des assortiments de produits divers. Ces derniers pouvant être d'une importance économique différente, tous les types de produit ne doivent pas recevoir la même pondération. Les produits peuvent être pondérés en fonction de leur part dans la valeur totale des dépenses ou autres transactions, durant une ou plusieurs périodes. Dans ce cas, l'indice (ou son logarithme) est la valeur escomptée d'un échantillon aléatoire de rapports de prix (ou leurs logarithmes) dont la probabilité de sélection est proportionnelle à la dépense consacrée à ce type de produit dans une ou plusieurs périodes. On obtient des indices différents selon les pondérations retenues et selon que l'on utilise les rapports de prix ou leurs logarithmes.

1.78 Supposons qu'un échantillon de rapports de prix soit sélectionné par tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la dépense consacrée à ce type de produit dans la période de référence des prix 0. La variation de prix escomptée est alors l'indice des prix de Laspeyres pour l'univers considéré. Cependant, d'autres indices peuvent aussi être obtenus en utilisant l'approche stochastique pondérée. Supposons que les deux périodes soient traitées de façon symétrique et que les probabilités de

sélection soient proportionnelles aux parts de dépenses (moyenne arithmétique) dans les deux périodes 0 et t . Lorsque ces pondérations sont appliquées aux logarithmes des rapports de prix, la valeur escomptée des logarithmes est l'indice de Törnqvist, connu également sous l'appellation d'indice de Törnqvist–Theil. D'un point de vue axiomatique, le choix d'une moyenne symétrique des parts de dépenses assure que l'indice satisfait au test de réversibilité temporelle, tandis que le choix de la moyenne arithmétique, en tant que distincte d'autres moyennes symétriques, pourrait se justifier par le fait que le test essentiel de proportionnalité pour les prix courants, T5, est par là même satisfait.

1.79 Parce qu'il se concentre sur les variations de prix, l'indice de Törnqvist se présente comme un indice doté de certaines propriétés tout à fait souhaitables. Cela laisse envisager la possibilité d'une seconde approche axiomatique des indices, dans laquelle l'attention ne porte plus sur les prix et quantités utilisés dans l'approche axiomatique traditionnelle, mais sur les variations de prix et les parts en valeur.

Seconde approche axiomatique

1.80 Le chapitre 16 présente une seconde approche axiomatique, dans laquelle l'indice des prix est défini comme une fonction de deux séries de prix, ou de leurs ratios, et de deux séries de valeurs. Si l'indice est invariant à la modification des unités de mesure, autrement dit s'il satisfait au test de commensurabilité, on peut indifféremment spécifier les prix ou leurs ratios. La série de 17 axiomes postulée ici est similaire aux 20 axiomes pris en considération dans la première approche axiomatique.

1.81 L'appendice 16.1 montre que l'indice de Törnqvist, ou de Törnqvist–Theil, est le seul indice des prix à satisfaire aux 17 axiomes, tout comme l'indice des prix de Fisher est le seul à satisfaire aux 20 tests dans la première approche. Cependant, l'indice de Törnqvist ne satisfait pas au test de factorité, de sorte que l'indice des quantités implicite obtenu en actualisant la variation en valeur par l'indice des prix de Törnqvist n'est pas l'indice des quantités de Törnqvist. L'indice des quantités implicite n'est donc pas le «meilleur», au sens où il répondrait aux 17 axiomes lorsque ceux-ci seraient appliqués aux indices des quantités plutôt qu'aux indices des prix.

1.82 L'existence de prix égaux à zéro peut causer des problèmes lorsque les indices reposent sur des ratios de prix, notamment s'il s'agit de moyennes géométriques de ratios de prix. En particulier, si certains prix tendent vers zéro, on peut appliquer le test selon lequel l'indice des prix ne devrait pas tendre vers zéro ou vers «plus l'infini». L'indice de Törnqvist n'y satisfait pas. C'est pourquoi il est proposé au chapitre 16 de veiller, quand on utilise cet indice, à maintenir les prix à des valeurs différentes de zéro afin d'éviter que l'indice perde toute signification.

1.83 Enfin, le chapitre 16 examine les propriétés axiomatiques des indices de Lowe et de Young. L'indice de Lowe se sort fort bien de l'approche axiomatique, satisfaisant à la fois aux tests de réversibilité temporelle et de transitivité. L'indice de Young échoue en revanche à ces deux tests, comme les indices de Laspeyres et de Paasche. Ainsi que nous l'avons déjà expliqué, l'intérêt de l'indice de Lowe dépend davantage de la pertinence des pondérations en quantités qui sont fixées pour les deux périodes comparées, c'est-à-dire du positionnement de la période b , que de ses propriétés axiomatiques.

1.84 Bien que les «meilleurs» indices issus des deux approches axiomatiques, à savoir les indices de Fisher et de Törnqvist, ne soient pas les mêmes, ils n'en ont pas moins beaucoup en commun. Ainsi que nous l'avons déjà noté, ils sont tous deux symétriques et superlatifs. Et, bien que leurs formules soient différentes, on peut s'attendre à ce qu'ils se comportent de manière similaire et enregistrent des variations de prix similaires. Il apparaît que, quelle que soit l'approche de la théorie des indices adoptée, c'est le même *type* d'indice qui montre des propriétés souhaitables, conclusion que corrobore l'approche économique des indices expliquée au chapitre 17.

Indice du coût de la vie

1.85 L'examen de l'indice des prix à la consommation sous l'angle de la théorie économique a conduit à formuler le concept d'indice du coût de la vie. Élaborée dans un premier temps par Konus (1924), la théorie de l'indice du coût de la vie repose sur l'hypothèse du comportement d'optimisation d'un consommateur rationnel. L'indice du coût de la vie pour ce type de consommateur a été défini de façon succincte comme le ratio des dépenses minimales requises pour atteindre un niveau d'utilité, ou de bien-être, donné sous deux régimes de prix différents. On trouvera une définition et une explication plus précises au chapitre 17.

1.86 Alors que l'indice de Lowe mesure la variation du coût de l'achat d'un panier-type de biens et services, telle qu'elle résulte des variations de leurs prix, l'indice du coût de la vie mesure la variation du coût *minimum* du maintien d'un niveau d'utilité ou de bien-être donné, tel qu'il résulte des variations des prix des biens et services consommés.

1.87 Un indice du coût de la vie peut être mal interprété, car le bien-être des ménages dépend de facteurs matériels et sociaux qui n'ont aucun lien avec les prix. Divers événements peuvent survenir et avoir un impact direct sur le bien-être : c'est le cas, par exemple, pour les catastrophes naturelles ou celles d'origine humaine. Lorsque des événements de ce type se produisent, ils peuvent conduire les ménages à accroître leur consommation de biens et services afin de compenser la perte de bien-être qui en découle pour eux. L'évolution des coûts de consommation déclenchée par des événements *autres que des variations de prix* est sans objet pour un IPC qui ne vise pas seulement à mesurer l'évolution des prix des

biens et services consommés, mais qui est interprété en général par les utilisateurs comme une mesure de l'évolution des prix, et rien de plus. Pour être considéré comme un IPC, un indice du coût de la vie doit donc maintenir constantes non seulement les préférences du consommateur, mais toute la série des facteurs autres que les prix qui influent sur le bien-être et sur le niveau de vie des consommateurs. Si l'IPC a pour but d'être un indice du coût de la vie, il doit être un indice *conditionnel* lié à :

- un niveau donné d'utilité ou de bien-être;
- un ensemble donné de préférences des consommateurs;
- un état donné de l'environnement physique et social.

Bien évidemment, les indices de Lowe sont, eux aussi, conditionnels, puisqu'ils dépendent du panier-type de biens et services choisis.

1.88 Les indices de Lowe et les indices du coût de la vie ont en commun de pouvoir tous deux être définis comme des ratios de dépenses dans deux périodes. Cependant, alors que les quantités sont par définition fixes dans les indices de Lowe, elles varient en réponse aux changements des prix relatifs dans les indices du coût de la vie. Contrairement à l'approche du panier fixe de la théorie des indices, l'approche économique reconnaît explicitement que les quantités consommées dépendent en fait des prix. Dans la pratique, on peut s'attendre à ce que les consommateurs rationnels ajustent les quantités *relatives* qu'ils consomment en réponse aux variations des prix *relatifs*. L'indice du coût de la vie suppose que le consommateur qui cherche à réduire au minimum le coût du maintien d'un niveau d'utilité donné procédera aux ajustements nécessaires. Les paniers-types de biens et services figurant au numérateur et au dénominateur des indices du coût de la vie ne sont donc pas exactement les mêmes.

1.89 On peut faire l'hypothèse que la dépense d'un consommateur rationnel observée durant la période de référence choisie correspond à la dépense minimale requise pour atteindre le niveau d'utilité qui est le sien durant cette période. Pour calculer un indice du coût de la vie reposant sur cette période, il est nécessaire de savoir quelle serait la dépense minimale requise pour atteindre précisément le même niveau d'utilité si les prix en vigueur étaient ceux de la seconde période, toutes choses égales par ailleurs. Les quantités achetées sous ces conditions supposées seront sans doute *hypothétiques*. Elles ne correspondront pas aux quantités effectivement consommées durant la seconde période si d'autres facteurs, comme les ressources dont dispose le consommateur, ont changé.

1.90 Les quantités requises pour le calcul de l'indice du coût de la vie dans au moins une des périodes ne peuvent probablement pas être observées dans la pratique. L'indice du coût de la vie n'est pas un indice opérationnel susceptible d'être calculé directement. Il s'agit donc de voir s'il est possible de trouver des méthodes qui permettent d'estimer indirectement l'indice du coût de la

vie, ou au moins d'en déterminer les limites supérieure et inférieure. Il peut aussi être très utile d'établir les liens entre un indice du coût de la vie et les indices de Lowe, y compris les indices de Laspeyres et de Paasche, qui peuvent être calculés.

Limites supérieure et inférieure d'un indice du coût de la vie

1.91 Il découle de la définition de l'indice de Laspeyres que, si le revenu d'un consommateur devait changer dans les mêmes proportions que l'indice de Laspeyres, ce consommateur devrait avoir la possibilité d'acheter le même panier-type de produits que dans la période de référence. Sa situation ne peut pas empirer. Toutefois, si les prix *relatifs* ont changé, le consommateur qui maximise son utilité ne continuera pas à acheter les mêmes quantités qu'auparavant. Il pourra atteindre un *niveau d'utilité plus élevé* en substituant, au moins marginalement, des produits devenus relativement moins chers à ceux qui sont devenus plus chers. Comme l'indice du coût de la vie mesure la variation des dépenses minimales nécessaires pour maintenir un niveau d'utilité constant, l'indice du coût de la vie reposant sur la première période augmentera moins que l'indice de Laspeyres.

1.92 Si l'on suit le même raisonnement, il apparaît que, lorsque les rapports de prix changent, l'indice du coût de la vie reposant sur la seconde période doit augmenter davantage que l'indice de Paasche. Comme il est expliqué plus en détail au chapitre 17, l'indice de Laspeyres donne la limite supérieure de l'indice du coût de la vie reposant sur la première période, et l'indice de Paasche la limite inférieure de l'indice du coût de la vie reposant sur la seconde période. Il convient de noter qu'il y a là deux indices du coût de la vie différents, l'un reposant sur la première période, et l'autre sur la seconde. En général, toutefois, les deux indices du coût de la vie ne risquent guère d'être très différents.

1.93 Supposons que l'indice théorique ciblé soit un indice du coût de la vie, mais que, pour des raisons pratiques, l'IPC soit calculé en fait comme un indice de Lowe dans lequel les quantités se réfèrent à une période *b* précédant la période de référence des prix 0. Une conclusion importante peut être tirée de cette analyse liminaire : comme on peut s'attendre à ce que l'indice de Lowe dépasse celui de Laspeyres (en posant en hypothèse une tendance à long terme des prix et un effet de substitution donné) et à ce que l'indice de Laspeyres dépasse quant à lui l'indice du coût de la vie, l'indice de Lowe communément utilisé devrait afficher un biais par excès. C'est un point qui a pesé lourdement sur l'attitude de certains pays vis-à-vis des IPC. Le biais découle du fait que, par définition, les indices de panier-type, y compris celui de Laspeyres, ne permettent pas qu'il y ait substitution entre produits en réponse aux variations des prix relatifs. Il est donc qualifié en général de «biais de substitution». L'indice de Paasche devrait afficher un biais de substitution par défaut.

Quelques cas particuliers

1.94 L'étape suivante consiste à déterminer s'il existe des conditions spéciales dans lesquelles il serait possible de mesurer avec exactitude l'indice du coût de la vie. Le chapitre 17 montre que, si les préférences des consommateurs sont homothétiques — c'est-à-dire si les courbes d'indifférence ont toutes la même forme, chacune d'elles étant une expansion ou une contraction uniforme de l'autre —, l'indice du coût de la vie est indépendant du niveau d'utilité sur lequel il repose. Les indices de Laspeyres et de Paasche donnent les limites supérieure et inférieure du *même* indice du coût de la vie.

1.95 Un cas particulier intéressant se pose lorsque les préférences peuvent être représentées par la fonction dite de «Cobb–Douglas», dans laquelle les élasticités croisées de la demande entre les divers produits sont toutes égales à l'unité. Les consommateurs ajustent les quantités relatives qu'ils consomment en proportion inverse des variations des prix relatifs, de sorte que les parts de dépenses restent constantes. Si les préférences sont représentées par une fonction de Cobb–Douglas, l'indice de Laspeyres géométrique donne une mesure exacte de l'indice du coût de la vie. Comme les dépenses constantes au cours du temps, les trois indices *géométriques* — Young, Laspeyres et Paasche — coïncident les uns avec les autres et avec l'indice du coût de la vie. Bien sûr, les versions arithmétiques de ces indices ne coïncident pas dans ces conditions, car les paniers-types des périodes *b*, 0 et *t* sont tous différents puisque l'évolution des prix relatifs entraîne des substitutions.

1.96 L'un des résultats les plus connus de la théorie des indices est que, si les préférences peuvent être représentées par une fonction d'utilité quadratique homogène, l'indice de Fisher donne une mesure exacte de l'indice du coût de la vie (voir chapitre 17). Même si les préférences des consommateurs ne risquent guère de correspondre exactement à cette forme fonctionnelle particulière, ce résultat laisse penser que, d'une manière générale, l'indice de Fisher a de bonnes chances de donner une approximation étroite de l'indice du coût de la vie inconnu, et plus précise certainement que celle obtenue par les indices arithmétiques de Laspeyres ou de Paasche.

Estimation des indices du coût de la vie par des indices superlatifs

1.97 L'intuition — selon laquelle l'indice de Fisher donne une valeur approchée de l'indice du coût de la vie — est corroborée par le raisonnement suivant. Diewert (1976) a observé qu'une fonction quadratique homogène est une forme fonctionnelle souple pouvant donner une approximation au second ordre d'autres fonctions doublement dérivables au même point. Il qualifie ensuite une formule d'indice de *superlative* lorsqu'elle est exactement égale à l'indice du coût de la vie reposant sur une certaine forme fonctionnelle *et* lorsque cette forme fonctionnelle est souple, c'est-à-dire quadratique homogène. Les calculs menant à ces résultats, assortis d'explications

supplémentaires, sont présentés en détail au chapitre 17. Contrairement à l'indice du coût de la vie reposant sur la fonction d'utilité réelle mais inconnue, l'indice superlatif est un indice effectif qui peut être calculé. Ces résultats ont une portée pratique : ils justifient, sur le plan théorique, que l'on puisse s'attendre à ce qu'un indice superlatif donne, dans un grand nombre de situations, une approximation assez précise de l'indice du coût de la vie.

1.98 Les indices superlatifs en tant qu'indices symétriques. L'indice de Fisher n'est en aucune façon le seul exemple d'indice superlatif. Il existe en fait toute une famille d'indices superlatifs. Le chapitre 17 montre que toute moyenne quadratique d'ordre r est un indice superlatif pour chaque valeur de $r \neq 0$. La moyenne quadratique d'un indice des prix P^r d'ordre r est définie comme suit :

$$P^r = \frac{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0}\right)^{r/2}}}{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^t \left(\frac{p_i^0}{p_i^t}\right)^{r/2}}} \quad (1.15)$$

où s_i^0 et s_i^t sont définis comme dans les équations (1.2) et (1.3).

1.99 Il convient de relever la symétrie du numérateur et du dénominateur de l'équation (1.15). L'équation (1.15) se caractérise notamment par le fait qu'elle traite de façon symétrique les variations de prix et les parts de dépenses dans les deux périodes, quelle que soit la valeur assignée au paramètre r . Trois cas particuliers doivent retenir notre intérêt :

- lorsque $r = 2$, l'équation (1.1) se réduit à l'indice des prix de Fisher;
- lorsque $r = 1$, elle est équivalente à l'indice des prix de Walsh;
- dans la limite $r \rightarrow 0$, elle est égale à l'indice de Törnqvist.

Ces indices ont été présentés dans un premier temps comme exemples d'indices traitant l'information disponible dans les deux périodes *de façon symétrique*. L'un et l'autre ont été proposés pour la première fois bien avant que le concept d'indice superlatif soit élaboré.

1.100 *Choix d'un indice superlatif*. Le chapitre 17 pose la question du choix de la formule superlative à retenir dans la pratique. Comme on peut s'attendre à ce que chacune d'elles donne une valeur approchée du même indice du coût de la vie, on peut en déduire qu'elles devraient aussi donner une valeur approchée les unes des autres. Le fait que tous ces indices soient symétriques renforce cette conclusion. Ces conjectures tendent à être corroborées, dans la pratique, par quelques calculs numériques. Aussi longtemps que le paramètre r ne s'éloigne pas trop d'un intervalle allant de 0 à 2, les indices superlatifs tendent à être très proches les uns des

autres. En principe, toutefois, il n'y a pas de limite à r et il a été démontré récemment qu'à mesure que r augmente, la formule tend à assigner une pondération croissante aux rapports de prix extrêmes, et que les indices superlatifs qui en résultent peuvent diverger très sensiblement les uns des autres. Ce n'est que lorsque la valeur absolue de r est faible, comme c'est le cas pour les trois indices superlatifs les plus communément utilisés (Fisher, Walsh et Törnqvist), que le choix de l'indice superlatif perd son importance.

1.101 Les indices de Fisher et de Walsh datent de près d'un siècle. L'indice de Fisher doit sa popularité à son approche axiomatique, approche fondée sur les tests, qu'il a lui-même contribué à développer. Comme nous l'avons déjà noté, l'indice de Fisher domine les autres indices quand on utilise la première approche axiomatique, et c'est l'indice de Törnqvist qui domine quand on utilise la seconde approche axiomatique définie plus haut. Le fait que les indices de Fisher et de Törnqvist soient tous deux des indices superlatifs dont l'utilisation peut être justifiée sur le plan économique laisse penser que, d'un point de vue théorique, il n'est peut-être pas possible de les améliorer pour les besoins de l'IPC.

Biais de représentativité

1.102 Le fait que l'indice de Walsh soit un indice de Lowe qui est aussi superlatif porte à croire que le biais des autres indices de Lowe dépend de la mesure dans laquelle leurs quantités s'écartent de celles figurant dans le panier-type constitué pour l'indice de Walsh. La question peut cependant être envisagée sous un autre angle.

1.103 Comme les quantités figurant dans le panier-type constitué pour un indice de Walsh sont des moyennes *géométriques* des quantités dans les deux périodes, une importance égale est assignée aux quantités *relatives*, par opposition aux quantités *absolues*, dans les deux périodes. Le panier-type pour l'indice de Walsh peut donc être considéré comme le plus représentatif des *deux* périodes. Si l'on attache une égale importance aux schémas de consommation dans les deux périodes, le panier-type optimal pour un indice de Lowe devrait être le panier-type le plus représentatif. L'indice de Walsh devient alors la cible privilégiée, sur le plan théorique, pour un indice de Lowe.

1.104 Supposons que la période b , pour laquelle les quantités sont effectivement utilisées dans l'indice de Lowe, se situe à mi-chemin entre 0 et t . Dans ce cas, et dans l'hypothèse où les quantités relatives tendent à évoluer de façon relativement régulière, le panier-type effectif dans la période b donne probablement une valeur approchée du panier-type le plus représentatif. À l'inverse, plus cette période b est éloignée du point médian entre 0 et t , plus les quantités relatives de la période b risquent de s'écarter de celles du panier-type le plus représentatif. Dans ce cas, l'indice de Lowe entre les périodes 0 et t , qui utilise les quantités de la période b , dépasse vraisemblablement l'indice de Lowe, qui utilise les quantités les plus

représentatives, d'un montant d'autant plus important que la période b est plus reculée dans le temps. Si ce dernier indice est la cible, l'écart constaté est le «biais». Ce biais peut être attribué au fait que les quantités de la période b tendent à devenir de moins en moins représentatives d'une comparaison entre 0 et t à mesure que la période b s'éloigne dans le passé. Les facteurs économiques responsables en l'occurrence sont, bien sûr, exactement les mêmes que ceux qui donnent naissance au biais constaté lorsque l'indice cible est l'indice du coût de la vie. On peut donc considérer que certains types d'indice sont biaisés sans invoquer le concept d'indice du coût de la vie. Inversement, les mêmes types d'indice tendent à être préférés, que l'objectif soit d'estimer le biais du coût de la vie ou non.

1.105 Si l'on privilégie les fluctuations des prix à court terme, l'indice cible est un indice entre deux périodes temporelles consécutives t et $t + 1$. Dans ce cas, le panier-type le plus représentatif doit être avancé d'une période lorsque l'on fait de même pour l'indice. Choisir le panier-type le plus représentatif suppose que l'on ait recours au chaînage. De même, le chaînage est implicite quand l'indice cible est un indice du coût de la vie entre t et $t + 1$. Dans la pratique, l'univers de produits change lui aussi constamment. Le panier-type le plus représentatif avançant d'une période, il est possible d'actualiser l'assortiment de produits couverts et de prendre en compte l'évolution des quantités relatives des produits qui étaient couverts précédemment.

Données requises et problèmes de calcul

1.106 Étant donné que les indices superlatifs requièrent des données sur les prix et sur les dépenses pour les deux périodes, et que les données sur les dépenses ne sont en général pas disponibles pour la période en cours, il n'est pas possible de calculer un IPC superlatif, au moins au moment où l'IPC est publié pour la première fois. Dans la pratique, les IPC tendent à être des indices de Lowe assortis de quantités fixes ou des indices-chaînes de Lowe actualisés annuellement. Avec le temps, toutefois, les données sur les dépenses requises peuvent devenir disponibles et permettre de calculer un IPC superlatif par la suite. Les utilisateurs trouveront utile que les IPC superlatifs soient publiés rétrospectivement, car cela permet d'évaluer les propriétés et le comportement de l'indice officiel. Les IPC superlatifs peuvent être traités comme des indices qui complètent, plutôt qu'ils ne remplacent, les indices initiaux, si la politique suivie ne consiste pas à réviser l'indice officiel.

1.107 Le chapitre 17 note que, dans la pratique, les IPC sont calculés le plus souvent par étapes (voir aussi les chapitres 9 et 20) et s'applique à répondre à une question : l'agrégation des indices calculés de cette manière est-elle ou non associative? En d'autres termes, ces indices ont-ils les mêmes valeurs s'ils sont calculés

en une seule fois ou en deux étapes? L'associativité apparaît parfaite dans le cas de l'indice de Laspeyres, mais inexistante pour les indices superlatifs. Les indices communément utilisés de Fisher et Törnqvist font apparaître quant à eux une associativité relative.

Possibilité de substitution

1.108 Le chapitre 17 examine un autre indice proposé récemment, l'indice de Lloyd-Moulton, P_{LM} , défini comme suit :

$$P_{LM} = \left\{ \sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{1-\sigma} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad \sigma \neq 1 \quad (1.16)$$

Le paramètre σ , qui ne doit pas être négatif, est l'élasticité de substitution entre les produits couverts. Il indique dans quelle mesure, en moyenne, les divers produits sont censés être des produits de substitution les uns pour les autres. Cet indice a pour avantage que l'on peut s'attendre, avec un degré d'approximation raisonnable, à ce qu'il soit exempt de biais de substitution, alors qu'il ne nécessite pas plus de données qu'un indice de Lowe ou de Laspeyres. Il représente donc une possibilité pratique de calcul de l'IPC, même pour les périodes les plus récentes, bien que l'on puisse penser qu'il sera difficile d'obtenir une estimation satisfaisante et acceptable de la valeur numérique de l'élasticité de substitution, paramètre utilisé dans la formule.

Questions d'agrégation

1.109 Nous avons supposé jusqu'à présent que l'indice du coût de la vie reposait sur les préférences d'un consommateur représentatif unique. Le chapitre 18 examine dans quelle mesure les diverses conclusions auxquelles nous avons abouti demeurent valides pour les IPC établis en fait pour des groupes de ménages. La conclusion générale est que, fondamentalement, les mêmes relations restent valables au niveau des données agrégées, même si les questions supplémentaires qui sont alors soulevées peuvent exiger des hypothèses additionnelles.

1.110 L'une de ces questions concerne les pondérations à appliquer aux différents ménages. Les indices agrégés qui pondèrent les ménages en fonction de leurs dépenses sont appelés «ploutocratiques», tandis que ceux qui assignent la même pondération à chaque ménage sont dits «démocratiques». Une autre question est de savoir s'il existe une seule série de prix à un moment donné, ou si des ménages différents se voient appliqués des prix différents. En règle générale, il n'est pas nécessaire, quand on définit les indices agrégés, de supposer que tous les ménages sont confrontés à la même série de prix, même si l'analyse se trouve naturellement simplifiée lorsque c'est le cas.

1.111 Un indice du coût de la vie agrégé ploutocratique suppose que chaque ménage, lorsqu'il doit choisir entre deux séries de prix différentes, réduit au minimum le coût à supporter pour atteindre un niveau d'utilité donné (l'indice du coût de la vie agrégé étant défini comme le ratio des coûts minimums agrégés à l'ensemble des ménages). Comme dans le cas d'un ménage unique, on reconnaît que, pour répondre aux besoins de l'IPC, l'indice du coût de la vie agrégé doit être un *indice conditionnel* lié à l'état d'un assortiment particulier de variables d'environnement, qui sont en général celles de l'une ou l'autre des périodes comparées. L'environnement doit être compris au sens large, c'est-à-dire non seulement physique, mais aussi politique et social.

1.112 Comme l'indice d'un consommateur représentatif unique, l'indice du coût de la vie agrégé ne peut pas être calculé directement, mais il est parfois possible de calculer des indices de Laspeyres et de Paasche agrégés qui déterminent les limites supérieure ou inférieure de leurs indices du coût de la vie respectifs. S'il n'y a qu'une seule série de prix nationaux, l'indice de Laspeyres ploutocratique agrégé est réduit à un indice de Laspeyres agrégé ordinaire. Comme les indices ploutocratiques agrégés de Laspeyres et de Paasche peuvent en principe être calculés, il en va de même de l'indice de Fisher ploutocratique. On verra, au chapitre 18, que l'on devrait normalement obtenir ainsi une bonne approximation de l'indice du coût de la vie ploutocratique agrégé.

1.113 Enfin, le chapitre 18 conclut que les offices de statistique pourraient en principe construire des indices de Laspeyres, Paasche et Fisher démocratiques et ploutocratiques, pour autant que l'information sur les rapports de prix et les dépenses spécifiques à chaque ménage soit disponible pour les deux périodes. Si les informations sur les dépenses ne sont disponibles que pour la première période, seuls les indices de Laspeyres démocratique et ploutocratique pourront être construits. L'ensemble de données requises est toutefois considérable. Il n'y a guère de chance, dans la pratique, que ces données puissent être disponibles pour *chaque* ménage et, si c'était le cas, les risques d'erreurs seraient grands.

Données numériques indicatives

1.114 Le chapitre 19 présente certains exemples numériques reposant sur un ensemble de données artificielles. Il ne s'agit pas d'illustrer les méthodes de calcul en tant que telles, mais plutôt de démontrer à quel point l'emploi de formules d'indice diverses peut donner des résultats numériques très différents. Des séries de prix, quantités et dépenses hypothétiques mais économiquement plausibles sont données pour six produits et cinq périodes. En général, les écarts entre les diverses formules tendent à s'accroître avec la variance des rapports de prix. Ils dépendent souvent aussi de la mesure dans laquelle les prix suivent une évolution régulière ou tendent à fluctuer.

1.115 Les résultats numériques sont frappants. Ainsi, l'indice de Laspeyres affiche une hausse de 44 %

sur les cinq périodes, alors que l'indice de Paasche chute quant à lui de 20 %. Les deux indices superlatifs communément utilisés, ceux de Törnqvist et de Fisher, enregistrent pour leur part des hausses de 25 % et 19 %, respectivement, et l'écart qui les sépare n'est que de six points, contre 64 points entre les indices de Laspeyres et de Paasche. Lorsque les indices sont chaînés, les indices-chaînes de Laspeyres et de Paasche affichent des hausses de 33 % et 12 %, respectivement, qui ramènent l'écart entre eux de 64 à 21 points. Les indices-chaînes de Törnqvist et de Fisher enregistrent respectivement des hausses de 22,26 % et 22,24 %, étant pour ainsi dire numériquement identiques. Ces résultats montrent l'importance du choix de la formule d'indice et de la méthode.

Produits saisonniers

1.116 Ainsi qu'il est expliqué au chapitre 22, l'existence de produits saisonniers pose certains problèmes insolubles et crée des difficultés sérieuses pour les compilateurs et les utilisateurs de l'IPC. Sont appelés saisonniers les produits qui :

- ne sont pas disponibles durant certaines saisons,
- ou sont disponibles tout au long de l'année, mais à des prix et dans des quantités qui connaissent des fluctuations régulières synchronisées avec la saison ou l'époque de l'année.

Les fluctuations saisonnières sont essentiellement d'ordre climatique ou coutumier. L'évolution de l'IPC d'un mois sur l'autre peut parfois être à tel point dominée par des influences saisonnières qu'il est difficile de discerner les tendances lourdes des prix. On peut appliquer des programmes conventionnels de correction des variations saisonnières, mais ceux-ci ne donnent pas toujours des résultats satisfaisants. La difficulté ne se limite pas à l'interprétation des mouvements de l'IPC, car la saisonnalité crée de réels problèmes de calcul de l'IPC lorsque certains des produits du panier-type tendent à disparaître et réapparaître régulièrement, introduisant une solution de continuité dans la série de prix à partir de laquelle est construit l'IPC. Il n'existe pas de panacée pour la saisonnalité, et le consensus sur la meilleure pratique dans ce domaine reste à trouver. Le chapitre 22 examine différentes modalités de résolution possibles du problème en s'appuyant sur une série de données artificielles pour illustrer les conséquences de l'utilisation des diverses méthodes proposées.

1.117 Exclure les produits saisonniers est une des options possibles, mais cela peut entraîner une réduction inacceptable du champ de l'indice, étant donné que les produits saisonniers représentent parfois une part non négligeable de la consommation totale des ménages. Dans l'hypothèse où ces produits sont retenus, une solution consiste à privilégier non plus les fluctuations de l'indice d'un mois sur l'autre, mais ses variations entre les mêmes mois de deux années successives.

Dans certains pays, les médias et d'autres utilisateurs, tels que les banques centrales, ont pris l'habitude de suivre avant tout le taux d'inflation annuel entre le mois le plus récent et le même mois de l'année précédente. Ce chiffre en glissement annuel est beaucoup plus facile à interpréter que les variations d'un mois sur l'autre, qui peuvent être plus volatiles même en l'absence de fluctuations saisonnières.

1.118 Au chapitre 22, cette approche est étendue au concept de moyenne mobile d'indices, qui compare les prix pour les douze mois les plus récents avec les mois correspondants de l'année de référence des prix. Les *indices annuels mobiles* qui en résultent peuvent être considérés comme des indices des prix corrigés des variations saisonnières. Il apparaît qu'ils fonctionnent bien avec la série de données artificielles. On peut considérer que ces indices sont une mesure de l'inflation sur une année, centrée autour d'un mois précédant d'un semestre le dernier mois de l'indice mobile. Ce décalage peut être désavantageux à certains égards, mais le chapitre 22 montre que, sous certaines conditions, le glissement annuel du mois en cours, conjugué au glissement annuel du précédent, peut donner une prévision fiable de l'indice annuel mobile qui est centré sur le mois en cours. Les indices annuels mobiles et les constructions analytiques similaires ne visent pas, bien sûr, à remplacer l'IPC mensuel ou trimestriel, mais à donner des informations complémentaires qui peuvent présenter un très grand intérêt pour les utilisateurs. Ces indices peuvent être publiés en même temps que l'IPC officiel.

1.119 Les diverses façons de traiter les solutions de continuité provoquées dans les séries de prix par la disparition et la réapparition de produits saisonniers sont examinées au chapitre 22. C'est un domaine, cependant, où la recherche doit encore progresser.

Indices d'agrégat élémentaire

1.120 Ainsi qu'il est expliqué aux chapitres 9 et 20, l'IPC est calculé par étapes. Dans un premier temps, des *indices d'agrégat élémentaire* sont estimés pour les *agrégats de dépenses élémentaires* d'un IPC. Dans un deuxième temps, ces indices sont agrégés, ou ramenés à une moyenne, pour obtenir des indices de niveau supérieur utilisant les agrégats de dépenses élémentaires comme pondérations. Un agrégat de dépenses élémentaire regroupe les dépenses consacrées à une série limitée et relativement homogène de produits définis dans le cadre de la classification des produits de consommation utilisée pour l'IPC. Le chapitre 6 explique que les offices de statistique choisissent en général un assortiment de produits représentatifs au sein de chaque agrégat et relèvent ensuite des échantillons de leurs prix à un certain nombre de points de vente. Les agrégats élémentaires servent de strates pour l'échantillonnage.

1.121 Les prix relevés durant la première étape ne sont pas, en général, les prix qui ont été constatés dans les transactions effectives entre unités économiques,

mais les prix d'offre auxquels les produits sont proposés dans différents types de point de vente au détail. En principe, toutefois, l'IPC mesure l'évolution des prix payés par les ménages. Ces prix peuvent en fait varier au cours du mois, qui est en général la période de référence pour l'IPC. En principe, donc, la première étape devrait consister à ramener à une moyenne les prix auxquels un produit est vendu durant la période, en gardant à l'esprit que les prix peuvent varier même dans le cas de produits identiques vendus dans le même point de vente. En général, ce calcul n'est pas faisable dans la pratique. Toutefois, avec une caisse enregistreuse électronique où tous les codes-barres des produits sont lus, les valeurs des transactions sont effectivement enregistrées. Il est possible de calculer un prix moyen au lieu d'enregistrer simplement le prix d'offre d'un moment précis. Les données obtenues par lecture optique ont d'ores et déjà commencé à être utilisées aux fins de l'IPC, et l'on peut penser qu'elles prendront de l'importance au fil du temps.

1.122 Une fois les prix de produits représentatifs relevés dans un échantillon de points de vente, la question qui se pose est de savoir quelle formule est la plus indiquée pour construire un indice d'agrégat élémentaire. Ce point est examiné au chapitre 20. Il a été quelque peu négligé, par rapport à d'autres questions, jusqu'à ce qu'une série d'études effectuées dans les années 90 donne des indications beaucoup plus claires sur les propriétés des indices d'agrégat élémentaire et sur leurs forces et faiblesses relatives. La qualité d'un IPC dépend en grande partie de celle des indices d'agrégat élémentaire à partir desquels il est construit.

1.123 Les prix sont relevés pour le même produit au même point de vente pendant une série de périodes successives. En général, donc, un indice d'agrégat élémentaire est calculé à partir de deux séries d'observations de prix appariées. On suppose ici qu'il n'y a pas d'observations manquantes ni de modification de la qualité des produits élémentaires de l'échantillon, de sorte que l'on dispose de deux séries de prix parfaitement appariées. Le traitement des nouveaux produits qui apparaissent ou des produits qui disparaissent, ainsi que des changements de qualité, est en soi une question distincte et complexe. Elle est présentée dans ses grandes lignes ci-après, et examinée plus en détail aux chapitres 7, 8 et 21.

Pondérations au sein des agrégats élémentaires

1.124 Dans la plupart des cas, les indices des prix des agrégats élémentaires sont calculés sans faire explicitement appel aux pondérations de dépenses. Il conviendrait cependant d'utiliser, aussi souvent que possible, des pondérations reflétant l'importance relative des produits élémentaires échantillonnés, même si ce n'est que de façon approximative. Bien souvent, l'agrégat élémentaire est simplement l'agrégat le plus petit pour lequel on dispose d'informations fiables sur les pondérations. L'indice de l'agrégat élémentaire doit alors être calculé sans utiliser

les pondérations. Cependant, même dans ce cas, il faut noter que, si les produits élémentaires sont choisis en leur appliquant des probabilités de sélection proportionnelles à la taille de telle ou telle variable pertinente (les ventes, par exemple), la procédure d'échantillonnage introduit implicitement des pondérations.

1.125 Pour certains agrégats élémentaires, les informations sur les ventes de produits élémentaires particuliers, les parts de marché ou les pondérations régionales peuvent être utilisées comme pondérations explicites au sein d'un agrégat élémentaire. Les pondérations au sein des agrégats élémentaires peuvent être actualisées de façon indépendante, et plus souvent peut-être que les agrégats élémentaires eux-mêmes (qui servent de pondérations pour les indices de niveau supérieur).

1.126 Supposons par exemple que le nombre de fournisseurs d'un produit tel que le pétrole soit limité. Les parts de marché des fournisseurs peuvent être connues à partir des statistiques recueillies dans le cadre d'enquêtes sur l'activité économique, et utilisées comme pondérations dans le calcul d'un indice d'agrégat élémentaire pour le prix des produits pétroliers. Autre exemple, les prix de l'eau peuvent être relevés auprès d'un certain nombre de services locaux desservant des régions dont la population est connue. La taille relative de la population de chaque région peut alors être utilisée pour obtenir une valeur approchée des dépenses de consommation relatives afin de pondérer le prix dans chaque région pour obtenir un indice d'agrégat élémentaire pour le prix de l'eau.

Interconnexions entre les différentes formules élémentaires d'indice des prix

1.127 Il est possible d'obtenir des indications utiles sur les propriétés des diverses formules qui ont été utilisées, ou dont l'emploi a été envisagé, pour construire des indices d'agrégat élémentaire en examinant les interconnexions mathématiques qui existent entre elles. Le chapitre 20 en donne une analyse approfondie. Comme il est posé en hypothèses que l'on ne dispose pas de pondérations explicites, les diverses formules considérées font toutes appel à des moyennes non pondérées, c'est-à-dire à des moyennes *simples* dans lesquelles les divers produits élémentaires reçoivent une pondération *égale*. Deux grandes options existent pour ces indices d'agrégat élémentaire :

- une forme de moyenne simple des ratios ou rapports de prix;
- le ratio d'une forme de moyenne simple des prix dans les deux périodes.

Dans le cas de la moyenne géométrique, les deux méthodes coïncident, car la moyenne géométrique des ratios ou rapports de prix est identique au ratio de leur moyenne géométrique.

1.128 Trois indices d'agrégat élémentaire peuvent être établis à partir de la première des options susmentionnées :

- une moyenne arithmétique simple des rapports de prix, connue sous l'appellation d'indice de *Carli* ou P_C ; l'indice de Carli est la version non pondérée de l'indice de Young;
- une moyenne géométrique simple des rapports de prix, connue sous l'appellation d'indice de *Jevons* ou P_J ; l'indice de Jevons est une version non pondérée de l'indice de Young géométrique;
- une moyenne harmonique simple des rapports de prix, ou P_H .

Comme il a été noté plus haut, quelle que soit la série de nombres positifs considérée, la moyenne arithmétique est supérieure ou égale à la moyenne géométrique, qui est elle-même supérieure ou égale à la moyenne harmonique, les égalités ne restant valables que lorsque les nombres sont tous égaux. Il s'ensuit que $P_C \geq P_J \geq P_H$.

1.129 Le chapitre 20 montre que les écarts entre les trois indices se creusent lorsque la variance des rapports de prix augmente. Le choix d'une formule devient d'autant plus important que les variations de prix se diversifient. On peut s'attendre à ce que P_J se situe approximativement à mi-chemin entre P_C et P_H .

1.130 La seconde des options donne trois indices possibles :

- le ratio des moyennes arithmétiques simples des prix, connu sous l'appellation d'indice de *Dutot*, ou P_D ;
- le ratio des moyennes géométriques simples, connu sous l'appellation d'indice de *Jevons*, ou P_J ;
- le ratio des moyennes harmoniques simples, ou P_H .

Le classement des *ratios* des différents types de moyenne n'est pas prévisible. Par exemple, l'indice de Dutot, P_D , peut être supérieur ou inférieur à celui de Jevons, P_J .

1.131 L'indice de Dutot peut aussi être exprimé sous forme d'une moyenne pondérée des rapports de prix, dans laquelle les prix de la période 0 servent de pondération :

$$P_D = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t / n}{\sum_{i=1}^n p_i^0 / n} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)}{\sum_{i=1}^n p_i^0} \quad (1.17)$$

Comparé à l'indice de Carli, qui est une moyenne simple des rapports de prix, l'indice de Dutot donne une pondération plus forte aux rapports de prix des produits dont les prix sont élevés durant la période 0. Il n'en est pas moins difficile de donner un fondement économique rationnel à ce type de pondération. Les prix ne sont pas des dépenses. Si les produits sont homogènes, ils ne seront probablement achetés qu'en très faibles quantités à des prix élevés dans l'hypothèse où les mêmes produits peuvent être obtenus à meilleur marché. S'ils sont hétérogènes, l'indice de Dutot ne devrait de toute

manière pas être utilisé, car les quantités ne sont ni commensurables, ni additives.

1.132 S'il est utile d'établir les interconnexions entre les divers indices, celles-ci n'aident pas, concrètement, à choisir un indice. Cependant, comme les différences entre les diverses formules tendent à s'accroître avec la dispersion des rapports de prix, il est à l'évidence souhaitable de définir les agrégats élémentaires de façon à réduire autant qu'il est possible la variation des mouvements de prix au sein de chaque agrégat. Moins il y a de variation, et moins le choix de la formule d'indice fait de différence. Comme les agrégats élémentaires servent aussi de strates pour les besoins de l'échantillonnage, le fait de réduire au minimum la variance des rapports de prix au sein des strates réduira aussi l'erreur d'échantillonnage.

Approche axiomatique des formules d'indice

1.133 L'approche axiomatique présentée plus haut est un des moyens qui peuvent être mis à profit pour choisir entre les différentes formules d'indice. Une série de tests est appliquée aux indices d'agrégat élémentaire au chapitre 20.

1.134 L'indice de Jevons, P_J , satisfait à tous les tests retenus. Il l'emporte sur les autres indices de la même manière que l'indice de Fisher tend à dominer d'autres indices à un niveau agrégé. L'indice de Dutot, P_D , échoue à un seul test, celui de commensurabilité. Cet échec est cependant crucial, car il reflète un point essentiel soulevé précédemment : quand les quantités ne sont pas additives d'un point de vue économique, les prix ne sont pas additifs non plus et ne peuvent donc pas être ramenés à une moyenne significative. Toutefois, P_D se comporte bien lorsque les produits élémentaires de l'échantillon sont homogènes. L'important, pour l'indice de Dutot, est donc de déterminer à quel point les produits rassemblés au sein d'un agrégat élémentaire sont hétérogènes. Si les produits ne sont pas suffisamment homogènes pour que leurs quantités soient additives, il faut renoncer à utiliser l'indice de Dutot.

1.135 Bien que l'indice de Carli, P_C , ait été largement utilisé dans la pratique, l'approche axiomatique montre qu'il possède certaines propriétés non souhaitables. En particulier, en tant que version non pondérée de l'indice de Young, il échoue aux tests de réversibilité temporelle et de transitivité. C'est un sérieux handicap, dans la mesure surtout où les indices d'agrégat élémentaire sont souvent des indices chaînés mensuellement. Un consensus s'est établi autour de l'idée que l'indice de Carli pourrait être inadéquat parce qu'il risque de présenter un biais positif significatif. C'est ce que montre l'exemple numérique proposé au chapitre 9. L'utilisation de cet indice n'est pas approuvée dans le cadre des indices des prix à la consommation harmonisés en vigueur au sein de l'Union européenne. À l'inverse, la moyenne harmonique des rapports de prix, P_H , risque de présenter un biais négatif tout aussi significatif; cela dit, cet indice ne semble pas être utilisé dans la pratique.

1.136 L'approche axiomatique fait apparaître que l'indice de Jevons est l'indice préféré, mais que son utilisation n'est peut-être pas indiquée dans toutes les situations. Si une observation est égale à zéro, la moyenne géométrique est égale à zéro. L'indice de Jevons est sensible aux chutes extrêmes des prix; il peut donc être nécessaire d'imposer des limites supérieure et inférieure aux différents rapports de prix quand on utilise cet indice.

Approche économique des indices d'agrégat élémentaire

1.137 L'approche économique des indices d'agrégat élémentaire est expliquée au chapitre 20. Les produits de l'échantillon pour lesquels les prix sont relevés sont traités comme s'ils constituaient un panier-type de biens et services achetés par des consommateurs rationnels maximisant leur utilité. L'objectif est d'estimer un indice conditionnel du coût de la vie couvrant l'assortiment de produits en question.

1.138 On notera toutefois que les différences entre les prix des produits de l'échantillon ne signifient pas forcément que ces derniers sont de qualité différente. Si les marchés étaient parfaits, les rapports de prix devraient refléter les coûts de production relatifs et les utilités relatives. Il se peut, en fait, que les différences de prix soient tout simplement la conséquence des imperfections du marché. Ainsi, des produits parfaitement identiques peuvent être achetés et vendus à des prix différents dans des points de vente différents pour la simple raison que les consommateurs manquent d'informations sur les prix pratiqués dans les autres points de vente. Les producteurs peuvent aussi pratiquer la discrimination par les prix en faisant payer à différents consommateurs des prix différents pour des produits parfaitement identiques. La discrimination par les prix est une pratique répandue dans de nombreuses activités de services. Lorsque les écarts de prix résultent des imperfections du marché, il ne faut pas s'attendre à ce que les consommateurs réagissent aux variations des rapports de prix des produits comme ils le feraient s'ils étaient bien informés et libres de leurs choix.

1.139 En tout état de cause, si l'on ne dispose pas d'informations sur les quantités ou les dépenses au sein d'un agrégat élémentaire, il n'est pas possible de calculer un indice superlatif, quel qu'il soit. L'indice conditionnel du coût de la vie au niveau d'un agrégat élémentaire ne peut donc être estimé que dans l'hypothèse où certaines conditions spéciales sont remplies.

1.140 Deux cas particuliers présentent un certain intérêt. Le premier est celui dans lequel les préférences sont du type «préférences de Leontief». Dans ces conditions, les quantités *relatives* restent fixes quels que soient les rapports de prix. Aucune substitution n'a lieu en réponse aux modifications des rapports de prix. Les élasticités croisées de la demande sont nulles. Dans l'hypothèse des préférences de Leontief, l'indice de Laspeyres donne une mesure exacte de l'indice du coût de la vie. Dans ce cas, l'indice de Carli calculé pour un échantillon

aléatoire donnerait une estimation de l'indice du coût de la vie si les produits élémentaires étaient choisis avec des probabilités de sélection proportionnelles à leur part dans les dépenses de consommation de la population. Il pourrait apparaître que, si les produits élémentaires étaient choisis avec des probabilités proportionnelles à leur part dans les quantités achetées par la population, l'indice de Dutot calculé pour l'échantillon donnerait une estimation de l'indice de Laspeyres pour la population. Cependant, si l'on suppose que le panier-type de l'indice de Laspeyres contient certains produits hétérogènes dont les quantités ne sont pas additives, les parts de quantités, et par conséquent les probabilités de sélection, sont indéfinies.

1.141 Le second cas a déjà été évoqué précédemment : c'est celui où les préférences peuvent être représentées par une fonction de Cobb-Douglas. Comme nous l'avons déjà expliqué, avec ce type de préférence, l'indice de Laspeyres géométrique donnerait une mesure exacte de l'indice du coût de la vie. Dans ce cas, l'indice de Carli calculé pour un échantillon aléatoire donnerait une estimation non biaisée de l'indice du coût de la vie, à condition que les produits élémentaires soient choisis avec des probabilités proportionnelles à leur part dans les dépenses de la population.

1.142 Dans l'approche économique, le choix entre les indices de Jevons et de Carli pour l'échantillon dépend de la capacité de l'un et de l'autre à donner une approximation plus ou moins juste de l'indice du coût de la vie : en d'autres termes, il dépend de la probabilité que les élasticités croisées de la demande soient plus proches, en moyenne, de l'unité ou de zéro. Dans la pratique, les élasticités croisées peuvent prendre n'importe quelle valeur, jusqu'à «plus l'infini» pour un agrégat élémentaire dans lequel les produits élémentaires de l'échantillon sont strictement homogènes, c'est-à-dire de parfaits produits de substitution. On notera que, dans le cas limite où les produits élémentaires de l'échantillon sont homogènes, il n'y a qu'un seul type de produit et, par conséquent, aucun problème d'indice : l'indice des prix est donné par le ratio des valeurs unitaires dans les deux périodes. On peut supposer qu'en moyenne, les élasticités croisées sont sans doute plus proches de l'unité que de zéro pour la plupart des agrégats élémentaires, de sorte que l'indice de Jevons donne probablement, en règle générale, une approximation plus juste de l'indice du coût de la vie que l'indice de Carli. Dans ce cas, il convient de considérer que l'indice de Carli est entaché d'un biais par excès.

1.143 Il est bon de noter que l'utilisation de l'indice de Jevons n'implique pas, ou ne suppose pas, que les parts de dépenses restent constantes. De toute évidence, la moyenne géométrique des rapports de prix peut être calculée indépendamment du fait que, dans la pratique, les parts des dépenses changent ou non. L'approche économique montre que, si les parts des dépenses restent constantes (ou à peu près constantes), on peut s'attendre alors à ce que l'indice de Jevons donne une bonne estimation de l'indice du coût de la vie. Cette approche apporte un éclairage particulier en montrant que l'indice

de Jevons donne sans doute une approximation plus juste de l'indice du coût de la vie que l'indice de Carli, car il est plus probable qu'il y ait un effet de substitution important plutôt que pas d'effet de substitution du tout, surtout si les agrégats élémentaires devaient être délibérément construits de manière à regrouper des produits élémentaires similaires constituant de proches produits de substitution les uns pour les autres.

1.144 La moyenne géométrique de P_C et P_H , dénommée indice P_{CSWD} au chapitre 20, serait une alternative à l'indice de Jevons, P_J . Elle pourrait être justifiée par le souci de traiter les données des deux périodes de manière symétrique, sans former d'hypothèse particulière quant à la forme des préférences sous-jacentes. Le chapitre 20 montre aussi que la moyenne géométrique de P_C et P_H est sans doute très proche de P_J , de sorte que ce dernier peut être préféré parce que c'est un concept plus simple et plus facile à établir.

1.145 Nous pouvons conclure que, indépendamment de l'approche choisie, économique ou axiomatique, l'indice de Jevons apparaît comme l'indice généralement préférable, même s'il peut arriver qu'il n'y ait pas (ou qu'il y ait peu) de substitution au sein de l'agrégat élémentaire, auquel cas l'indice de Carli peut être préféré. C'est au statisticien qui établit l'indice de trancher, en fonction de la nature des produits effectivement inclus dans l'agrégat élémentaire.

1.146 Les développements qui précèdent ont aussi apporté des éclaircissements sur certaines propriétés d'échantillonnage des indices d'agrégat élémentaire. Il apparaît en effet que, si les produits de l'échantillon sont choisis avec des probabilités proportionnelles aux dépenses dans la période de référence des prix :

- l'indice de Carli calculé pour l'échantillon (non pondéré) donne une estimation non biaisée de l'indice de Laspeyres pour la population;
- l'indice de Jevons pour l'échantillon (non pondéré) donne une estimation non biaisée de l'indice de Laspeyres géométrique pour la population.

Ces résultats restent valables quel que soit l'indice du coût de la vie.

Concepts, champ et classifications

1.147 Le chapitre 3 du manuel vise à définir et à préciser certains concepts de base sur lesquels repose l'IPC, ainsi qu'à expliquer quel est le champ de l'indice, c'est-à-dire quels ensembles de biens et services et de ménages l'indice entend en principe couvrir. Il examine aussi la structure de la classification des biens et services de consommation utilisée.

1.148 L'IPC a pour finalité de mesurer l'évolution des prix des biens et services de consommation, mais un certain nombre de concepts doivent néanmoins être définis avec précision avant qu'il soit possible de donner une définition opérationnelle de cet indice. La consommation est un concept imprécis susceptible d'être interprété

de diverses manières, chacune d'elles pouvant conduire à un IPC différent. Il faut aussi décider si l'indice couvrira tous les ménages ou seulement un groupe particulier de ménages. Le champ de l'IPC est inévitablement influencé par l'usage principal prévu ou supposé de l'indice. Les statisticiens doivent aussi se rappeler que l'indice peut faire office de variable de substitution pour l'indice général des prix ou être utilisé à d'autres fins que celles pour lesquelles il a été conçu.

1.149 Un bien ou service de consommation présente une utilité pour celui qui l'utilise. Il peut être défini comme *un bien ou un service que les ménages utilisent, directement ou indirectement, pour satisfaire à leurs besoins et à leurs désirs*. Le terme «utilité» doit être interprété au sens large. Il s'agit simplement du terme générique et technique préféré par les économistes pour décrire les avantages ou le bien-être que les individus ou les ménages tirent de l'utilisation d'un bien ou service de consommation.

1.150 En règle générale, l'IPC est considéré comme un indice des prix mesurant l'évolution des prix des biens et services de consommation acquis et utilisés par les ménages. Il est possible, en principe, de définir des indices des prix plus larges dont le champ va au-delà des biens et services de consommation pour inclure les prix d'actifs physiques comme les biens fonciers ou les logements. De tels indices peuvent être utiles comme mesure, au sens large, de l'inflation perçue par les ménages, mais la plupart des IPC se limitent aux biens et services de consommation. Ces derniers peuvent inclure les prix des flux de services fournis par des actifs tels que les logements, même si les actifs eux-mêmes peuvent être exclus. Quoi qu'il en soit, les prix des actifs financiers comme les obligations, actions et autres titres négociables achetés par les ménages sont en général considérés comme n'entrant pas dans le champ de l'IPC.

Acquisitions et utilisations

1.151 Les moments auxquels les ménages acquièrent et utilisent les biens ou services de consommation ne sont en général pas les mêmes. Les biens sont acquis d'ordinaire à un moment donné et utilisés à un autre moment ou même utilisés de façon répétitive sur une longue période. Le moment de l'acquisition d'un *bien* est celui du transfert de la propriété juridique ou économique effective de ce bien au consommateur. Dans un contexte de marché, c'est le point où l'acheteur souscrit l'engagement de payer. Un *service* est acquis au moment où le producteur le fournit, sans qu'il y ait transfert de propriété. Le moment où les acquisitions sont enregistrées et les prix auxquels elles se font doivent aussi être cohérents avec les modalités d'enregistrement des mêmes transactions dans les données sur les dépenses utilisées pour les pondérations.

1.152 Le moment où un paiement survient peut être déterminé principalement par des dispositions institutionnelles et des raisons de commodité administrative.

Lorsque les paiements ne se font pas au comptant, un temps considérable peut s'écouler avant que le compte en banque du consommateur ne soit débité pour un achat réglé par chèque, carte de crédit ou dispositif similaire. Le moment auquel ces débits sont finalement effectués est sans objet pour l'enregistrement des acquisitions et des prix. En revanche, lorsque l'acquisition d'un bien ou d'un service est financée par la création d'un nouvel actif financier au moment de cette acquisition, tel qu'un prêt consenti à un acheteur, deux transactions économiquement distinctes ont lieu : l'achat/la vente du bien ou service et la création de l'actif. Le prix à enregistrer est celui qui doit être payé au moment de l'acquisition, quel que soit le mode de financement de l'achat. La mise à disposition de financements peut bien sûr influencer sur le prix à payer. Le remboursement consécutif de la dette souscrite par l'acheteur et les charges d'intérêts y afférentes sont des transactions financières distinctes de l'achat du bien ou service dont le prix doit être enregistré. Les charges d'intérêts explicites ou implicites payables sur le montant dépendent du marché des capitaux, de la nature du prêt, de sa durée, de l'évaluation de la capacité de l'emprunteur à rembourser, etc. Ces différents points sont expliqués plus en détail au chapitre 3.

1.153 La distinction entre l'*acquisition* et l'*utilisation* d'un bien ou service de consommation énoncée ci-dessus a conduit à proposer deux concepts d'IPC différents :

- L'IPC peut viser à mesurer la variation moyenne, entre deux périodes, des prix des biens et services de consommation acquis par les ménages.
- L'IPC peut également viser à mesurer la variation moyenne, entre deux périodes, des prix des biens et services de consommation utilisés par les ménages pour satisfaire à leurs besoins et à leurs désirs.

La distinction entre le moment de l'acquisition et celui de l'utilisation revêt une importance particulière pour les biens durables et pour certains types de service.

1.154 *Biens durables et non durables*. Il serait plus juste de qualifier les biens «non durables» de biens à *usage unique*. Par exemple, la nourriture ou la boisson sont utilisées une seule fois pour satisfaire à la faim ou à la soif. De nombreux biens de consommation dits non durables sont en fait extrêmement durables physiquement. Les ménages peuvent détenir des stocks considérables de biens non durables, tels que des denrées alimentaires ou des produits énergétiques, pendant de longues périodes avant de les utiliser.

1.155 Les biens de consommation durables ont pour caractéristique de résister à l'usage. Ils peuvent être utilisés de façon répétée ou continue pour satisfaire aux besoins ou désirs des consommateurs pendant une longue période, qui peut s'étendre sur plusieurs années : c'est le cas, par exemple, des meubles ou des véhicules. Pour cette raison, on dit souvent qu'un bien durable fournit un flux de services aux consommateurs pendant sa période d'utilisation (voir aussi l'encadré 14.3 du chapitre 14). Il existe un parallèle étroit entre les définitions des biens de

consommation durables et des actifs immobilisés. Les actifs immobilisés sont définis dans les comptes nationaux comme des biens utilisés de façon répétée ou continue sur de longues périodes dans les processus de production : c'est le cas, par exemple, des immeubles ou autres structures et des biens d'équipement professionnel.

1.156 On trouvera au chapitre 3 la liste des différents types de bien de consommation durable recensés dans la Classification des fonctions de la consommation individuelle (COICOP). Bien sûr, certains biens de consommation durables durent plus longtemps que d'autres, qui sont souvent qualifiés de «semi-durables» dans la COICOP : c'est le cas, par exemple, des vêtements. On notera que les logements sont classés parmi les actifs immobilisés, et non parmi les biens de consommation durables, et ne sont donc pas inclus dans la COICOP. Les logements sont utilisés pour *produire* des services de logement. Ces services sont consommés, selon le cas, par les locataires ou les propriétaires-occupants, et sont donc inclus dans la COICOP.

1.157 De nombreux services sont durables et ne sont pas totalement consommés ou utilisés au moment de leur acquisition. Certains entraînent des améliorations persistantes dont les consommateurs profitent durablement. Ainsi, les conditions et la qualité de vie des personnes qui reçoivent des traitements médicaux tels que la pose d'une prothèse de hanche ou une opération de la cataracte sont fortement améliorées, et ce de manière permanente. De même, les consommateurs de services d'éducation peuvent en retirer des avantages qui dureront leur vie entière. Les dépenses d'éducation et de santé partagent aussi avec les biens de consommation durables la caractéristique d'être si coûteuses qu'elles doivent souvent être financées par l'emprunt ou la liquidation d'autres actifs.

1.158 Les dépenses consacrées aux biens et services durables sont susceptibles de fluctuer, alors que leur utilisation s'inscrit sans doute dans un processus relativement régulier. Cette utilisation ne peut cependant pas être observée et valorisée directement. Elle ne peut qu'être estimée à partir des hypothèses faites sur le moment et la durée des flux de bénéfices qui en découlent. Pour des raisons qui tiennent en partie aux difficultés d'ordre théorique et pratique que soulève la mesure des utilisations, les offices de statistique tendent à adopter le concept d'acquisition des biens de consommation durables, que ce soit pour les comptes nationaux ou pour les IPC.

1.159 *Indice des prix à la consommation fondé sur le concept d'«acquisition».* Les ménages acquièrent les biens et services destinés à la consommation de quatre manières essentiellement. Ils peuvent :

- les acheter dans le cadre de transactions monétaires;
- les produire eux-mêmes à des fins d'autoconsommation;
- les recevoir comme paiement en nature dans le cadre d'opérations de troc, notamment comme rémunération en nature de travaux effectués;
- les recevoir d'autres unités économiques, à titre de cadeau ou de transfert.

1.160 Dans son acception la plus large, le champ des biens et services fondé sur le concept d'«acquisition» couvrirait ces quatre catégories, indépendamment de l'unité qui en supporte les coûts. Il inclurait par conséquent tous les *transferts sociaux en nature* sous forme d'éducation, de santé, de logement et d'autres biens et services fournis aux ménages gratuitement, ou à des prix nominaux, par l'État ou les institutions sans but lucratif (ISL). Les acquisitions totales sont équivalentes à la consommation individuelle effective totale (non institutionnelle) des ménages, telle qu'elle est définie dans le SCN (voir chapitre 14). Les services *collectifs* fournis par l'État à la communauté dans son ensemble, tels que l'administration publique ou la défense, ne sont pas inclus dans ce total et ne relèvent donc pas du champ de l'IPC.

1.161 Du point de vue de l'État ou des ISL qui les fournissent et qui les payent, les transferts sociaux sont valorisés soit aux prix du marché payés pour eux, soit par leur coût de production. Du point de vue des ménages qui en bénéficient, ces transferts ont un prix nul ou nominal. Pour les besoins de l'IPC, le prix à prendre en compte est celui payé par les ménages. Le prix payé par l'État appartient à un indice des dépenses publiques. Lorsque la dépense des ménages est nulle, les services fournis se voient affecter une pondération égale à zéro dans l'IPC. Cependant, lorsque l'État et les ISL décident de faire payer des biens et services qui étaient auparavant fournis gratuitement, le passage d'un prix zéro à un prix positif peut être saisi par l'IPC, comme le montre le chapitre 3.

1.162 *Dépenses ou acquisitions.* Il convient de distinguer les dépenses des acquisitions. Les dépenses sont encourues par les unités économiques qui en supportent les coûts. Les ménages n'ayant pas à supporter de dépenses pour les transferts sociaux en nature, le champ de leurs dépenses est en général plus étroit que celui de leurs acquisitions. D'autre part, toutes les dépenses ne sont pas monétaires. Il y a *dépense monétaire* lorsqu'un ménage paye en espèces, par chèque bancaire, par carte de crédit ou souscrit d'une autre manière un engagement à payer. Seules les dépenses monétaires engendrent des prix monétaires pouvant être observés et enregistrés pour les besoins de l'IPC.

1.163 Il y a *dépense non monétaire* lorsque les ménages payent autrement qu'en espèces. On distingue trois grandes catégories de dépenses non monétaires :

- Dans les opérations de troc, les ménages échangent entre eux des biens et des services de consommation. Comme les valeurs des biens ou services offerts en paiement constituent des dépenses négatives, les dépenses devraient s'annuler, ce qui fait que les opérations de troc entre ménages sont affectées d'une pondération égale à zéro dans l'agrégat. Concrètement, elles peuvent être négligées pour les besoins de l'IPC.
- Lorsque des employés sont rémunérés en nature, les biens et services qu'ils achètent sont payés par leur travail, et non pas en espèces. Des valeurs monétaires

peuvent être imputées aux dépenses supportées implicitement par les ménages.

- De même, lorsque des ménages produisent des biens et services pour eux-mêmes, ils en supportent les coûts, dont certains peuvent être monétaires s'ils prennent la forme d'achats d'intrants. Les valeurs monétaires des dépenses implicites consacrées aux extrants produits peuvent être imputées sur la base des prix du marché correspondants. Si ces prix imputés devaient être inclus dans l'IPC, les prix des intrants devraient être exclus pour éviter un double comptage.

1.164 *Hiérarchie des agrégats de consommation.* Il est possible d'adopter une hiérarchie des agrégats de consommation, ainsi qu'il est expliqué au chapitre 14 :

- acquisitions totales de biens et services par les ménages;
- *moins* transferts sociaux en nature = dépenses totales des ménages;
- *moins* dépenses non monétaires = dépenses monétaires des ménages.

Le choix de l'agrégat de consommation est d'ordre politique. Par exemple, si la principale raison d'établir un IPC est de mesurer l'inflation, le champ de cet indice peut être limité aux dépenses de consommation monétaires des ménages, puisque l'inflation est essentiellement un phénomène monétaire. Les prix des biens et services de consommation impliqués dans les dépenses non monétaires ne peuvent pas être relevés, même s'il est possible de les estimer sur la base des prix constatés dans le cadre de transactions monétaires correspondantes. Les indices des prix à la consommation harmonisés de l'Union européenne, qui visent spécifiquement à mesurer l'inflation dans l'UE, se limitent aux dépenses monétaires.

Indices inconditionnels et conditionnels du coût de la vie

1.165 Les indices du coût de la vie sont expliqués aux chapitres 15 et 17. Ainsi qu'il est noté au chapitre 3, le champ d'un indice du coût de la vie est différent selon que l'indice est conditionnel ou inconditionnel. Le bien-être d'un ménage dépend non seulement de l'utilité qu'il retire des biens et services qu'il consomme, mais aussi de l'environnement social, politique et physique dans lequel il vit. Un indice *inconditionnel* du coût de la vie mesure la variation du coût minimum à supporter pour maintenir un niveau de bien-être donné en réponse aux évolutions des différents facteurs susceptibles d'influer sur ce bien-être, tandis qu'un indice *conditionnel* du coût de la vie mesure la variation du coût minimum à supporter pour maintenir un niveau d'utilité ou de bien-être donné résultant de l'évolution des prix à la consommation, alors que les facteurs d'environnement restent constants.

1.166 Un indice inconditionnel du coût de la vie peut constituer un indice du *coût de la vie* plus global

qu'un indice conditionnel du coût de la vie, mais ce n'est pas un indice des *prix* plus global. Les indices inconditionnels ne renferment pas plus d'informations sur les prix que les indices conditionnels et ne donnent une meilleure idée de l'impact de l'évolution des prix sur le bien-être. Au contraire, l'impact des variations de prix est d'autant plus dilué et masqué que des variables d'environnement plus nombreuses sont incluses dans le champ d'un indice inconditionnel. Pour pouvoir être considéré comme un indice des prix, un indice du coût de la vie doit être conditionnel.

Types spécifiques de transaction

1.167 Étant donné que l'IPC est, en théorie, un indice qui mesure l'évolution des prix des biens et services de consommation, les dépenses consacrées à des produits élémentaires qui ne sont pas des biens et services de consommation n'entrent pas dans son champ d'application; c'est le cas, par exemple, des dépenses consacrées à des actifs tels que les terres ou les obligations, actions et autres actifs financiers. De même, les paiements qui n'entraînent aucun flux de biens ou services en retour ne rentrent pas dans le champ de l'IPC; c'est le cas, par exemple, du paiement de l'impôt sur le revenu ou des cotisations de sécurité sociale.

1.168 *Transferts.* Il y a transfert lorsqu'une unité économique fournit un bien, un service ou un actif, y compris monétaire, à une autre unité sans recevoir aucun bien, service ou actif en contrepartie. Comme aucun bien ou service n'est acquis lorsqu'un ménage procède à ce type d'opération, les transferts doivent être extérieurs au champ de l'IPC. Pour cette raison, les transferts en espèces obligatoires, tels que les paiements d'impôts directs sur le revenu ou le patrimoine, doivent être extérieurs au champ de l'IPC. Il n'est pas toujours évident, cependant, de déterminer si certains paiements à l'État sont des transferts ou des achats de services. Ainsi, les paiements effectués pour obtenir certains types de licence sont parfois des impôts dissimulés sous un autre nom, alors qu'en d'autres cas, l'État peut fournir un service dans l'exercice de ses missions de supervision, de régulation ou de contrôle. Les dons ou donations doivent être des transferts, et échapper par conséquent au champ de l'IPC. En revanche, les cotisations versées à des clubs ou sociétés par leurs membres en échange d'un certain type de service sont incluses dans ce champ. Les pourboires et autres gratifications peuvent être des cas limites : lorsqu'ils représentent effectivement une part escomptée, voire obligatoire, du paiement d'un service, ils ne constituent pas des transferts et doivent être traités comme un élément du prix payé.

1.169 *Biens ou services non souhaitables ou illégaux.* Tous les biens et services que les ménages achètent *de plein gré* sur le marché pour satisfaire à leurs besoins et à leurs désirs doivent être inclus, même ceux qui sont considérés par le plus grand nombre comme non souhaitables ou que la loi interdit. Il est

possible, bien évidemment, que les biens et services illégaux doivent être exclus dans la pratique au motif que les données requises ne peuvent être recueillies.

1.170 *Transactions financières.* Il y a transaction financière lorsqu'un type d'actif financier est échangé contre un autre, étant entendu que la monnaie est elle-même un actif financier. Par exemple, l'achat d'actions ou d'obligations est une transaction financière. L'emprunt est une transaction financière dans laquelle des espèces sont échangées en contrepartie de la création d'un avoir ou d'un engagement financier.

1.171 Les transactions financières ne donnent pas lieu à une consommation, même si elles peuvent être entreprises dans le but de faciliter une consommation future. Les transactions financières en tant que telles ne sont pas couvertes par les IPC puisque, par définition, elles ne s'accompagnent ni de l'échange d'un bien, ni de la fourniture d'un service. Cependant, certaines transactions «financières» peuvent ne pas l'être totalement parce qu'elles incluent une rémunération de service explicite ou implicite qui s'ajoute à la fourniture d'un actif, tel qu'un prêt. Comme les rémunérations de services constituent l'achat de services par les ménages, elles doivent être incluses dans l'IPC, même si il est parfois difficile, dans certains cas, d'isoler ces rémunérations de services. Par exemple, les opérations en devises sont des transactions financières dans lesquelles un actif financier est échangé contre un autre. Les fluctuations du prix d'une devise en monnaie nationale résultant des variations du taux de change n'entrent pas dans le champ de l'IPC. En revanche, les commissions perçues lors des opérations de change y sont incluses à titre de rémunération du service rendu par les agents de change.

1.172 Les ménages peuvent emprunter en vue d'engager des dépenses importantes telles que l'achat de biens durables ou d'un logement, mais aussi pour financer des dépenses d'éducation ou de santé élevées, voire des vacances coûteuses. Quel que soit l'objet de l'emprunt, la transaction financière dans le cadre de laquelle le prêt est contracté n'entre pas dans le champ de l'IPC. Le traitement des charges d'intérêts payées sur les prêts est une question distincte qui sera examinée plus loin.

1.173 *Transactions composites.* Ainsi qu'il vient d'être noté, certaines transactions sont dites composites parce qu'elles comprennent deux ou plusieurs composantes pouvant faire l'objet d'un traitement fort différent pour les besoins de l'IPC. Ainsi, une fraction de la prime d'assurance-vie est une transaction financière qui entraîne la création d'une créance financière et n'entre donc pas dans le champ de l'IPC, tandis que le solde consiste en une rémunération de service qui devrait être couverte par l'IPC. Les deux composantes ne sont toutefois pas répertoriées séparément.

1.174 Comme on le verra au chapitre 3, le traitement des charges d'intérêts nominales est délicat, car quatre composantes très différentes du point de vue théorique peuvent entrer en jeu :

- une charge d'intérêts pure et simple;
- une prime de risque qui dépend de la solvabilité de l'emprunteur;
- une commission payable à la banque, au prêteur ou à toute autre institution financière engagée dans des opérations de prêt;
- un paiement compensant le créancier de la perte de capital réelle subie sur le principal du prêt durant une période d'inflation.

De toute évidence, la quatrième composante n'entre pas dans le champ de l'IPC puisqu'il s'agit d'un flux de capitaux. À l'inverse, la troisième, c'est-à-dire la commission de services, doit manifestement y être incluse. Le traitement des deux premières composantes est controversé. Lorsque l'inflation est élevée ou le marché des capitaux très imparfait, les charges d'intérêts nominales peuvent être totalement dominées par ces deux dernières composantes, qui sont toutes deux très différentes, d'un point de vue théorique, du concept d'intérêt. Par exemple, «l'intérêt» perçu par le prêteur sur gages d'un village peut être pour l'essentiel une rémunération de service élevée. Dans la pratique, il est parfois impossible de ventiler les diverses composantes d'un taux d'intérêt nominal. Le traitement des intérêts nominaux dans leur ensemble reste difficile et parfois controversé.

Production des ménages

1.175 Lorsque les ménages s'engagent dans une production destinée au marché, les transactions économiques y afférentes, quelles qu'elles soient, n'entrent pas dans le champ de l'IPC. Les dépenses supportées dans l'exercice d'activités économiques sont exclues, même si elles correspondent à l'achat de biens et services susceptibles d'être utilisés pour satisfaire aux besoins ou aux désirs des membres du ménage.

1.176 Les ménages produisent aussi des biens et services qui sont destinés à être consommés, et qui prennent principalement la forme de services tels que la préparation des repas, les soins aux enfants ou aux personnes âgées, l'entretien et la maintenance de biens durables et des logements, le transport des membres du ménage, etc. Les propriétaires-occupants produisent des biens et services de logement à des fins d'autoconsommation. Des ménages cultivent aussi des légumes, fruits, fleurs ou autres produits afin de satisfaire à leurs propres besoins.

1.177 Bon nombre des biens et services achetés par les ménages ne leur fournissent pas directement une utilité, mais sont utilisés comme intrants dans la production d'autres biens et services qui fournissent une utilité : on citera par exemple les denrées alimentaires, les engrais et produits d'entretien, la peinture, l'électricité, le charbon, l'huile, le pétrole, etc.

1.178 L'IPC devrait en principe enregistrer l'évolution des prix des extrants issus de ces activités de production, puisque ce sont les extrants, plutôt que les

intrants, qui sont effectivement consommés et fournissent une utilité. Toutefois, comme les extrants eux-mêmes ne sont pas achetés, il est impossible d'en constater le prix. On pourrait leur imputer des prix égaux à ceux qu'ils atteindraient sur le marché, mais cela rendrait l'IPC relativement dépendant de prix supposés plutôt que de prix effectivement relevés. La solution pragmatique recommandée au chapitre 3 consiste à traiter comme biens et services de consommation tous les biens et services achetés sur le marché pour être utilisés exclusivement comme intrants dans la production d'autres biens et services directement consommés par les ménages. Sur la base de ce principe, on considère que des produits tels que les insecticides et l'électricité fournissent indirectement une utilité et doivent être inclus dans l'IPC. C'est, bien sûr, la solution adoptée en général dans la pratique, non seulement pour les IPC, mais aussi pour les comptes nationaux, dans lesquels la plupart des dépenses consacrées aux intrants utilisés dans la production des ménages sont classées parmi les dépenses de consommation finale.

1.179 Dans certains pays, les ménages ont de plus en plus tendance à acheter des repas déjà préparés ou à emporter plutôt que les ingrédients nécessaires. Comme les prix de ces repas sont plus élevés que la somme des ingrédients que les ménages achetaient précédemment, la pondération attachée à la consommation de denrées alimentaires augmente. Cela reflète en partie le fait que le coût du travail que les ménages consacrent à la préparation des repas était auparavant ignoré. Divers types d'activité de service des ménages qui échappaient précédemment au champ de l'IPC peuvent y être intégrés si les ménages choisissent de rémunérer des tiers pour assurer ces services.

1.180 *Agriculture de subsistance et logements occupés par leur propriétaire.* Dans le cas de deux types de production importants pour l'autoconsommation des ménages, à savoir la production agricole destinée à être autoconsommée et les services de logement produits par les propriétaires-occupants, les comptes nationaux s'efforcent effectivement d'enregistrer les valeurs des extrants produits plutôt que celles des intrants. De même, les IPC peuvent aussi s'efforcer, dans ces deux cas, de prendre en compte les prix des extrants plutôt que des intrants.

1.181 En principe, les prix des extrants issus d'une production agricole destinée à être autoconsommée peuvent être inclus dans l'IPC, même s'ils sont imputés. D'autre part, c'est principalement par l'intermédiaire des prix des intrants achetés sur le marché sous forme de matériels agricoles que les ménages qui dépendent de l'agriculture de subsistance peuvent être exposés au risque d'inflation. Deux points de vue sont possibles. Premièrement, la valeur de marché imputée de l'extrait devrait en général être supérieure au coût des intrants achetés, ne serait-ce que parce qu'elle doit couvrir le coût des intrants fournis sous forme de travail par le ménage. Par conséquent, la prise en compte du prix des intrants plutôt que des extrants dans l'IPC peut signifier

que l'autoconsommation de leur production agricole par les ménages ne reçoit pas une pondération suffisante. Deuxièmement, il faut éviter le double comptage : si les prix imputés des extrants sont inclus, les prix effectifs des intrants consommés ne doivent pas l'être.

1.182 Dans le cas des logements occupés par leur propriétaire, la situation est compliquée par le fait que la production requiert l'utilisation de services de capitaux fournis par un actif immobilisé important, qui est en l'occurrence le logement lui-même. Même si les prix des intrants utilisés dans la production de services de logement sont pris en compte dans l'IPC, il reste nécessaire d'imputer les prix des intrants des services en capital (c'est-à-dire principalement l'amortissement plus les intérêts) fournis par le logement. Certains pays préfèrent par conséquent imputer les prix des extrants de services de logement effectivement consommés sur la base des loyers à payer pour des logements de même type loués sur le marché. Le traitement des logements occupés par leur propriétaire est complexe et controversé. Il est abordé, entre autres, aux chapitres 3, 9, 10 et 23.

Couverture des ménages et des points de vente

1.183 Comme il est expliqué au chapitre 3, les ménages peuvent être des personnes seules ou des groupes de personnes qui vivent ensemble et pourvoient en commun à leur subsistance et à leurs autres besoins essentiels. L'IPC peut être utilisé pour couvrir :

- soit les dépenses de consommation des ménages résidant dans une zone particulière, en général un pays ou une région, que ces dépenses soient effectuées à l'intérieur ou à l'extérieur de cette zone — c'est ce que l'on appelle le concept «national» des dépenses;
- soit les dépenses de consommation faites dans une zone particulière par des ménages résidant dans cette zone ou dans d'autres zones — c'est ce que l'on appelle le concept «intérieur» des dépenses.

L'adoption du concept «intérieur» des dépenses complique parfois la collecte des données désagrégées dans les enquêtes sur les ménages. L'IPC peut aussi être défini de façon à couvrir un groupe de pays, tel que l'Union européenne.

1.184 Il n'est pas indispensable d'inclure tous les types de ménage. Comme l'indique le chapitre 3, certains pays choisissent d'exclure des catégories telles que les ménages les plus aisés ou ceux qui sont engagés dans des activités agricoles. Certains construisent aussi différents indices couvrant différents groupes de ménages, selon qu'ils résident dans telle ou telle région, par exemple. Il est possible aussi d'établir un IPC général visant à couvrir la totalité ou la majorité des ménages, et de lui adjoindre un ou plusieurs indices spécifiques ciblant des segments donnés de la communauté, tels que les ménages ayant à leur tête des retraités. La couverture exacte des ménages est affaire de choix. Elle est inévitablement influencée par

l'idée que l'on se fait des utilisations principales de l'indice. L'ensemble des ménages effectivement couverts par l'IPC est qualifié de «population de référence».

Variation des prix

1.185 Les prix de biens ou services exactement semblables peuvent varier d'un point de vente à l'autre, et il arrive que des prix différents soient appliqués à des types de client différents. Les prix peuvent aussi varier au cours du mois auquel l'indice se rapporte. Sur un plan théorique, il faut distinguer cette variation pure de prix des différences de prix attribuables aux différences de qualité des biens et services offerts, même s'il n'est pas toujours facile, dans la pratique, de faire cette distinction. L'existence de pures différences de prix témoigne de certaines formes d'imperfections du marché, comme le manque d'information des consommateurs ou la discrimination par les prix.

1.186 Lorsqu'il existe de pures différences de prix, la modification des conditions du marché peut permettre à certains ménages qui achetaient au prix fort d'acheter désormais à des prix moins élevés en profitant, par exemple, de l'ouverture de nouveaux points de vente proposant de meilleurs prix. La chute consécutive du prix moyen payé par les ménages est enregistrée comme une baisse de prix pour les besoins de l'IPC, même si le prix pratiqué par chaque point de vente n'a pas forcément changé. Si les prix sont relevés aux points de vente, et si les modifications des habitudes d'achat des ménages passent inaperçues, on dit que les IPC sont entachés d'un biais de substitution des points de vente, comme il est expliqué plus en détail au chapitre 11. En revanche, lorsque les différences de prix reflètent la différence de qualité des biens et services vendus aux différents points de vente, le fait de passer des points de vente qui proposent des prix élevés à ceux qui pratiquent des prix plus bas signifie que les ménages choisissent d'acheter des biens ou des services de moindre qualité. Cela n'implique pas, en soi, que les prix ont changé.

Classifications

1.187 Comme il est expliqué au chapitre 3, la classification des dépenses des ménages utilisée dans l'IPC détermine le cadre dans lequel s'inscrivent les diverses étapes de l'établissement de l'IPC. Elle offre la structure nécessaire pour pondérer et agréger les données ainsi qu'une base pour stratifier les échantillons de produits dont les prix sont relevés. Les biens et services couverts par l'IPC peuvent être classés de diverses manières, non pas sur la base de leurs caractéristiques physiques seulement, mais aussi selon les fonctions qu'elles remplissent et le degré de similitude du comportement de leurs prix. Les classifications fondées sur les produits et sur les fonctions diffèrent, mais peuvent en général se surimposer l'une à l'autre. Dans la pratique, la plupart des pays utilisent un système de classification hybride dans lequel la ventilation au niveau supérieur se fait par fonctions,

tandis que les ventilations aux niveaux inférieurs se font par produits. C'est le cas de la COICOP, qui propose une classification internationalement reconnue et récemment révisée des fonctions de consommation des ménages adaptée aux besoins de l'IPC.

1.188 Le premier niveau de classification de la COICOP consiste en 12 divisions couvrant les dépenses de consommation totales. Comme nous venons de le noter, la ventilation en divisions se fait essentiellement par fonction. Au second niveau de désagrégation, les 12 *divisions* sont scindées en 47 *groupes* de produits, eux-mêmes divisés à leur tour en 117 *classes* de produits à un troisième niveau de désagrégation. Le chapitre 3 propose une liste de dix classes de produits définies comme durables dans la COICOP. Il donne aussi une liste de sept classes de produits qualifiés de semi-durables, tels que les vêtements, chaussures ou articles de ménage en textiles.

1.189 Les 117 classes correspondant au niveau d'agrégation le plus bas de la COICOP ne sont pas suffisamment détaillées pour les besoins de l'IPC. Elles peuvent être divisées en sous-classes utilisant les subdivisions de la Classification centrale des produits (CCP), internationalement reconnue, elle aussi. Il peut même être nécessaire, pour certaines d'entre elles, de procéder à une ventilation supplémentaire pour arriver aux agrégats élémentaires utilisés pour les besoins de l'IPC. Afin d'être utiles dans cette optique, les pondérations de dépenses doivent être disponibles pour les sous-classes ou agrégats élémentaires. Il est souhaitable, pour ce qui concerne le tirage, que les mouvements des prix des différents produits au sein des agrégats élémentaires soient aussi homogènes que possible. Les agrégats élémentaires peuvent également être divisés en strates pour les besoins de l'échantillonnage, sur la base de l'endroit ou du type de point de vente dans lequel les produits sont vendus.

Indices des prix à la consommation et déflateurs des prix dans les comptes nationaux

1.190 L'appendice 3.1 du chapitre 3 explique les différences entre l'IPC global et le déflateur des dépenses de consommation totales des ménages dans les comptes nationaux. Dans la pratique, les IPC peuvent être conçus de façon à ne couvrir qu'un sous-ensemble des ménages et un sous-ensemble des dépenses couvertes par les comptes nationaux. En outre, les formules d'indice nécessaires pour les IPC et pour les déflateurs des prix des comptes nationaux peuvent être différentes. Ces différences signifient que l'IPC global n'est pas le même, en général, que le déflateur des dépenses de consommation totales des ménages dans les comptes nationaux. D'autre part, les données de base sur les prix et les dépenses recueillies et utilisées aux fins de l'IPC sont aussi très largement utilisées en vue de bâtir les indices des prix nécessaires pour déflater les différentes composantes de la consommation des ménages dans les comptes nationaux.

Pondérations des dépenses

1.191 Ainsi que nous l'avons déjà noté, on distingue deux grandes étapes dans le calcul d'un IPC. La première consiste à recueillir les données sur les prix et à calculer les indices d'agrégat élémentaire. La seconde consiste à faire la moyenne des indices d'agrégat élémentaire pour obtenir des indices des prix de niveaux d'agrégation supérieurs, jusqu'à l'IPC lui-même. Les données sur les dépenses sont nécessaires pour les agrégats élémentaires qui peuvent être utilisés comme pondérations durant la seconde étape. Ces pondérations sont requises quelle que soit la formule d'indice utilisée pour procéder à l'agrégation. Le chapitre 4 est consacré au calcul et aux sources des pondérations de dépenses.

Enquêtes sur le budget des ménages et les comptes nationaux

1.192 Dans la plupart des pays, la principale source de données sur les dépenses de consommation des ménages est l'enquête sur le budget des ménages (EBM). L'EBM porte sur un échantillon de plusieurs milliers de ménages auxquels il est demandé de tenir un registre des dépenses qu'ils consacrent à différents types de bien et service de consommation au cours d'une période donnée, qui peut être d'une semaine ou davantage. La taille de l'échantillon dépend à l'évidence des ressources disponibles, mais aussi de la mesure dans laquelle on souhaite ventiler les résultats de l'enquête par région ou par type de ménage. Les EBM coûtent cher. Ce manuel n'examine pas la conduite de ces enquêtes, ni les techniques ou procédures générales d'échantillonnage utilisées pour les mener à bien. Il existe plusieurs textes de référence sur les méthodes d'enquête auxquels il est possible de se référer. Les EBM peuvent être conduites à intervalles spécifiques, tous les cinq ans par exemple, ou avoir lieu tous les ans selon un processus continu.

1.193 Les EBM peuvent imposer un lourd fardeau aux ménages interrogés, qui doivent tenir un registre dans lequel leurs dépenses sont présentées avec un degré de précision qu'ils ne maintiendraient pas normalement, même si leur tâche se trouve facilitée lorsque les supermarchés ou les autres points de vente leur donnent un ticket de caisse détaillé. Les EBM tendent à présenter des biais systématiques. Ainsi, de nombreux ménages ont pour habitude de sous-estimer, sciemment ou non, le montant des dépenses consacrées à certains produits «non souhaitables», tels que les jeux de hasard, l'alcool, le tabac ou les médicaments. Des corrections peuvent être faites pour tenir compte de ces biais. D'autre part, les données recueillies dans le cadre des EBM peuvent aussi être ajustées de façon à s'aligner sur le concept de dépenses requis par l'IPC. Par exemple, les dépenses imputées pour les services de logement produits et consommés par les propriétaires-occupants ne sont pas recueillies dans le cadre des EBM.

1.194 Ainsi qu'il est expliqué au chapitre 14, l'utilisation de la méthode des flux de produits dans le cadre des tableaux des ressources et des emplois du SCN permet de concilier et de rapprocher des données extraites de sources primaires différentes. La méthode des flux de produits peut être utilisée pour améliorer les estimations des dépenses de consommation des ménages calculées à partir des enquêtes sur les dépenses en les ajustant afin de prendre en compte les informations supplémentaires fournies par les statistiques sur les ventes, la production, les importations et les exportations de biens et services de consommation. En s'appuyant sur différentes sources, les données sur les dépenses des ménages recueillies dans le cadre des comptes nationaux peuvent fournir les meilleures estimations des dépenses globales des ménages, même si les classifications utilisées ne sont pas toujours assez fines pour les besoins de l'IPC. En outre, comme il arrive que les EBM ne soient conduites qu'à intervalle de plusieurs années, les données des comptes nationaux sur les dépenses sont parfois plus fraîches, car ces comptes peuvent s'appuyer sur d'autres sources de données plus récentes, telles que les ventes au détail ou la production et l'importation de biens et services de consommation. Il est important de noter, toutefois, que les comptes nationaux ne doivent pas être considérés comme une source de données indépendante qui pourrait représenter une alternative aux EBM. Les EBM constituent au contraire l'une des principales sources de données sur les dépenses de consommation des ménages utilisées pour établir les comptes nationaux.

1.195 Dans de nombreux pays, les enquêtes sur le budget des ménages ne peuvent pas avoir lieu aussi fréquemment qu'il serait souhaitable pour les besoins de l'IPC ou de la comptabilité nationale. Comme nous l'avons déjà noté, les EBM nationales sont parfois très coûteuses pour les ménages. Elles ne peuvent être conduites qu'une fois tous les cinq ou dix ans, voire à intervalles plus éloignés. En tout état de cause, la conduite des EBM et le traitement des données recueillies prennent du temps, de sorte qu'il arrive que les résultats ne soient disponibles aux fins des IPC qu'un ou deux ans après l'achèvement de ces enquêtes. C'est pour ces raisons pratiques que, dans de nombreux pays, les IPC sont des indices de Lowe utilisant les quantités d'une période de référence b qui peut précéder la période de référence 0 de quelques années et la période t de nombreuses années.

1.196 Certains pays conduisent des EBM continues, non seulement pour actualiser les pondérations de leur IPC, mais aussi pour améliorer leurs comptes nationaux. Le même panel de ménages n'a pas, bien sûr, à être retenu indéfiniment; il peut faire l'objet d'une rotation progressive consistant à abandonner certains ménages pour les remplacer par d'autres. Les pays qui inscrivent leurs EBM dans ce processus continu sont en mesure de réviser et d'actualiser chaque année leurs pondérations de dépenses, de sorte que l'IPC devient un indice-chaîne reposant sur une base annuelle. Même si les enquêtes sur

les dépenses sont continues, il y a un décalage entre le moment où les données sont recueillies et celui où les résultats sont traités et prêts à être utilisés, si bien qu'il n'est jamais possible de disposer de résultats d'enquêtes contemporains aux variations de prix. Par conséquent, même lorsque les pondérations sont actualisées tous les ans, elles se rapportent toujours à une période qui précède la période de référence. Si, par exemple, la période de référence des prix est janvier 2000, les pondérations de dépenses peuvent se rapporter à 1997 ou 1998, ou à ces deux années. Lorsque la période de référence des prix passe à janvier 2001, les pondérations passent, elles aussi, à 1998 ou 1999, etc. Un tel indice est un indice-chaîne de Lowe.

1.197 Certains pays préfèrent utiliser des pondérations de dépenses correspondant à des taux moyens sur des périodes de deux ou trois ans, afin de réduire le «bruit» causé par les erreurs d'estimation (les enquêtes sur le budget ne portent que sur des échantillons) ou les comportements erratiques des consommateurs répondant, sur de brèves périodes, à des booms ou à des récessions économiques, aux fluctuations des marchés boursiers, à des chocs pétroliers ou à des catastrophes naturelles ou autres.

Autres sources d'estimation des pondérations de dépenses

1.198 Si les dépenses doivent être désagrégées au niveau régional pour des raisons d'échantillonnage ou d'analyse, il est possible de compléter les informations, ventilées par région, disponibles dans les EBM en utilisant des données extraites des recensements de la population. Les enquêtes de consommation alimentaire sont une autre source de données. Il s'agit d'enquêtes spéciales conduites dans certains pays, qui mettent l'accent sur les dépenses que les ménages consacrent aux denrées alimentaires. Les informations qu'elles peuvent apporter à ce sujet sont plus précises que celles recueillies à partir des EBM.

1.199 Les enquêtes sur les points de vente conduites dans certains pays sont une autre source d'informations possible. Elles ont pour objectif de fournir des informations sur les points de vente au détail où les ménages achètent des groupes de biens ou de services donnés. Les ménages sont interrogés, pour chaque article, sur les sommes dépensées à chaque point de vente et sur les nom et adresse de ces magasins. Ces enquêtes servent essentiellement à sélectionner les points de vente à utiliser pour recueillir les données sur les prix.

Collecte des données sur les prix

1.200 Comme il est expliqué au chapitre 9, les IPC impliquent deux niveaux de calcul. Au niveau le plus bas, les échantillons de prix sont recueillis et traités pour obtenir les indices des prix de niveau inférieur. Ces indices de niveau inférieur sont les indices d'agrégats

élémentaires, dont les propriétés et le comportement sont étudiés au chapitre 20. Au niveau supérieur, la moyenne des indices d'agrégat élémentaire est calculée pour obtenir des indices de niveau supérieur en utilisant les dépenses comme pondérations. À ce niveau supérieur, toute la théorie des indices élaborée aux chapitres 15 à 18 entre en jeu.

1.201 Les indices de niveau inférieur sont calculés pour les agrégats élémentaires. Selon les ressources disponibles et les procédures adoptées par chaque pays, ces agrégats élémentaires peuvent correspondre à des sous-classes ou micro-classes de la classification des dépenses susmentionnée. Si l'on souhaite calculer les IPC pour différentes régions, les sous-classes ou micro-classes doivent être divisées en strates se rapportant à ces régions. En outre, pour améliorer l'efficacité des procédures d'échantillonnage utilisées afin de relever les prix, il est en général souhaitable, quand c'est possible, de prendre en compte d'autres critères, tels que le type de point de vente, dans la définition des strates. Lorsque les sous-classes ou micro-classes sont divisées en strates pour la collecte des données, les strates elles-mêmes deviennent les agrégats élémentaires. Comme une pondération doit être attachée à chaque agrégat élémentaire pour le calcul des indices de niveau supérieur, il faut disposer d'une estimation des dépenses au sein de chaque agrégat élémentaire. Les données sur les dépenses ou les quantités ne sont en général pas disponibles au sein d'un agrégat élémentaire, de sorte que des indices d'agrégat élémentaire doivent être estimés à partir des seules données sur les prix. Cela pourrait changer si la saisie de données par lecture optique pratiquée par les caisses enregistreuses électroniques se généralisait.

1.202 Le chapitre 5 est consacré aux stratégies utilisées pour relever les prix, et le chapitre 6 aux méthodes et procédures opérationnelles en vigueur pour faire ces relevés. En principe, les prix pertinents pour l'IPC devraient être les prix d'achat payés par les ménages, mais il n'est le plus souvent ni pratique ni efficace d'essayer de relever les prix directement auprès des ménages chaque mois ou chaque trimestre, même si les données sur les dépenses sont recueillies directement auprès de ces derniers dans le cadre des EBM. Dans la pratique, les prix relevés ne sont pas les prix de transaction effectifs, mais plutôt ceux auxquels les biens et les services sont proposés dans des points de vente tels que les magasins de détail, supermarchés ou prestataires de services. Cela dit, il pourrait devenir de plus en plus facile de relever les prix de transaction effectifs dans la mesure où davantage de biens et services sont vendus avec des caisses enregistreuses électroniques qui mémorisent à la fois les prix et les dépenses.

Tirage aléatoire et tirage raisonné

1.203 Étant donné que les prix sont relevés auprès des vendeurs, deux problèmes peuvent se poser au

niveau du tirage. Comment, tout d'abord, choisir les produits d'un agrégat élémentaire dont les prix seront relevés? Pour certains d'entre eux, il se peut qu'il ne soit pas nécessaire de visiter les points de vente pour procéder à ces relevés, car un prix unique s'applique dans tout le pays. Ce type de prix peut être relevé auprès de l'organisme central responsable de leur fixation. Les paragraphes suivants se rapportent à la situation plus courante dans laquelle les prix sont relevés dans un grand nombre de points de vente.

1.204 Comme il est expliqué au chapitre 5, l'univers de produits dont est extrait l'échantillon présente plusieurs dimensions. Les produits peuvent être classés non seulement selon les caractéristiques et fonctions qui déterminent leur place dans la COICOP, mais aussi selon le lieu et le point de vente où ils sont vendus et le moment auquel cette vente a lieu. Le fait que l'univers de produits soit en perpétuel changement pose un problème majeur pour les IPC, mais également pour la plupart des autres statistiques économiques. Des produits disparaissent pour être remplacés par d'autres types de produit, tandis que des points de vente ferment et que d'autres s'ouvrent. Le fait que l'univers de produits se modifie au fil du temps crée des problèmes d'ordre théorique et pratique, car la mesure des variations de prix au cours du temps suppose une certaine continuité des produits suivis. Les variations de prix enregistrées devraient en principe concerner des produits appariés qui sont identiques dans les deux périodes. Les problèmes qui se posent lorsque les produits ne sont pas identiques seront examinés plus en détail par la suite.

1.205 Lorsque l'on choisit l'échantillon qui sera utilisé pour relever des prix, il importe d'accorder l'attention voulue aux critères statistiques de référence afin d'assurer que les estimations résultant de ces échantillons sont non seulement dépourvues de biais et de variance minimale, mais aussi efficaces au regard de leur coût. Les études sur les indices distinguent deux types de biais : le *biais de tirage* au sens où nous l'entendons ici et les *biais non liés* au tirage qui prennent la forme de biais de substitution ou de représentativité et seront évoqués au chapitre 10. En règle générale, le contexte permet de déterminer clairement de quel biais il s'agit.

1.206 Les travaux sur les techniques d'enquête et de tirage auxquels se référer ne manquent pas, et il n'y a pas lieu de les résumer ici. En principe, il serait souhaitable de choisir les points de vente et les produits en effectuant un tirage aléatoire assorti de probabilités de sélection connues. En effet, cela assurerait que l'échantillon des produits sélectionnés n'est pas faussé par des facteurs subjectifs et permettrait d'estimer le biais de sélection ou de tirage. De nombreux pays continuent néanmoins de s'en remettre très largement à une sélection raisonnée des points de vente et des produits dans la mesure où la procédure du tirage aléatoire leur paraît trop difficile et trop coûteuse. Ils considèrent que le choix raisonné présente un meilleur rapport coût/efficacité, en particulier lorsque les bases de sondage dispo-

nibles ne sont ni exhaustives, ni bien adaptées aux besoins de l'IPC. Il peut aussi être efficace, par rapport au coût, de concentrer les relevés de prix de différents produits dans un même point de vente, plutôt que d'éta-ler plus largement les relevés de prix sur un grand nombre de points de vente.

1.207 Qu'il soit aléatoire ou raisonné, le tirage doit, pour être efficace, reposer sur des bases de sondage exhaustives et actualisées. Deux types de base sont nécessaires pour les besoins de l'IPC : les premières correspondent à la liste de l'univers des points de vente, les secondes à celle de l'univers des produits. Les registres du commerce, les fichiers des administrations centrales ou des collectivités locales et les annuaires téléphoniques sont autant d'exemples de bases de sondage possibles pour les points de vente. Lorsque les bases de sondage contiennent l'information requise, l'efficacité peut être accrue en choisissant l'échantillon de points de vente proportionnellement à l'importance de caractéristiques économiques pertinentes, telles que la valeur totale des ventes. Dans la pratique, les bases de sondage des produits ne sont pas toujours immédiatement disponibles. Les bases possibles sont les catalogues ou autres listes de produits dressées par les principaux fabricants, grossistes ou offices professionnels, ou les listes de produits qui sont spécifiques à certains points de vente, comme les hypermarchés.

1.208 Selon des informations disponibles dans la base de sondage choisie, il peut être possible de grouper les points de vente en strates, selon leur localisation et leur taille, laquelle est indiquée par leurs ventes et leurs effectifs. Quand on dispose d'informations sur leur taille, il peut être possible de gagner en efficacité en sélectionnant aléatoirement un échantillon de points de vente proportionnellement à la taille. Dans la pratique, toutefois, il est aussi fait largement appel au tirage par choix raisonné.

1.209 Dans la plupart des pays, la sélection de la majorité des produits élémentaires dont les prix sont suivis dans les points de vente retenus tend à être faite avec un tirage par choix raisonné, puisqu'elle est spécifiée par l'organisme centralisé responsable de l'IPC. Celui-ci dresse des listes de produits censés être représentatifs des produits d'un agrégat élémentaire. Les listes peuvent être établies en collaboration avec les directeurs d'établissements de vente en gros ou de grands magasins de détail, ou avec d'autres experts ayant à la fois l'expérience pratique et les connaissances requises en la matière. Les procédures en vigueur sont décrites plus en détail au chapitre 6.

1.210 Certains ont fait valoir que le choix raisonné des produits risque de n'introduire qu'un biais d'échantillonnage négligeable, même s'il n'existe pas beaucoup de preuves tangibles en la matière. Le tirage aléatoire est en principe préférable, et il est aussi relativement facile à faire. Aux États-Unis, par exemple, le Bureau of Labor Statistics fait largement appel aux procédures de sélection aléatoire pour le choix des points de vente et

des produits dont les prix seront suivis. Lorsque le choix des produits est laissé aux enquêteurs chargés d'en faire le relevé, il est essentiel de s'assurer que ces derniers sont bien préparés, informés de ce qu'on attend d'eux et suivis de près.

Méthodes de relevé des prix

1.211 La section précédente a mis l'accent sur les questions d'échantillonnage qui se posent lorsque les prix d'un grand nombre de produits doivent être relevés dans un grand nombre de points de vente. La présente section s'intéresse à certains des aspects plus opérationnels du relevé des prix.

1.212 *Relevé centralisé des prix.* Beaucoup de prix importants peuvent être relevés par l'organisme centralisé responsable de l'IPC directement au siège de l'organisation responsable de la détermination des prix. Lorsque les prix sont les mêmes dans tout le pays, il est superflu de les relever à différents points de vente :

- Des tarifs ou rémunérations de services sont fixés au plan national et appliqués sur l'ensemble du territoire du pays. Ce peut être le cas pour des services publics tels que l'eau, le gaz ou l'électricité, les services postaux ou téléphoniques et les transports publics. Ces tarifs et autres rémunérations peuvent être obtenus au siège des entreprises concernées.
- Certaines chaînes nationales de magasins et de supermarchés peuvent appliquer les mêmes prix partout, auquel cas ces prix peuvent être obtenus là aussi au siège des sociétés concernées. Même lorsque les chaînes nationales n'imposent pas des prix uniformes, il est possible que les différences de prix entre les régions soient minimales et que toutes les informations disponibles soient centralisées.
- Il se peut aussi que beaucoup de ces prix centralisés ne varient que très rarement, une ou deux fois par an peut-être. Ils n'ont donc pas à être relevés tous les mois. En outre, bon nombre de ces prix peuvent être obtenus par téléphone, télécopie ou courrier électronique et n'obligent donc pas les enquêteurs à se rendre fréquemment au siège des entreprises concernées.

1.213 *Données obtenues par lecture optique.* La multiplication, dans de nombreux pays, des données très détaillées saisies par lecture optique par les caisses enregistreuses électroniques est une nouveauté importante. Ces données sont rassemblées dans des bases de données commerciales. Les données ainsi saisies sont récentes et exhaustives. Une proportion de plus en plus grande de ventes est saisie par lecture optique à l'aide de caisses enregistreuses électroniques.

1.214 Les avantages potentiels de l'utilisation de données obtenues par lecture optique sont à l'évidence considérables et pourraient, en définitive, avoir un impact très sensible sur les modalités de collecte des données pour les besoins de l'IPC. L'expérience n'est pas encore assez avancée pour qu'il soit possible de donner des

directives d'ordre général quant à l'utilisation des données obtenues de cette manière. Il importe, manifestement, que les offices de statistique suivent l'évolution de ce secteur et réfléchissent aux possibilités d'exploitation de cette nouvelle source de données appelée à jouer un rôle majeur. La saisie de données par lecture optique élargit aussi le champ ouvert aux méthodes améliorées d'ajustement de la qualité, telles que les méthodes hédoniques, ainsi qu'il est expliqué au chapitre 7.

1.215 *Relevés des prix à l'échelon local.* Lorsque les prix sont relevés auprès de points de vente locaux, il existe deux façons de déterminer les différents produits que l'on choisit de suivre. La première consiste à dresser une liste spécifique de produits déterminée à l'avance par l'organisme centralisé responsable de l'IPC. La seconde solution consiste à laisser la personne chargée de relever les prix faire son choix à partir d'un assortiment de produits spécifiés. Elle peut utiliser un processus de type aléatoire ou sélectionner les produits qui se vendent le mieux ou qui sont recommandés par le propriétaire ou le gérant du point de vente. Les produits dont on choisit de suivre le prix dans un point de vente peuvent être qualifiés de produits élémentaires de l'échantillon. Il peut s'agir de biens ou de services.

1.216 Lorsque la liste des produits est déterminée à l'avance par l'organisme centralisé, l'objectif est en général de sélectionner les produits considérés comme représentatifs d'un groupe plus large de produits au sein d'un agrégat élémentaire. L'organisme centralisé doit aussi décider s'il adopte une description, ou spécification, plus ou moins large ou étroite des produits représentatifs qui seront suivis. En théorie, le nombre de produits différents qui peuvent être identifiés est dans une certaine mesure arbitraire, et dépend du nombre de caractéristiques économiques jugées pertinentes ou importantes. Par exemple, le mot «bœuf» est un terme générique applicable à un groupe de produits similaires mais néanmoins distincts. Il existe différentes pièces de bœuf, tels que le steak haché, le bœuf à braiser ou le rumsteck, qui peuvent être considérés comme autant de produits différents et donc vendus à des prix très différents. Qui plus est, le bœuf peut aussi être classé différemment selon que sa viande est fraîche, réfrigérée ou congelée, et donner lieu à des classifications croisées selon que le bœuf est d'origine nationale ou importé, ou que les animaux diffèrent par leur âge ou leur race.

1.217 En adoptant des spécifications plus rigoureuses, l'organisme centralisé s'assure d'un meilleur contrôle des prix des produits élémentaires proposés dans les points de vente, mais accroît aussi le risque que certains produits ne soient pas effectivement disponibles dans tel ou tel point de vente. Adopter des spécifications moins rigoureuses signifie en revanche qu'il sera possible de suivre les prix de plus de produits élémentaires, mais que les enquêteurs auront une plus grande latitude pour choisir les produits élémentaires qui seront effectivement suivis. Cela peut rendre l'échantillon moins représentatif globalement.

Continuité du relevé des prix

1.218 L'IPC vise à mesurer les variations pures de prix. Les produits dont les prix sont relevés et comparés pour des périodes successives devraient, dans l'idéal, être parfaitement *appariés*, c'est-à-dire présenter un aspect physique et des caractéristiques économiques identiques. Lorsque les produits sont parfaitement appariés, l'évolution des prix observée est une variation *pure* de prix. Si l'on sélectionne des produits représentatifs, il faut donc s'assurer qu'un nombre suffisant d'entre eux devraient rester sur le marché pendant une période relativement longue, sous une forme ou un état parfaitement identique à ce qu'il était quand ces produits ont été initialement choisis. Sans permanence, il n'y aurait pas assez de variations de prix à mesurer.

1.219 Une fois que les produits élémentaires dont les prix doivent être relevés ont été identifiés, la stratégie normale consiste à continuer de suivre le prix aussi longtemps que possible d'exactement les mêmes produits élémentaires. Les enquêteurs peuvent le faire s'ils disposent de spécifications très précises, ou étroites, des produits élémentaires à suivre. Sans cela, ils doivent enregistrer eux-mêmes la description détaillée des produits élémentaires dont ils ont choisi de suivre les prix.

1.220 Pour un indice des prix, la situation idéale est celle où tous les produits dont les prix sont suivis demeurent sur le marché indéfiniment sans la moindre modification de leurs caractéristiques physiques et économiques — sauf bien sûr en ce qui concerne le moment de leur vente. Il est bon de noter que de nombreux théorèmes de la théorie des indices découlent de l'hypothèse selon laquelle le même assortiment de biens et services, exactement, est disponible durant les deux périodes comparées. La plupart des produits n'ont toutefois qu'une durée de vie économique limitée, et disparaissent finalement du marché pour être remplacés par d'autres. Comme l'univers des produits est en perpétuelle évolution, ceux qui avaient été sélectionnés initialement en raison de leur représentativité peuvent constituer peu à peu une part de plus en plus faible du total des achats et des ventes. Ils peuvent devenir de moins en moins représentatifs globalement. Étant donné que l'IPC vise à couvrir tous les produits, il faut trouver le moyen de s'accommoder du caractère changeant de leur univers. Dans le cas des biens de consommation durables dont les caractéristiques et la conception sont modifiées en permanence, certains modèles peuvent avoir une durée de vie très courte et ne rester sur le marché qu'une seule année (ou moins) avant de céder la place à de nouveaux modèles.

1.221 Le moment arrive où la continuité d'une série d'observations des prix doit être interrompue. Il peut devenir nécessaire de comparer les prix de certains produits à ceux de produits nouveaux très similaires, mais non pas identiques. Les offices de statistique doivent alors s'efforcer de supprimer les effets estimés des changements de caractéristiques des produits des variations

de prix observées. En d'autres termes, il leur faut s'efforcer d'ajuster les prix relevés au titre des changements de qualité éventuels des produits suivis, ainsi qu'il est expliqué plus en détail ci-après. À la limite, un produit totalement nouveau peut, une fois apparu, se révéler si différent de ceux qui existaient avant lui que l'ajustement de la qualité n'est pas possible et que le prix de ce produit ne peut être comparé directement à celui d'aucun de ses prédécesseurs. De même, un produit peut devenir si peu représentatif ou obsolète qu'il doit être retiré de l'indice parce qu'il n'y a plus lieu de comparer son prix à ceux des produits qui l'ont supplanté.

Rééchantillonnage ou tirage d'un nouvel échantillon

1.222 Face à cet univers changeant des produits, l'une des stratégies possibles consiste à effectuer régulièrement un nouveau tirage de la totalité des produits élémentaires de l'échantillon. Dans le cas d'un indice mensuel, par exemple, un nouvel échantillon peut être choisi chaque année en janvier. Les prix de chaque échantillon sont alors suivis un an jusqu'au mois de janvier suivant. Les prix des deux échantillons doivent être collectés en janvier afin de pouvoir chaîner les deux séries de douze variations mensuelles. Le fait de procéder chaque année à un retraitage est cohérent avec la stratégie d'actualisation annuelle des pondérations de dépenses.

1.223 Bien que le rééchantillonnage puisse être préférable au maintien de l'échantillon ou du choix de produits, il n'est guère utilisé dans la pratique. Le retraitage systématique de tout l'assortiment de produits est difficile à gérer et coûteux à mettre en œuvre. De surcroît, il ne résout pas totalement les problèmes de l'univers changeant des produits, car il ne saisit pas les variations de prix qui surviennent au moment où de nouveaux produits ou de nouvelles qualités sont introduits pour la première fois. De nombreux producteurs profitent délibérément du moment où les produits sont lancés sur le marché pour procéder à des changements de prix significatifs.

1.224 Il existe une approche plus pratique pour garder l'échantillon à jour : elle consiste à soumettre ce dernier à une rotation graduelle en supprimant certains produits élémentaires pour en introduire de nouveaux. Les produits élémentaires peuvent être enlevés pour deux raisons :

- L'enquêteur qui relève les prix ou l'organisme centralisé estime que le produit n'est plus représentatif, car sa part dans les dépenses totales consacrées à cette catégorie de produits diminue régulièrement.
- Le produit peut aussi disparaître totalement du marché. Il peut par exemple être rendu obsolète par un changement technologique ou passer de mode suite à une évolution des goûts; il peut aussi disparaître pour d'autres raisons.

1.225 Dans le même temps, de nouveaux produits apparaissent sur le marché, ou de nouvelles qualités sont ajoutées à ceux qui existaient déjà. Il devient nécessaire,

à un moment donné, de les inclure dans la liste des produits dont le prix est suivi. Cela pose la question plus générale du traitement des changements de qualité et des nouveaux produits.

Ajustement des prix aux changements de qualité

1.226 Le traitement des changements de qualité est peut-être la principale difficulté rencontrée par ceux qui établissent les IPC. C'est un thème récurrent de ce manuel, car il pose des problèmes à la fois théoriques et pratiques aux statisticiens. Le chapitre 7 est consacré dans son intégralité au traitement des changements de qualité, et le chapitre 8 examine de plus près la question connexe des nouveaux produits et de la substitution de produits élémentaires.

1.227 Lorsqu'un produit élémentaire de l'échantillon est rayé de la liste des produits dont le prix est suivi dans un point de vente, l'usage veut que l'on trouve un nouveau produit pour le remplacer et que l'on s'assure ainsi que l'échantillon ou le choix de produits demeure assez complet et représentatif. Si le nouveau produit vise spécifiquement à remplacer l'ancien, il est nécessaire de chaîner la série d'observations antérieures des prix de l'ancien article à la série suivante portant sur le nouvel article. Les deux séries d'observations peuvent se chevaucher ou non sur une ou plusieurs périodes. Bien souvent, il ne peut pas y avoir chevauchement, car la nouvelle qualité, ou le nouveau modèle, n'est introduit qu'après l'arrêt de la production de l'article qui est remplacé. Qu'il y ait chevauchement ou non, le chaînage des deux séries de prix suppose que l'on procède à une certaine estimation du changement de qualité entre l'ancien produit et celui qui est choisi pour le remplacer.

1.228 Quelle que soit la difficulté d'estimer la part du changement de qualité dans la variation du prix observé, il faut bien comprendre qu'une estimation doit être faite de façon explicite ou, à défaut, implicite. La question ne peut être évitée ou éludée. Tous les offices de statistique disposent de ressources limitées, et beaucoup d'entre eux risquent de ne pas avoir les moyens requis pour procéder aux ajustements explicites et plus élaborés décrits au chapitre 7. Même si l'on ne peut pas, faute de données ou de ressources, procéder à un ajustement explicite de la qualité, il est impossible d'éviter de procéder à une certaine forme d'ajustement implicite. Le fait même de ne «rien faire» en l'apparence implique nécessairement une certaine forme d'ajustement implicite, comme on le verra ci-après. Les offices de statistique doivent être conscients, quelles que soient les ressources dont ils disposent, des conséquences des procédures qu'ils adoptent.

1.229 L'introduction du chapitre 7 met en exergue trois points :

- Le rythme de l'innovation est soutenu, et peut-être croissant, ce qui entraîne une modification incessante des caractéristiques des produits.

- Il n'y a guère de cohérence, d'un pays à l'autre, dans les méthodes utilisées pour traiter les changements de qualité.
- Diverses études empiriques ont montré l'importance de la méthode choisie, car l'emploi de méthodes différentes peut déboucher sur des résultats très disparates.

Évaluation de l'effet des changements de qualité sur les prix

1.230 Il est utile d'essayer de préciser pourquoi l'on souhaite ajuster la variation de prix constatée entre deux produits élémentaires similaires (mais non pas identiques) pour tenir compte de leur différence de qualité. Il y a changement de la qualité d'un bien ou d'un service lorsqu'une modification survient dans certaines, mais non dans la plupart, de ses caractéristiques. Pour les besoins de l'IPC, les changements de qualité doivent être évalués du point de vue du consommateur. Comme l'indique le chapitre 7, l'évaluation du changement de la qualité consiste essentiellement à estimer la somme supplémentaire que le consommateur est prêt à payer pour les nouvelles caractéristiques de la nouvelle qualité. Cette somme supplémentaire n'est pas une hausse de prix, car elle représente la valeur monétaire du surcroît de satisfaction ou d'utilité retirée de la nouvelle qualité. Bien sûr, si l'ancienne qualité est préférée à la nouvelle, les consommateurs ne seront prêts à acheter la nouvelle qualité qu'à condition que son prix soit moins élevé.

1.231 Prenons l'exemple d'une nouvelle qualité qui apparaît aux côtés d'une ancienne. Supposons que les deux produits peuvent se substituer l'un à l'autre et que le consommateur soit au courant des caractéristiques de l'ancienne et de la nouvelle qualité; soit p les prix de l'ancienne qualité, et P ceux de la nouvelle qualité. Supposons aussi que les deux qualités sont offertes au consommateur au même prix, qui est en l'occurrence le prix p_t , auquel la nouvelle qualité est vendue à la période t . Le consommateur, invité à choisir, se prononce alors en faveur de la nouvelle qualité.

1.232 Supposons ensuite que le prix de l'ancienne qualité est abaissé progressivement jusqu'à p_t^* niveau auquel le consommateur achète indifféremment l'ancienne qualité au prix p_t^* ou la nouvelle qualité au prix P_t . Toute nouvelle baisse du prix en dessous de p_t^* conduit le consommateur à revenir à l'ancienne qualité. L'écart entre P_t et p_t^* mesure le surcroît de valeur que le consommateur confère à la nouvelle qualité, comparée à l'ancienne. C'est la somme maximale que le consommateur est prêt à payer, en sus du prix de l'ancienne qualité, pour acquérir la nouvelle.

1.233 Soit p_{t-1} le prix effectif auquel l'ancienne qualité était vendue à la période $t-1$. Pour les besoins de l'IPC, l'augmentation du prix entre les deux qualités n'est pas l'écart observé $P_t - p_{t-1}$, mais $p_t^* - p_{t-1}$. Il est important de noter que p_t^* , prix hypothétique de l'ancienne qualité à la période t , est directement com-

parable au prix effectif de l'ancienne qualité à la période $t - 1$ puisque l'un et l'autre se réfèrent à un seul et même produit. L'écart entre les deux est une variation *pure* de prix. L'écart entre P_t et p_t^* n'est pas une variation de prix, mais une évaluation de la différence de qualité entre les deux produits élémentaires à la période t . Le prix effectif de la nouvelle qualité à la période t doit être multiplié par le ratio p_t^*/P_t pour que la comparaison entre les prix aux périodes $t - 1$ et t soit une comparaison entre produits d'égale qualité aux yeux du consommateur. Le ratio p_t^*/P_t est l'ajustement de la qualité requis.

1.234 Il est évidemment difficile, dans la pratique, d'estimer l'ajustement de la qualité, mais la première étape doit consister à préciser, sur le plan théorique, la nature de l'ajustement requis en principe. Concrètement, les producteurs considèrent souvent que la mise sur le marché d'une nouvelle qualité, ou d'un nouveau modèle, est une bonne occasion de relever sensiblement les prix. Ils peuvent compliquer délibérément la tâche des consommateurs qui essaient de discerner, dans la variation du prix, la part qui correspond à la différence entre l'ancienne et la nouvelle qualité.

1.235 Le chapitre 7 explique les deux options offertes aux offices de statistique. La première consiste à procéder à un ajustement explicite à la variation de prix observée, sur la base des différentes caractéristiques de l'ancienne et de la nouvelle qualité. La seconde consiste à posséder un ajustement implicite en faisant une hypothèse sur la variation pure de prix (sur la base, par exemple, des mouvements de prix observés pour les autres produits). Pour des raisons pratiques, nous évoquerons d'abord les méthodes implicites.

Méthodes implicites d'ajustement aux changements de qualité

1.236 *Chevauchement des qualités.* Supposons qu'il y ait chevauchement des deux qualités, lesquelles se trouvent toutes deux disponibles sur le marché à la période t . Si les consommateurs sont bien informés, libres d'exercer leur choix et disposés, dans leur ensemble, à acheter les deux qualités au même moment, la théorie économique voudrait que le ratio des prix de la nouvelle qualité à l'ancienne reflète leurs utilités relatives pour le consommateur. Il s'ensuit que l'écart de prix entre l'ancienne et la nouvelle qualité n'est pas l'indication d'une variation des prix. L'évolution des prix jusqu'à la période t peut être mesurée par les prix pratiqués pour l'ancienne qualité, tandis que l'évolution des prix à partir de la période t peut être mesurée par les prix pratiqués pour la nouvelle qualité. Les deux séries de variations de prix sont chaînées à la période t , l'écart de prix entre les deux qualités n'ayant aucun impact sur les séries chaînées.

1.237 Lorsqu'il y a chevauchement des qualités, un chaînage simple de ce type peut apporter une solution acceptable au problème que pose le traitement des

changements de qualité. Dans la pratique, toutefois, cette méthode n'est guère utilisée, car les données requises sont rarement disponibles. En outre, la situation du marché peut ne pas cadrer avec les hypothèses théoriques. Même lorsqu'il y a chevauchement des qualités, les consommateurs n'ont pas forcément le temps d'acquiescer une connaissance suffisante des caractéristiques pour être en mesure d'évaluer comme il convient les qualités relatives, en particulier lorsque le changement de qualité est important. Il est possible aussi que les consommateurs n'aient pas tous accès aux deux qualités. Lorsque la nouvelle qualité apparaît pour la première fois, le marché risque de rester un moment déséquilibré, car les consommateurs ont besoin de temps pour modifier leurs schémas de consommation.

1.238 Les deux qualités peuvent se chevaucher durant une succession de périodes avant que l'ancienne qualité ne disparaisse finalement du marché. S'il y a déséquilibre temporaire du marché, les prix relatifs des deux qualités risquent d'afficher d'amples variations au cours du temps, et le marché offrira alors des évaluations différentes des qualités relatives selon la période choisie. Lorsque de nouvelles qualités intégrant des améliorations majeures apparaissent pour la première fois sur le marché, leurs prix ont souvent tendance à chuter par rapport à ceux des qualités plus anciennes, avant que ces dernières ne finissent par disparaître. Dans cette situation, si les séries de prix pour l'ancienne et la nouvelle qualité sont chaînées dans une seule période, le choix de la période peut avoir un impact considérable sur la variation globale constatée dans les séries chaînées.

1.239 Le statisticien doit alors porter un jugement délibéré sur la période à laquelle les prix relatifs semblent donner la meilleure représentation des qualités relatives. Dans cette situation, il peut être préférable d'opter pour une procédure de chaînage plus complexe utilisant les prix de l'ancienne et de la nouvelle qualité durant plusieurs périodes au cours desquelles elles se chevauchent. Cependant, l'information requise pour cette procédure plus complexe ne sera jamais disponible si les enquêteurs chargés de relever les prix ont pour instruction de n'introduire la qualité nouvelle qu'au moment où l'ancienne est abandonnée. Dans ce cas, le moment du passage de l'ancienne à la nouvelle qualité peut avoir un impact significatif sur la variation constatée, à long terme, dans les séries chaînées. Ce facteur doit être reconnu explicitement et pris en considération.

1.240 S'il n'y a pas chevauchement entre la nouvelle et l'ancienne qualité, les difficultés que nous venons d'évoquer n'existent pas, car il n'y a pas à choisir le moment du chaînage. Cela dit, d'autres problèmes plus difficiles les remplacent.

1.241 *Non-chevauchement des qualités.* Dans les sections suivantes, on suppose que la méthode de chevauchement ne peut être utilisée parce qu'il y a discontinuité entre les séries d'observations de prix relatives à l'ancienne et à la nouvelle qualité. Là encore, en utilisant p pour l'ancienne qualité et P pour la nouvelle, on sup-

pose que les données de prix disponibles pour l'établissement de l'indice se présentent sous la forme suivante :

$$\dots, P_{t-3}, P_{t-2}, P_{t-1}, P_t, P_{t+1}, P_{t+2}, \dots$$

Le problème est d'estimer la variation pure de prix entre $t - 1$ et t afin de disposer d'une série continue d'observations de prix pouvant être incluse dans l'indice. En utilisant la même notation que précédemment :

- l'évolution des prix jusqu'à la période $t-1$ est mesurée par la série établie pour l'ancienne qualité;
- l'évolution entre $t - 1$ et t est mesurée par le ratio p_t^*/p_{t-1} , où p_t^* est égal à P_t après ajustement au titre du changement de qualité;
- l'évolution des prix à partir de la période t est mesurée par la série établie pour la nouvelle qualité.

1.242 L'estimation de p_t^* est elle aussi délicate. Elle peut se faire explicitement en utilisant l'une des méthodes décrites ci-après. Sinon, il y a lieu d'utiliser une des méthodes implicites, lesquelles peuvent être regroupées en trois catégories :

- La première solution consiste à poser en hypothèse que $p_t^*/p_{t-1} = P_t/p_{t-1}$, ou $p_t^* = P_t$. On suppose que la qualité n'a pas changé, de sorte que la totalité de l'augmentation de prix observée est traitée comme une pure hausse de prix. Concrètement, cela contredit l'hypothèse selon laquelle il y a eu changement de qualité.
- La seconde consiste à poser en hypothèse que $p_t^*/p_{t-1} = 1$, ou $p_t^*/p_{t-1} = 1$. On suppose qu'il n'y a pas eu de changement de prix, et la totalité de l'écart observé entre p_{t-1} et P_t est imputée à une différence de qualité.
- La troisième consiste à poser en hypothèse que $p_t^*/p_{t-1} = I$, où I est un indice de la variation de prix pour un groupe de produits similaires, ou un indice des prix plus général.

1.243 Les deux premières possibilités ne peuvent pas être recommandées comme options par défaut à utiliser automatiquement quand on ne dispose pas d'informations pertinentes. Le recours à la première option ne se justifie que si les éléments disponibles laissent penser que le changement de qualité est d'une ampleur négligeable, bien qu'il ne puisse être quantifié avec plus de précision. «Ne rien faire», en d'autres termes ignorer totalement le changement de qualité survenu, équivaut à adopter la première solution. Inversement, la seconde solution ne se justifie que si les éléments disponibles portent à croire que le changement de prix éventuel entre les deux périodes est négligeable. La troisième option est probablement plus acceptable que les deux autres. C'est le type de solution souvent utilisé dans les statistiques économiques lorsque les données manquent.

1.244 Les indices d'agrégat élémentaire reposent en général sur un certain nombre de séries portant sur

différents produits de l'échantillon. La série de prix chaînée concernant plus particulièrement les deux qualités n'est donc qu'une des séries de prix parallèles. Ce qui peut arriver, dans la pratique, c'est que les observations de prix relatives à l'ancienne qualité soient utilisées jusqu'à la période $t - 1$ et que les prix appliqués à la nouvelle qualité soient utilisés à partir de la période t , la variation de prix entre $t - 1$ et t étant omise des calculs. Concrètement, cela revient à utiliser la troisième option, c'est-à-dire à estimer la variation de prix manquante en posant en hypothèses qu'elle est égale à la variation moyenne pour les autres produits élémentaires de l'échantillon au sein de l'agrégat élémentaire.

1.245 Il peut être possible d'améliorer ces estimations en choisissant avec soin les autres produits élémentaires de l'échantillon dont on pense que la variation moyenne des prix ressemble davantage à celle de l'article en question que la moyenne du groupe des produits échantillonnés dans son ensemble. Cette procédure est présentée plus en détail au chapitre 7, où elle est illustrée à l'aide d'un exemple numérique et décrite comme «ciblage» de l'imputation ou de l'estimation.

1.246 La méthode générale d'estimation de prix sur la base de la variation moyenne pour le groupe de produits restants est largement utilisée. Elle est parfois décrite comme la méthode de la moyenne «globale» de classe. La version de ciblage la plus affinée est la méthode de la moyenne «ciblée». En général, l'une ou l'autre de ces méthodes semble préférable aux deux premières options susmentionnées, même s'il convient de considérer chacune d'elles en fonction de ses avantages spécifiques.

1.247 Si l'imputation par la moyenne des remplacements à qualité constante semble constituer une solution pratique raisonnable, elle peut néanmoins donner des résultats biaisés, comme le montre le chapitre 7. L'introduction d'une nouvelle qualité est précisément l'occasion que le producteur peut choisir pour relever sensiblement ses prix. Bon nombre des variations de prix les plus importantes risquent de ne pas être saisies si, en fait, elles sont supposées égales aux variations moyennes des prix des produits dont la qualité n'a pas changé.

1.248 Il faut donc s'efforcer de procéder à un ajustement explicite de la qualité, au moins lorsque l'on peut penser que le changement qui s'est produit a été important. Là aussi, plusieurs méthodes peuvent être utilisées.

Ajustements explicites de la qualité

1.249 *Ajustements de la qualité.* Le changement de qualité peut prendre la forme d'une modification des caractéristiques physiques du produit facile à quantifier, telle qu'un changement du poids, des dimensions, de la pureté ou de la composition chimique du produit. C'est le plus souvent simplifier à outrance que de supposer que la qualité d'un produit change en proportion de la taille de telle ou telle de ses caractéristiques physiques. Par exemple, la plupart des consommateurs ne risquent sans doute pas de penser que le fait qu'un réfrigérateur ait une

capacité triple de celle d'un modèle plus petit justifie que son prix soit trois fois plus élevé. Néanmoins, il est tout à fait possible d'ajuster un peu le prix d'une nouvelle qualité de taille différente pour le rendre plus comparable au prix de l'ancienne qualité. Il y a là, en l'occurrence, une marge de manœuvre considérable pour l'application judicieuse, ou de simple bon sens, de ce type d'ajustement relativement simple de la qualité. Les ajustements de la qualité reposant sur la «taille» sont examinés de façon plus approfondie au chapitre 7.

1.250 *Différences des coûts de production ou d'option.* On peut adopter une autre approche consistant à mesurer le changement de qualité par la variation estimée des coûts de production des deux qualités. Les estimations peuvent être faites, si nécessaire, en consultation avec les producteurs des biens et services concernés. Cette méthode, comme la première, ne devrait être satisfaisante que si les modifications constatées prennent la forme de changements relativement simples des caractéristiques physiques du bien, tels que l'ajout d'options à une automobile. Elle n'est pas satisfaisante lorsqu'une découverte nouvelle ou l'introduction de technologies innovantes modifie de manière plus fondamentale la nature du produit. Par exemple, la méthode est à l'évidence inapplicable lorsqu'un médicament est remplacé par une variante plus efficace du même produit qui se trouve aussi être moins coûteux à fabriquer.

1.251 Demander l'avis d'experts est un autre moyen de traiter des changements de qualité plus complexes ou plus subtils. Cette méthode est particulièrement pertinente lorsque le consommateur en général ne dispose pas des connaissances ou de l'expertise requises pour mesurer toute l'importance des changements survenus, au moins lorsqu'ils se produisent pour la première fois.

1.252 *L'approche hédonique.* Enfin, il peut être possible de systématiser l'approche fondée sur les coûts de production ou d'option en utilisant des méthodes économétriques afin d'estimer l'impact que les changements de caractéristiques observés d'un produit peuvent avoir sur son prix. Selon cette méthode, les prix du marché d'un assortiment de qualités et de modèles différents font l'objet d'un calcul de régression sur les caractéristiques économiques et physiques considérées comme les plus importantes pour chaque modèle. Cette approche de l'évaluation des changements de qualité est connue sous l'appellation d'*analyse hédonique*. Lorsque les caractéristiques sont des attributs qui ne peuvent être quantifiés, elles sont représentées par des variables de substitution. Les coefficients de régression mesurent les effets marginaux estimés des diverses caractéristiques sur les prix des modèles, et peuvent donc être utilisés pour évaluer les effets des changements survenus sur ces caractéristiques, c'est-à-dire les changements de qualité, au cours du temps.

1.253 L'approche hédonique de l'ajustement de la qualité peut constituer une méthode puissante, objective et scientifique d'évaluation des changements de qualité

pour certains types de produit. Elle s'est révélée particulièrement efficace dans le domaine informatique. La théorie économique qui sous-tend cette approche est examinée plus en détail au chapitre 21, et l'application de cette méthode est expliquée au chapitre 7. Les produits peuvent être considérés comme des ensembles de caractéristiques dont les prix ne sont pas fixés individuellement, puisque le consommateur achète le tout comme un seul «paquet». L'objectif est d'essayer de «séparer» ces caractéristiques afin d'estimer dans quelle mesure chacune contribue au prix total. Dans le cas des ordinateurs, par exemple, trois caractéristiques essentielles sont retenues : la vitesse du processeur, la taille de la mémoire vive et la capacité du disque dur. On trouvera au chapitre 7 un exemple de régression hédonique utilisant ces caractéristiques.

1.254 Les résultats obtenus en appliquant l'approche hédonique aux ordinateurs ont eu un impact considérable sur les modalités de traitement des changements de qualité dans les IPC. Ils ont montré que, pour les biens soumis à une évolution technologique et à des améliorations qualitatives rapides, l'ampleur des ajustements dus aux modifications de qualité apportés aux prix de marché peut déterminer dans une large mesure les variations de l'indice de l'agrégat élémentaire. Pour cette raison, le manuel examine en détail l'utilisation de l'approche hédonique. Le chapitre 7 propose une analyse approfondie, et notamment une comparaison qui fait apparaître que les résultats obtenus par cette méthode et par les modèles appariés peuvent être très différents en cas de forte rotation des modèles.

1.255 Nous pouvons en conclure que les offices de statistique doivent faire très attention au traitement des changements de qualité et s'efforcer, dans toute la mesure du possible, de procéder à des ajustements explicites de la qualité. On ne saurait trop insister sur ce point. Tous ceux qui ont pour mission de relever les prix doivent être conscients de la nécessité de reconnaître les changements de qualité et de les prendre en compte. Ne pas prêter suffisamment attention à ces changements, c'est risquer d'introduire de graves biais dans l'IPC.

Substitution de produits élémentaires et nouveaux biens

1.256 Comme il a été dit plus haut, les indices des prix devraient, dans l'idéal, s'efforcer de mesurer les variations pures de prix entre des produits appariés demeurant identiques durant les deux périodes comparées. Toutefois, le chapitre 8 montre que l'univers de produits couvert par l'IPC est un univers dynamique qui évolue progressivement avec le temps. Fixer le prix de produits appariés, c'est en limiter le choix à un univers statique de produits donné par l'intersection des deux assortiments de produits existants aux deux périodes comparées. Par définition, cet univers statique exclut à la fois les nouveaux produits et ceux qui disparaissent, dont les prix risquent de se comporter différemment de

ceux des produits appariés. Les indices des prix doivent tenir compte autant que possible du comportement des prix des produits nouveaux et de ceux qui disparaissent.

1.257 Ces problèmes sont examinés et analysés de façon plus formelle à l'appendice 8.1 du chapitre 8. Un univers de produits de remplacement est défini comme un univers qui commence avec celui de la période de référence, mais permet d'introduire de nouveaux produits à mesure que d'autres disparaissent. Les ajustements de la qualité du type mentionné plus haut sont bien évidemment nécessaires lorsque l'on compare le prix d'un produit remplaçant à celui du produit auquel il se substitue.

1.258 Mettre à jour l'échantillon est l'une des manières de résoudre le problème posé par l'existence d'un univers changeant. Cela suppose que l'on établisse un échantillon de produits totalement nouveau pour remplacer celui qui existait auparavant. Les deux échantillons doivent se chevaucher sur une période qui fait office de période de chaînage. La mise à jour de l'échantillon à l'occasion du chaînage peut être considérée comme une systématisation des ajustements de la qualité par la méthode du chevauchement. Il se peut donc qu'elle ne réponde pas de manière satisfaisante à tous les changements de qualité qui surviennent, car les prix relatifs des différents biens et services à un moment donné ne donnent pas nécessairement une mesure satisfaisante des qualités relatives de tous les biens et services concernés. Quoi qu'il en soit, la mise à jour fréquente de l'échantillon aide à actualiser en permanence celui-ci et peut rendre moins nécessaires les ajustements explicites de la qualité. Il s'agit toutefois d'une procédure coûteuse.

Nouveaux biens et services

1.259 La différence de qualité entre le produit original et celui qui le remplace peut devenir si importante qu'il vaut mieux traiter la nouvelle qualité comme un nouveau bien, même si la distinction entre nouvelle qualité et nouveau bien a inévitablement quelque chose d'arbitraire. Comme il est noté au chapitre 8, les études économiques font également une distinction entre les nouveaux biens selon qu'ils constituent une évolution ou une révolution. Il y a évolution lorsque le bien ou le service répond aux besoins existants d'une façon beaucoup plus efficace ou nouvelle, et révolution lorsque le nouveau bien ou service offre des services ou des avantages totalement nouveaux. Dans la pratique, le bien qui introduit une évolution peut être classé dans une subdivision de la classe du produit ou de la dépense concernée, alors qu'il faut modifier la classification pour que le bien qui correspond à une révolution puisse y trouver sa place.

1.260 L'apparition de nouveaux biens ou services soulève deux grandes préoccupations. La première a trait au moment de l'introduction de nouveaux produits dans l'indice. La seconde tient au fait que la simple disponibilité du nouveau produit sur le marché peut entraîner un gain de bien-être pour les consommateurs, indépendamment

du prix de vente initial de ce produit. Prenons l'exemple de l'apparition du premier antibiotique, la pénicilline. Le médicament apportait un remède à des maladies qui, jusqu'alors, pouvaient être fatales. Pour certains, cela n'avait pour ainsi dire pas de prix. L'une des manières de mesurer l'ampleur des avantages tirés de l'introduction d'un nouveau bien est de se demander à quel niveau son prix devrait être porté pour ramener sa demande à zéro. Ce prix est appelé «prix de réservation de la demande». Il pourrait être très élevé, en fait, dans le cas d'un nouveau médicament susceptible de sauver des vies. S'il pouvait être estimé, le prix de réservation de la demande pourrait être traité comme le prix pratiqué durant la période précédant immédiatement l'apparition du nouveau produit. La baisse entre le prix de réservation de la demande et celui auquel le produit fait effectivement sa première apparition pourrait être incluse dans l'IPC.

1.261 Dans la pratique, bien sûr, on ne peut pas s'attendre à ce que les offices de statistique estiment les prix de réservation de la demande avec suffisamment de certitude pour les inclure dans l'IPC. Le concept n'en est pas moins utile, car il met en lumière le fait que la simple introduction d'un nouveau bien peut entraîner un gain de bien-être significatif pouvant se traduire dans l'IPC, en particulier si celui-ci doit être un indice du coût de la vie. En général, tout élargissement de l'éventail des choix offerts aux consommateurs peut améliorer la situation de ces derniers, toutes choses égales par ailleurs.

1.262 Il arrive souvent que de nouveaux biens entrent sur le marché à un prix supérieur à celui auquel ils pourraient se maintenir à long terme, de sorte que les prix tendent d'ordinaire à diminuer relativement au fil du temps. Inversement, les quantités achetées peuvent être très faibles initialement, puis augmenter de façon très sensible. Ces complications rendent le traitement des nouveaux produits particulièrement difficile, surtout lorsque ceux-ci introduisent des changements révolutionnaires. Étant donné que l'apparition de nouveaux biens entraîne des gains de bien-être et que le prix d'un nouveau produit tend à diminuer après l'introduction de celui-ci sur le marché, il est possible que des baisses de prix importantes ne soient pas enregistrées par les IPC en raison des difficultés techniques créées par les nouveaux produits. Le chapitre 8 conclut en faisant état des préoccupations que soulève l'aptitude des IPC à prendre en compte de façon satisfaisante la dynamique des marchés modernes. Il est essentiel, en tout cas, que les offices de statistique restent conscients de ces questions et adoptent des procédures qui tiennent compte, dans toute la mesure du possible, des données et des ressources dont ils disposent.

Calcul des indices des prix à la consommation dans la pratique

1.263 Le chapitre 9 donne un aperçu général des modalités pratiques du calcul des IPC. Si les méthodes utilisées dans les différents pays sont loin d'être toutes

les mêmes, elles n'en présentent pas moins de nombreux points communs. Les méthodes utilisées par les offices de statistique pour calculer leur IPC présentent manifestement un intérêt pour les utilisateurs et les statisticiens. Les différentes étapes du calcul sont illustrées à l'aide d'exemples numériques. Le chapitre est descriptif et non pas prescriptif, même s'il s'applique à évaluer les forces et faiblesses des méthodes utilisées. Il fait valoir que, compte tenu des progrès accomplis ces dernières années dans la connaissance des propriétés et du comportement des indices, chacun s'accorde à reconnaître désormais que toutes les pratiques en vigueur ne sont pas forcément optimales.

1.264 Comme les diverses étapes du processus de calcul ont déjà été résumées dans les sections précédentes du présent chapitre, nous ne reviendrons pas à nouveau sur ce point. Il peut être utile, toutefois, de donner une indication du contenu du chapitre 9.

Indices d'agrégat élémentaire

1.265 Le chapitre 9 s'ouvre sur une description des modalités de construction des agrégats élémentaires à partir des groupes, classes et sous-classes de la COI-COP ou d'une classification équivalente des dépenses. Il passe en revue les principes qui sous-tendent la définition des agrégats élémentaires eux-mêmes. Ceux-ci visent à être aussi homogènes que possible en ce qui concerne non seulement les caractéristiques physiques et économiques des produits couverts, mais aussi l'évolution de leurs prix.

1.266 Le chapitre 9 examine ensuite les conséquences de l'utilisation de formules différentes pour calculer les indices d'agrégat élémentaire. Il le fait à partir d'une série d'exemples numériques utilisant des données de prix simulées pour quatre produits différents au sein d'un agrégat élémentaire. Les indices d'agrégat élémentaire eux-mêmes et leurs propriétés ont déjà été expliqués. Ils peuvent être calculés sous forme d'indice-chaîne ou d'indice direct — autrement dit, en comparant le prix chaque mois (ou trimestre) à celui de la période précédant immédiatement ce mois (ou ce trimestre) ou à celui de la période de référence des prix fixée. Le tableau 9.1 du chapitre 9 utilise ces deux approches pour illustrer le calcul de trois formules d'indice essentielles, à savoir les indices de Carli, Dutot et Jevons. Il vise à mettre en lumière un certain nombre de leurs propriétés. Ainsi, il montre les effets de la méthode dite de «bouncing» des prix, dans laquelle les quatre mêmes prix sont enregistrés pour deux mois consécutifs, mais sont intervertis entre les quatre produits. Les indices de Dutot et de Jevons n'enregistrent alors aucune hausse, contrairement à celui de Carli. Le tableau 9.1 montre aussi les différences entre les indices directs et les indices-chaînes. Après six mois, chacun des quatre prix est supérieur de 10 % à son niveau initial. Chacun des trois indices directs enregistre une hausse de 10 %, ce que font aussi

les indices-chaînes de Dutot et de Jevons, car ils sont transitifs. L'indice-chaîne de Carli, toutefois, enregistre une hausse de 29 %, laquelle est interprétée comme une preuve du biais de signe positif systématique de la formule de Carli, qui empêche celle-ci de satisfaire au test de réversibilité temporelle.

1.267 Il est noté, au chapitre 9, que le choix d'un indice-chaîne ou d'un indice direct a des conséquences différentes s'il manque certaines observations en matière de prix, de changements de qualité ou de remplacement. La conclusion est que l'utilisation d'un indice-chaîne peut faciliter, du point de vue du calcul, l'estimation des prix manquants et l'introduction de produits élémentaires de remplacement.

1.268 Le chapitre 9 examine aussi les effets des carences dans l'observation des prix en faisant une distinction entre les prix qui manquent de façon temporaire et ceux qui sont devenus en permanence indisponibles. Le tableau 9.2 présente un exemple numérique du traitement des carences temporaires dans l'observation des prix. On peut par exemple omettre simplement le produit dont le prix manque pour un mois du calcul des indices qui comparent ce mois au mois précédent et au suivant, ainsi qu'à la période de référence. On peut aussi imputer une variation de prix sur la base du prix moyen des produits restants, en utilisant l'un ou l'autre des trois types de moyenne. Cet exemple est une version simplifiée du type d'exemple utilisé au chapitre 7 pour traiter du même problème.

1.269 Les tableaux 9.3 et 9.4 illustrent le cas du produit qui disparaît de façon permanente pour être remplacé par un autre. Au tableau 9.3, il n'y a pas chevauchement entre les deux produits et les options considérées sont là encore d'omettre les produits ou de leur imputer des variations de prix fondées sur les moyennes pour les autres produits. Le tableau 9.4 illustre la situation où les produits se chevauchent pendant un mois.

1.270 Le chapitre 9 examine également le cas où certaines pondérations de dépenses sont disponibles au sein d'un agrégat élémentaire et permettent de calculer un indice de Laspeyres ou un indice de Laspeyres géométrique, les deux étant des versions pondérées des indices de Carli et de Jevons.

Indices de niveau supérieur

1.271 Les dernières sections du chapitre 9 illustrent le calcul des indices de niveau supérieur à partir des indices d'agrégat élémentaire et des pondérations découlant des agrégats de dépenses élémentaires. C'est à ce stade qu'entre en jeu la théorie traditionnelle des indices résumée dans ce chapitre et expliquée plus en détail aux chapitres 15 à 19.

1.272 Lorsque l'IPC mensuel est calculé pour la première fois, les seules pondérations de dépenses disponibles ont trait inévitablement à une ou plusieurs périodes antérieures. Comme il est expliqué dans ce chapitre, cela prédispose l'IPC à prendre une forme d'indice

de Lowe ou de Young dans laquelle les quantités, ou les dépenses, se rapportent à une période de référence des pondérations b précédant la période de référence des prix 0. Ces indices sont souvent décrits, de manière approximative, comme des indices de type Laspeyres, mais cette appellation ne convient pas. Il arrive toutefois qu'on puisse disposer, à une date ultérieure, d'estimations pour la période de référence des prix 0 et pour la période en cours t , de sorte que, rétrospectivement, le nombre des options offertes augmente largement. Il devient dès lors possible de calculer des indices de type Laspeyres et Paasche ainsi que des indices superlatifs tels que ceux de Fisher ou Törnqvist. Il peut être intéressant de calculer ces indices plus tard, ne serait-ce que pour voir comment les indices initiaux se comparent aux indices superlatifs. Certains pays souhaitent parfois calculer des indices superlatifs rétrospectifs pour cette raison. Bien que le chapitre 9 se concentre pour l'essentiel sur une certaine forme d'indice de Lowe, puisque l'indice officiel publié pour la première fois sera inévitablement de ce type, cela ne doit pas être interprété comme impliquant que ce type d'indice représente la seule option possible à long terme.

1.273 *Production et maintenance d'indices de niveau supérieur.* Dans la pratique, les indices de niveau supérieur, y compris l'IPC global, sont calculés comme des indices de Young, c'est-à-dire comme des moyennes pondérées d'indices d'agrégat élémentaire utilisant des pondérations calculées à partir des dépenses effectuées dans une période de référence des pondérations antérieure. C'est une opération relativement simple, dont on trouvera un exemple numérique au tableau 9.5 du chapitre 9 où, pour plus de simplicité, la période de référence des pondérations est supposée être la même que la période de référence des prix. Le tableau 9.6 illustre le cas dans lequel les périodes de référence des pondérations et des prix sont différentes, et où les pondérations sont actualisées, sur la base des prix, entre la période de référence des pondérations b et la période de référence des prix 0. Il illustre l'argument selon lequel, lorsqu'une nouvelle période de référence des prix est adoptée, deux options s'offrent à l'office de statistique : conserver les quantités relatives de la période de référence des pondérations ou conserver les dépenses relatives, étant entendu qu'il est impossible de garder les deux. L'actualisation par les prix conserve les quantités.

1.274 L'adoption de nouvelles pondérations est une partie intégrante et indispensable du calcul de l'IPC sur la longue période. Les pondérations doivent être actualisées tôt ou tard, et certains pays choisissent de le faire tous les ans. Chaque fois que les pondérations sont modifiées, l'indice qui repose sur la nouvelle pondération doit être chaîné à celui qui repose sur les anciennes pondérations; avec le temps, l'IPC devient donc inévitablement un indice-chaîne. Le tableau 9.7 en donne un exemple de chaînage. En dehors des aspects techniques du processus de chaînage, l'adoption de nouvelles pondérations, en particulier lorsqu'elle se fait à intervalles

de cinq ans environ, est l'occasion de remettre à plat la méthodologie utilisée. De nouveaux produits peuvent être introduits dans l'indice, les classifications peuvent être révisées et actualisées, et la formule d'indice elle-même peut être modifiée. Le chaînage sur une base annuelle facilite l'introduction plus régulière de nouveaux produits et d'autres changements, mais, quoi qu'il en soit, l'indice doit bénéficier d'une certaine maintenance, qu'il soit chaîné annuellement ou non.

1.275 Le chapitre 9 s'achève par une section consacrée à la vérification des données, processus très étroitement lié au calcul effectif des indices des prix élémentaires. La vérification des données se déroule en deux temps : la détection d'éventuelles erreurs et valeurs aberrantes, puis la vérification *stricto sensu* des données et leur correction. Il est nécessaire d'organiser un suivi et un contrôle de qualité effectifs pour assurer la fiabilité des données de base sur les prix utilisées dans le calcul des indices des prix élémentaires, car la qualité des indices globaux en dépend.

Organisation et gestion

1.276 Recueillir des données sur les prix est une opération complexe, qui suppose qu'un grand nombre d'enquêteurs effectuent un travail considérable sur le terrain. Le processus requiert une planification et une gestion méthodiques destinées à garantir que les données recueillies sont conformes aux prescriptions posées par les offices centraux responsables des IPC. Le chapitre 12 du manuel présente des procédures de gestion adaptées à cette fin.

1.277 Les enquêteurs doivent être bien entraînés, car il faut s'assurer qu'ils comprennent combien il importe de choisir convenablement les produits dont on entend suivre les prix. Il est inévitable qu'ils fassent largement appel à leur propre jugement. Comme nous l'avons déjà expliqué, la façon de prendre en compte la lente modification de l'éventail des produits à laquelle les enquêteurs sont confrontés est d'une importance primordiale pour la qualité et la fiabilité de l'IPC. Certains produits peuvent disparaître et devoir être remplacés par d'autres, mais il peut aussi être souhaitable de ne plus tenir compte de certains produits avant même qu'ils aient totalement disparu, s'ils ont cessé d'être représentatifs. Les enquêteurs doivent bénéficier d'une formation adaptée et recevoir des informations et des instructions très claires sur la façon de procéder. Des instructions claires sont également nécessaires pour faire en sorte que ces enquêteurs relèvent les bons prix en cas de soldes, d'offres spéciales ou d'autres circonstances exceptionnelles.

1.278 Comme nous venons tout juste de le noter, les données sur les prix doivent aussi, une fois recueillies, être vérifiées et «finalisées» avec soin. Bon nombre de vérifications peuvent se faire par ordinateur, en utilisant les méthodes traditionnelles de contrôle statistique. Il peut être utile aussi que des auditeurs accompagnent les

enquêteurs et suivent leur travail. Les vérifications et contrôles possibles sont expliqués en détail au chapitre 12.

1.279 Il faut à l'évidence tirer tout le parti possible des progrès des technologies de l'information. Les enquêteurs peuvent par exemple utiliser des ordinateurs portables et communiquer leurs résultats par voie électronique à l'organisme centralisé.

Publication et diffusion

1.280 Ainsi que nous l'avons noté plus haut et qu'il est dit au chapitre 2, les IPC sont des statistiques extrêmement importantes, dont les fluctuations peuvent influencer sur la politique monétaire de la banque centrale, peser sur les marchés d'actions, influencer les taux des salaires et les paiements au titre de la sécurité sociale, etc. Il est indispensable que le public ait confiance en leur fiabilité, de même qu'en la compétence et l'intégrité des personnes chargées de leur établissement. Les méthodes utilisées pour établir les IPC doivent donc être parfaitement expliquées, transparentes et soumises à l'examen du public. Beaucoup de pays se sont dotés officiellement d'un groupe consultatif d'experts et d'utilisateurs de l'IPC, dont le rôle n'est pas seulement de conseiller l'organisme de statistique sur des points techniques, mais aussi d'affermir la confiance du public dans l'indice.

1.281 Les utilisateurs de l'indice attachent également une grande importance à ce que l'IPC soit publié aussitôt que possible après la fin du mois ou du trimestre

concerné, de préférence dans un délai de deux à trois semaines. Ils sont nombreux, d'autre part, à souhaiter que l'indice ne soit pas révisé une fois qu'il a été publié. Il faudra donc sans doute trouver un compromis entre la vitesse de publication et la qualité de l'indice.

1.282 La publication doit être entendue ici comme la diffusion des résultats sous quelque forme que ce soit. Outre leur publication dans des documents imprimés, les résultats devraient aussi être diffusés électroniquement via Internet ou affichés sur le site de l'office de statistique.

1.283 Comme il est expliqué au chapitre 13, une bonne politique en la matière va au-delà de la simple vitesse de publication, de la confiance et de la transparence. Les résultats doivent être mis à la disposition de tous les utilisateurs, publics et privés, au même moment et selon un calendrier de publication annoncé à l'avance. Aucune discrimination ne doit être faite entre les utilisateurs pour ce qui est du moment de la publication des résultats. Celle-ci ne doit pas être assujettie à l'aval des autorités, et les résultats doivent échapper à toute pression politique ou autre.

1.284 De nombreuses décisions doivent être prises afin de déterminer le degré de précision des données publiées et les modalités de présentation des résultats. Il importe que les utilisateurs soient consultés sur ces différents points, qui sont évoqués au chapitre 13. Toutefois, comme ces questions n'influent pas sur le calcul effectif de l'indice, il n'y a pas lieu de les examiner davantage à ce stade.

UTILISATION DES INDICES DES PRIX À LA CONSOMMATION

2

2.1 L'indice des prix à la consommation (IPC) est considéré dans la plupart des pays comme un indicateur clé de la situation économique. L'objectif du présent chapitre est d'expliquer pourquoi les IPC sont établis et à quelles fins ils sont utilisés.

Éventail des indices des prix à la consommation possibles

2.2 Comme il est dit au chapitre 1, les statisticiens doivent prendre en compte les besoins des utilisateurs lorsqu'ils décident de la population de ménage et de l'éventail des biens et services de consommation qui seront couverts par un IPC. Étant donné que les prix des différents biens et services n'évoluent pas tous au même rythme, ni dans le même sens, une modification de la couverture de l'indice modifiera aussi la valeur de celui-ci. Il ne saurait donc y avoir un IPC unique et l'on peut au contraire définir toute une gamme d'IPC possibles.

2.3 S'il peut être intéressant qu'un IPC soit défini aussi largement que possible, de façon à couvrir tous les biens et services consommés par tous les ménages, beaucoup d'autres options peuvent être envisagées pour définir des IPC couvrant des assortiments de biens et services donnés, ce qui peut être plus utile pour répondre à des besoins analytiques ou opérationnels spécifiques. Rien n'oblige à disposer d'un seul IPC. Lorsqu'un IPC unique est établi et publié, le risque existe de le voir utilisé à des fins auxquelles il n'est pas adapté. On peut publier plus d'un IPC pour répondre à des besoins analytiques ou opérationnels différents. Il est important toutefois de garder à l'esprit que la publication de plus d'un IPC peut être déroutante pour les utilisateurs qui considèrent que la hausse des prix à la consommation est un phénomène généralisé touchant tous les ménages de la même manière. La coexistence de diverses mesures parallèles de ce phénomène risque de compromettre leur crédibilité auprès de nombreux utilisateurs.

2.4 L'objet du présent chapitre n'est pas seulement de décrire les utilisations les plus importantes des IPC, mais aussi d'indiquer comment la couverture d'un IPC peut être modifiée par l'utilisation à laquelle il est destiné. La question de la couverture la plus indiquée d'un IPC doit être réglée avant que l'on puisse décider quelle est la meilleure méthode à utiliser. Que l'IPC soit censé être un indice du coût de la vie ou non, il n'en faut pas moins déterminer exactement quels types de biens et services et de ménage l'on entend couvrir.

Ce choix ne peut se faire qu'en fonction des principales utilisations de l'indice.

Indexation

2.5 L'indexation est une procédure par laquelle les valeurs monétaires de certains paiements, ou stocks, sont augmentées ou diminuées en proportion de la variation de la valeur d'un indice des prix. Elle est appliquée le plus souvent à des flux monétaires tels que les salaires, loyers, intérêts ou impôts, mais peut l'être aussi aux valeurs en capital de certains avoirs et engagements. Lorsque l'inflation est élevée, le recours à l'indexation peut se généraliser à l'ensemble de l'économie.

2.6 L'indexation des revenus monétaires peut viser soit à maintenir le pouvoir d'achat de ces revenus par rapport à certains types de biens et services, soit à conserver le niveau de vie ou de bien-être des bénéficiaires des revenus en question. Ces deux objectifs ne sont pas tout à fait les mêmes, en particulier sur le long terme. On peut estimer que maintenir le pouvoir d'achat revient à changer le revenu monétaire en proportion de la variation de la valeur monétaire d'un panier fixe de biens et services achetés avec ce revenu. Ainsi qu'il est dit plus loin et expliqué plus en détail au chapitre 3, le maintien du pouvoir d'achat d'un revenu par rapport à un assortiment fixe de biens et services ne signifie pas que le niveau de vie des bénéficiaires demeure nécessairement inchangé.

2.7 Lorsque l'indexation s'applique à des avoirs et engagements monétaires, elle peut être conçue de façon à préserver la valeur réelle de l'avoir ou de l'engagement par rapport à d'autres actifs ou par rapport aux valeurs de flux spécifiés de biens et de services.

Indexation des salaires

2.8 Comme il est noté aux chapitres 1 et 15, l'indexation des salaires semble avoir été initialement le principal motif de l'établissement des IPC puisque la pratique date de plus de deux siècles, même s'il y a toujours eu un intérêt général pour la mesure de l'inflation. Si l'indexation des salaires est la justification essentielle de l'IPC, il s'ensuit des conséquences directes pour la couverture de l'indice. Premièrement, cela laisse supposer que l'indice devrait se limiter aux dépenses des ménages dont les salaires sont la principale source de revenus. Deuxièmement, cela peut conduire à exclure les dépenses consacrées à certains types de biens et services

considérés comme relevant du luxe ou du superflu. Si c'est le cas, des jugements de valeur ou d'ordre politique peuvent entrer en jeu dans le choix des biens et services couverts. Nous reviendrons sur ce point.

Indexation des prestations de sécurité sociale

2.9 C'est désormais une pratique courante, dans de nombreux pays, d'indexer les taux des prestations de sécurité sociale. Celles-ci sont très diverses : pensions de retraite, allocations de chômage, allocations maladie, allocations familiales, etc. Comme dans le cas des salaires, lorsque l'indexation des prestations de ce type est la principale raison d'établir l'IPC, cela peut conduire à restreindre la couverture de l'indice à certains types de ménage ou de biens et services. De nombreuses catégories de services risquent alors d'être exclues pour des raisons politiques, au motif qu'elles sont superflues ou inappropriées. Ce type de raisonnement peut alimenter des pressions en faveur de l'exclusion des dépenses consacrées à des postes tels que les vacances, les jeux de hasard, le tabac ou les boissons alcoolisées.

2.10 Une autre procédure consiste à établir des IPC distincts pour des catégories différentes de ménages. On peut ainsi établir un indice couvrant le panier des biens et services achetés par les ménages dont la principale source de revenus est une prestation de sécurité sociale. Dans ce cas, il peut être superflu d'exclure certains types de dépenses de luxe ou inappropriées, car il y a de fortes chances que les sommes effectivement consacrées à ces postes soient de toute manière négligeables.

2.11 Comme nous l'avons déjà noté, publier plus d'un IPC peut être déroutant si l'on considère que l'inflation touche chacun de la même manière. Une communication adéquate peut permettre d'éviter cette confusion; il n'est pas difficile d'expliquer que les variations de prix ne sont pas les mêmes pour différentes catégories de dépenses. Dans la pratique, certains pays publient plus d'un indice.

2.12 Si la publication de plus d'un indice n'est pas toujours justifiée, c'est principalement parce que les mouvements des différents indices peuvent être quasiment les mêmes, en particulier à court terme. Dans de tels cas, les coûts à supporter peuvent rendre inutile l'établissement et la publication d'indices distincts. Dans la pratique, il faut que les habitudes de consommation diffèrent beaucoup plus entre les divers groupes de ménages que ce qui est généralement constaté pour qu'un écart significatif se creuse entre les IPC.

2.13 Enfin, il convient de noter que l'exclusion délibérée de certains types de biens et services pour des raisons politiques, au motif que les ménages visés par l'indice ne devraient pas acheter de tels biens ou ne devraient pas être compensés pour la hausse des prix de ces biens, ne peut être recommandée car elle expose l'indice au risque de manipulation politique. Supposons, par exemple, qu'il ait été décidé que certains pro-

duits tels que le tabac ou les boissons alcoolisées devraient être exclus de l'IPC. Il se peut alors que, lorsqu'il faudra augmenter les taxes sur les produits, ces derniers soient délibérément visés parce que l'on sait que les hausses de prix qui en résulteront ne feront pas augmenter l'IPC. Cette pratique existe.

Type d'indice utilisé pour l'indexation

2.14 Lorsque des flux de revenus tels que les salaires ou les prestations de sécurité sociale sont indexés, il importe de réfléchir aux conséquences du choix entre un indice du coût de la vie et un indice des prix mesurant les variations du coût de l'achat d'un panier fixe de biens et services, type d'indice qualifié ici d'indice de Lowe. Les indices communément utilisés de Laspeyres et Paasche sont des exemples d'indice de Lowe. L'indice de Laspeyres utilise le panier-type acheté durant la plus ancienne des deux périodes comparées, tandis que l'indice de Paasche utilise un panier-type de la période la plus récente. Cette méthode du «panier fixe» a une longue histoire, ainsi qu'il est expliqué au chapitre 15. En revanche, les indices du coût de la vie comparent le coût de deux paniers qui peuvent ne pas être exactement les mêmes, mais qui apportent la même satisfaction ou utilité au consommateur.

2.15 L'indexation à partir d'un indice des prix de Laspeyres aura tendance à surcompenser les bénéficiaires de revenus des variations du coût de la vie. Augmenter ces revenus en proportion de l'évolution du coût d'un panier acheté dans le passé, c'est assurer que les bénéficiaires de ces revenus auront la possibilité de continuer d'acheter le même panier s'ils le souhaitent. Leur situation serait alors au moins aussi bonne que par le passé. Cependant, en ajustant leurs structures de dépenses pour prendre en compte les variations des prix *relatifs* des biens et services qu'ils achètent, ils seront en mesure d'améliorer leur niveau de vie ou de bien-être, car ils pourront substituer les biens devenus relativement moins chers à ceux qui sont devenus relativement plus chers. En outre, ils peuvent être en mesure de commencer à acheter des types de biens complètement nouveaux offrant de nouveaux types d'avantages qui n'étaient pas disponibles durant la période précédente. Ces nouveaux biens tendent à abaisser l'indice du coût de la vie lorsqu'ils apparaissent pour la première fois, même si l'on ne peut pas observer effectivement de baisse des prix puisqu'il n'existe pas de prix antérieur.

Indexation des charges d'intérêts, loyers et autres paiements contractuels

2.16 Il est fréquent que les paiements de loyers et d'intérêts soient indexés. Les autorités nationales peuvent émettre des bons assortis d'un taux d'intérêt lié spécifiquement à l'IPC. L'intérêt exigible à un moment donné peut être égal à un taux d'intérêt réel fixé auquel s'ajoute

l'augmentation en pourcentage de l'IPC. Les paiements de loyers peuvent aussi être liés à l'IPC ou à un autre indice tel que celui du prix des logements.

2.17 Les créanciers qui reçoivent les paiements d'intérêts ne sont pas seulement des ménages, bien sûr. En tout état de cause, l'indexation des intérêts n'a pas pour objet de maintenir le niveau de vie des créanciers, mais plutôt de préserver leur patrimoine réel en les compensant des pertes de capital réel, ou moins-values, résultant de l'inflation générale. Si l'IPC n'est pas forcément l'indice idéal pour ce faire, il peut néanmoins être utilisé par défaut, en l'absence de tout autre indice pratique, comme nous le verrons par la suite.

2.18 Beaucoup d'autres formes de paiement contractuel peuvent être liées à l'IPC. Ainsi, l'obligation légale de verser une pension alimentaire ou de subvenir aux besoins de ses enfants peut être liée à l'IPC. Les paiements des primes d'assurance peuvent être liés soit à l'indice global, soit à un sous-indice lié à des types de dépenses spécifiques, telles que le coût des réparations.

Imposition

2.19 Les mouvements d'un IPC peuvent être utilisés de diverses manières pour influencer sur les montants exigibles au titre de l'impôt. Ainsi, les montants dus au titre de l'impôt sur le revenu peuvent être modifiés si les abattements individuels déductibles du revenu imposable sont liés à l'évolution de l'IPC. Pour l'impôt sur les revenus des personnes physiques, sous un régime d'imposition progressive, les seuils des différentes tranches auxquelles s'appliquent des taux d'imposition de plus en plus élevés peuvent être modulés en proportion des variations de l'IPC. Les montants exigibles au titre de la taxation des plus-values peuvent être réduits si, pour les besoins de l'impôt, on les calcule sur la base des plus-values réelles plutôt que nominales : pour ce faire, l'augmentation en pourcentage de la valeur de l'actif est diminuée de la variation en pourcentage de l'IPC sur la même période. En général, il existe diverses façons d'introduire une certaine forme d'indexation dans la législation fiscale.

Consommation et revenu en volume

2.20 Les indices des prix peuvent être utilisés pour déflater les dépenses en prix courants ou les revenus monétaires afin d'en déduire des mesures de la consommation et du revenu en volume. Les mesures en volume impliquent des comparaisons dans le temps (ou dans l'espace). Il existe deux façons d'aborder ces comparaisons, qui sont analogues à la distinction entre un indice de Lowe, ou de panier-type, et un indice du coût de la vie.

2.21 La première méthode définit la variation de la consommation en volume comme la variation de la valeur totale des biens et services effectivement consommés, mesurée aux prix fixés d'une période donnée. Cela

revient à déflater la variation de la valeur courante des biens et services consommés par un indice des prix de Lowe convenablement pondéré. La variation de revenu en volume peut être mesurée en déflatant la variation du revenu monétaire total par le même indice des prix.

2.22 La seconde méthode définit la variation de la consommation en volume comme la variation du bien-être tiré des biens et services effectivement consommés. Celle-ci peut être estimée en déflatant la variation de la valeur courante de la consommation par un indice du coût de la vie. Le revenu en volume peut être obtenu de même en déflatant le revenu monétaire par le même indice du coût de la vie.

2.23 Les deux méthodes ne peuvent pas donner les mêmes résultats si l'indice des prix «pur» et l'indice du coût de la vie divergent. Le choix entre ces deux mesures possibles de la consommation et du revenu en volume ne sera pas approfondi davantage ici, car les questions qu'il soulève sont foncièrement les mêmes que celles déjà évoquées dans l'examen parallèle du choix entre un indice des prix de Lowe, ou de panier-type, et un indice du coût de la vie.

Cohérence entre indices de prix et séries de dépenses

2.24 Les données recueillies sur les prix et sur les dépenses des ménages doivent être cohérentes les unes avec les autres lorsque l'on mesure la consommation en volume. Cela suppose que les deux séries de données couvrent le même assortiment de biens et services et utilisent les mêmes concepts et classifications. Des problèmes peuvent se poser dans la pratique car les indices de prix et les séries de dépenses sont souvent établis indépendamment les uns des autres, par différents services d'un même office de statistique ou par des offices différents.

2.25 La couverture de l'IPC n'a pas à être identique à celle des dépenses de consommation totales des ménages dans les comptes nationaux. Pour des raisons déjà citées, l'IPC peut cibler des ménages et des dépenses spécifiques. Toutefois, la différence entre la couverture de l'IPC et celle des comptes nationaux doit être identifiée avec précision, afin que les différences existant à ce niveau puissent être prises en compte. L'indice des prix utilisé pour déflater les dépenses devrait couvrir les biens et services supplémentaires que ne couvre pas l'IPC. Concrètement, l'opération peut se révéler difficile car il est possible que les données de prix pertinentes ne soient pas aisément disponibles si les procédures de relevé des prix ont été conçues en fonction de l'IPC. En outre, même si toutes les données de base sur les prix sont disponibles, l'indice des prix nécessaire pour l'actualisation sera vraisemblablement différent, par son type ou sa formule, de l'IPC lui-même.

2.26 En principe, l'actualisation des estimations des comptes nationaux suppose normalement l'établissement

d'indices des prix bien définis qui diffèrent de l'IPC mais peuvent faire appel à la même base de données sur les prix. Ces indices peuvent différer de l'IPC non seulement par l'éventail des données sur les prix et les dépenses qu'ils couvrent et par les formules de pondération et d'indices qui sont utilisées, mais aussi par la fréquence à laquelle ils sont établis et la longueur des périodes couvertes. Les mouvements des indices qui en résultent auront tendance à s'écarter un peu de ceux de l'IPC pour la raison, précisément, qu'ils mesurent des grandeurs différentes. Bien qu'ils soient conçus pour actualiser des données sur les dépenses, ils donnent également des informations supplémentaires utiles sur l'évolution des prix à la consommation qui complètent celles fournies par l'IPC. L'IPC lui-même n'a pas non plus pour finalité de servir de déflateur. Sa couverture et sa méthodologie doivent être conçues de manière à répondre aux besoins décrits dans les autres sections de ce chapitre.

2.27 Lorsque d'autres types d'indice des prix à la consommation sont nécessaires, outre l'IPC, il faut en prendre conscience dès la collecte des données car il peut être plus efficace et plus économique d'utiliser un seul et même processus de collecte de données pour répondre aux besoins de plus d'un indice des prix. Cela peut conduire à recueillir plus de données sur les prix qu'il n'en faut pour l'IPC lui-même, si la couverture de ce dernier a été délibérément restreinte d'une manière ou d'une autre.

Parités de pouvoir d'achat

2.28 De nombreux pays à travers le monde, et notamment tous les membres de l'Union européenne (UE), participent à des programmes internationaux réguliers qui permettent de calculer les parités de pouvoir d'achat (PPA) pour les dépenses de consommation des ménages. Pour calculer ces PPA, il faut que les prix des biens et services acquis par chaque consommateur soient comparés directement d'un pays à l'autre. Concrètement, les programmes de PPA prévoient l'établissement d'indices des prix à la consommation internationaux. Les dépenses et les revenus en volume peuvent alors faire l'objet de comparaisons internationales, tout comme on procède à leur comparaison d'une période à l'autre dans un même pays.

2.29 Il n'est pas proposé d'examiner ici la méthodologie d'établissement des PPA, mais simplement de noter que les PPA créent encore une autre demande de données de base sur les prix. Lorsque de telles données sont recueillies, il faut donc être conscient qu'elles peuvent être utilisées pour l'établissement des PPA aussi bien que des IPC. Les PPA sont essentiellement des déflateurs internationaux analogues aux déflateurs intertemporels requis pour établir les comptes nationaux dans chaque pays. Aussi, alors que le traitement et l'agrégation des données de base nécessaires à l'établissement d'un IPC devraient être déterminés par les besoins propres à l'IPC lui-même, il est bon de

prendre en compte les conditions requises pour les autres types d'indice des prix au stade de la collecte des données. Des économies d'échelle considérables peuvent être réalisées si l'on utilise un seul processus de collecte pour répondre aux besoins de différents types d'indice.

2.30 Aussi, que ce soit du point de vue opérationnel ou conceptuel, l'IPC doit être placé dans le contexte plus large des indices connexes. L'établissement des IPC a commencé bien avant celui des comptes nationaux dans certains pays, ce qui explique que les IPC ont été d'abord des indices à part. Cela dit, ils ne peuvent plus être considérés aujourd'hui comme des indices isolés dont l'établissement et la méthodologie pourraient évoluer indépendamment des autres statistiques connexes.

Utilisation de l'indice des prix à la consommation à des fins comptables en période d'inflation

2.31 En période d'inflation, la comptabilité privée et la comptabilité nationale doivent prévoir des ajustements qui ne sont pas nécessaires lorsque les prix sont stables. C'est un sujet complexe, sur lequel il n'est pas possible de s'étendre davantage dans ce manuel. Les deux méthodes comptables communément utilisées sont résumées ci-après. Toutes deux requièrent des indices des prix pour leur mise en œuvre.

Comptes en pouvoir d'achat actuel

2.32 Les comptes en pouvoir d'achat actuel sont des comptes dans lesquels les valeurs monétaires des flux survenus dans des périodes antérieures sont augmentées en proportion d'un indice général de l'inflation entre la période précédente et la période en cours. L'indice utilisé devrait en principe être un indice général des prix couvrant d'autres flux en plus des dépenses de consommation des ménages, mais, dans la pratique, l'IPC est souvent utilisé en l'absence d'un indice général adapté.

Comptabilité au coût actuel

2.33 La comptabilité au coût actuel est une méthode de comptabilisation de l'emploi des actifs dans laquelle le coût d'utilisation de ces derniers dans la production est calculé aux prix courants des actifs, et non pas aux prix auxquels ils ont été achetés ou acquis d'une autre manière dans le passé (coûts historiques). Le coût actuel de l'utilisation d'un actif prend en compte non seulement l'évolution du niveau général des prix, mais aussi l'évolution du prix relatif de ce type d'actifs depuis son acquisition. En principe, les indices des prix utilisés pour ajuster les prix payés initialement pour ces actifs devraient être des indices des

prix spécifiques à ce type d'actifs particulier et, de fait, des indices sont calculés et utilisés de cette manière dans certains pays. Cependant, quand on ne dispose pas de tels indices, il reste possible de recourir à l'IPC ou, à défaut, un sous-indice de l'IPC, et des IPC ont été employés à cet effet.

Indices des prix à la consommation et inflation générale

2.34 Ainsi qu'il a déjà été noté, des mesures du taux général d'inflation pour l'ensemble de l'économie s'imposent pour diverses raisons :

- Maîtriser l'inflation est en général l'un des principaux objectifs de la politique économique, même si le gouvernement peut déléguer cette responsabilité à la banque centrale. Il faut disposer d'une mesure de l'inflation générale pour arrêter des objectifs et évaluer dans quelle mesure le gouvernement ou la banque centrale ont atteint le but qu'ils se sont fixé en matière de lutte contre l'inflation.
- Comme il a été dit plus haut, cette mesure de l'inflation générale est nécessaire aussi pour répondre aux besoins de la comptabilité privée comme de la comptabilité nationale, et en particulier pour établir les comptes en pouvoir d'achat actuel.
- Le concept de variation des prix relatifs est important en économie. Il est donc utile de pouvoir mesurer la variation effective des prix des biens et services par rapport à une certaine mesure de l'inflation générale. Il faut aussi être capable de mesurer les gains ou pertes de capital réel (ou les plus-values ou moins-values) sur les actifs, y compris sur les avoirs et engagements monétaires.

2.35 Le chapitre 14 examine diverses mesures possibles de l'inflation générale, et fait apparaître l'existence d'une hiérarchie des indices des prix dans laquelle s'inscrit l'IPC. Ce dernier n'est pas, à l'évidence, une mesure de l'inflation générale puisqu'il ne suit que les variations des prix des biens et services de consommation achetés par les ménages. L'IPC ne couvre pas les biens en capital, tels que les logements, ou les biens et services consommés par les entreprises ou les administrations publiques. Toute tentative visant à analyser les pressions inflationnistes qui s'exercent sur l'économie doit tenir compte également des autres mouvements de prix, tels que les fluctuations des prix des importations et des exportations, des prix des intrants et des extrants industriels ou des prix des actifs.

Indices des prix à la consommation et objectifs d'inflation

2.36 En dépit de ses limites manifestes en tant que mesure de l'inflation générale, l'IPC est couramment utilisé par les gouvernements et les banques centrales pour fixer les objectifs d'inflation. De même, il est interprété par la presse et par le public comme la véritable

mesure de l'inflation. Bien que les gouvernements et les banques centrales n'ignorent pas, de toute évidence, que l'IPC n'est pas une mesure de l'inflation générale, de nombreux facteurs aident à expliquer la popularité de cet indice et sont examinés ci-après.

2.37 Il convient cependant de noter que, même si l'IPC ne mesure pas l'inflation générale, on peut s'attendre à ce que ses mouvements soient étroitement corrélés à ceux d'une mesure plus générale, ne serait-ce que parce que les dépenses de consommation représentent une forte proportion des dépenses finales. En particulier, l'IPC devrait donner une indication fiable de l'accélération ou de la décélération de l'inflation et permettre de déceler d'éventuels retournements du taux d'inflation. Il s'agit là d'informations précieuses, même si l'IPC peut sous-estimer ou surestimer systématiquement le rythme général de l'inflation.

Indices des prix à la consommation et comparaisons internationales de l'inflation

2.38 Les IPC sont couramment utilisés aussi pour des comparaisons internationales des taux d'inflation. L'UE offre un bon exemple de leur emploi à cette fin. Les États membres ont décidé, dans le traité de Maastricht, d'utiliser les IPC pour évaluer dans quelle mesure les taux d'inflation nationaux convergeaient au milieu des années 90, avant la formation de l'Union économique et monétaire. Bien que les IPC mesurent l'inflation des prix à la consommation plutôt que l'inflation générale, leur utilisation pour mesurer le degré de convergence des rythmes d'inflation peut se justifier en invoquant des motifs identiques à ceux qui viennent d'être avancés. On peut penser que la convergence des IPC sera étroitement corrélée à celle de l'inflation générale, de sorte que l'utilisation d'une mesure spécifique plutôt que générale de l'inflation peut aboutir aux mêmes conclusions quant au degré de convergence et aux pays qui s'écartent le plus de la moyenne.

Popularité des indices des prix à la consommation et statistiques économiques

2.39 Les IPC semblent bénéficier aujourd'hui d'un statut privilégié dans les statistiques économiques de la plupart des pays. Il y a plusieurs explications à cela :

- D'abord, tous les ménages ont une expérience personnelle du phénomène que l'IPC est supposé mesurer. Le grand public est tout à fait conscient des variations des prix des biens et services de consommation ainsi que de l'impact direct que celles-ci peuvent avoir sur leur niveau de vie. L'intérêt pour les IPC ne se limite pas à la presse et aux hommes politiques.
- Les variations de l'IPC tendent à recevoir un très large écho. Leur publication peut faire la une des organes de

presse. L'IPC est une statistique qui bénéficie d'une grande visibilité.

- L'IPC est publié fréquemment, d'ordinaire chaque mois, de sorte que l'inflation des prix des biens et services de consommation est suivie de près. C'est aussi une statistique d'actualité qui est publiée très peu de temps après la fin de la période à laquelle elle se réfère.
- L'IPC a une longue histoire, ainsi que nous le rappelons aux chapitres 1 et 15. Le public y est habitué de longue date.
- Bien que les variations des prix de certains types de biens de consommation soient difficiles à mesurer en raison des changements de qualité survenus, l'évolution des prix d'autres types de biens et services tels que les biens en capital ou les services assurés par les administrations publiques (les services publics, notamment) tend à être encore plus délicate à mesurer. L'IPC peut être un indice des prix relativement fiable comparé à ceux qui sont utilisés pour suivre d'autres flux.
- L'IPC est très respecté. Sa précision et sa fiabilité sont rarement mises en question.
- La plupart des pays ont délibérément adopté pour politique de ne pas réviser l'indice après sa publication. Cela le rend plus attrayant pour bien des utilisations, en particulier lorsque celles-ci ont des conséquences financières, comme c'est le cas pour l'indexation. Le fait que l'IPC ne soit pas révisé donne peut-être une impression un peu trompeuse de certitude, mais cela semble aussi rendre l'indice plus crédible et en faciliter l'acceptation.

2.40 L'utilisation très large de l'IPC à beaucoup d'autres fins que celles pour lesquelles il a été conçu peut s'expliquer par les divers facteurs susmentionnés et par le fait que la plupart des pays ne disposent pas d'autres mesures satisfaisantes ou plus globales de l'inflation mensuelle. À titre d'exemple, l'IPC peut être utilisé en remplacement d'une mesure plus générale de l'inflation dans la comptabilité privée, même s'il est clair que, d'un point de vue théorique, ce n'est pas l'indice qu'il faudrait. De même, le fait que l'IPC ne fasse pas l'objet de révisions, conjugué à sa fréquence de diffusion et à son actualité, peut expliquer son utilisation répandue pour l'indexation des contrats dans le domaine économique ou juridique, alors qu'il n'apporte pas, là non plus, une réponse vérita-

blement adaptée sur le plan théorique. On peut justifier ces pratiques en faisant valoir que la seule alternative à l'utilisation de l'IPC risque d'être l'absence d'ajustement pour tenir compte de l'inflation. Bien que l'IPC ne soit pas une mesure idéale, il vaut bien mieux l'utiliser que renoncer à tout ajustement.

2.41 Bien que l'IPC soit souvent utilisé comme variable de substitution pour une mesure générale de l'inflation, cela ne justifie pas que l'on étende sa couverture à des éléments qui débordent du cadre de la consommation des ménages. Si des indices plus larges de l'inflation sont nécessaires, ils doivent être conçus de telle manière qu'ils complètent l'IPC et laissent celui-ci intact. De fait, certains pays ont entrepris de se doter de mesures supplémentaires plus larges de l'inflation, tout en restant dans le cadre théorique présenté au chapitre 14.

Nécessité d'indépendance et d'intégrité dans l'établissement des indices des prix à la consommation

2.42 Étant donné que l'IPC est couramment utilisé pour toutes sortes d'indexations, les mouvements de cet indice peuvent avoir des conséquences financières à travers toute l'économie. Leurs conséquences pour les pouvoirs publics peuvent être considérables, car l'IPC peut influencer sur les charges d'intérêts et les rentrées fiscales ainsi que sur les dépenses publiques au titre des salaires et de la sécurité sociale.

2.43 Lorsque des intérêts financiers sont en jeu, il existe toujours un risque que des groupes de pression, politiques ou non, s'efforcent d'influer sur la méthodologie utilisée pour établir l'IPC. À l'instar d'autres statistiques officielles, l'IPC doit être protégé de ces pressions et être perçu comme tel. C'est en partie pour cette raison que de nombreux pays ont mis en place un comité consultatif chargé de veiller à ce que l'IPC échappe à toute influence extérieure. Ce comité consultatif peut regrouper des représentants de toutes les parties prenantes et des experts indépendants capables d'offrir des conseils d'ordre professionnel. Les informations sur la méthodologie utilisée pour calculer les IPC doivent être accessibles au public.

CONCEPTS ET CHAMP DE L'INDICE

Introduction

3.1 L'objet du présent chapitre est de définir et clarifier les concepts fondamentaux de prix et de consommation adoptés pour l'établissement d'un indice des prix à la consommation (IPC) et de définir également le champ qu'il recouvre. Bien que le but général d'un indice des prix à la consommation soit de mesurer les variations des prix des biens et des services, le concept de « consommation » est en soi imprécis et peut donner lieu à plusieurs interprétations, dont chacune conduit à l'établissement d'un IPC différent. L'organisme gouvernemental ou l'office statistique chargé de calculer un IPC doit en outre déterminer si l'indice s'étendra à tous les consommateurs, c'est-à-dire à tous les ménages, ou s'il sera limité à un groupe de ménages particulier. Le champ précis d'un IPC varie inévitablement selon l'usage principal auquel il est, ou est réputé être, destiné. L'office statistique ne doit toutefois pas oublier que les IPC sont largement utilisés pour mesurer l'inflation générale, même s'ils ne sont pas toujours conçus à cette fin.

3.2 La consommation est une activité dans laquelle des personnes, agissant à titre individuel ou collectif, utilisent des biens ou des services pour satisfaire leurs besoins et leurs désirs. En économie, rien n'est fait pour observer et comptabiliser directement ces activités. La consommation est en effet mesurée soit par la valeur des biens et services utilisés en partie ou en totalité pendant une certaine période, soit par la valeur des biens et services qui sont achetés ou acquis autrement, à des fins de consommation.

3.3 *Par bien ou service de consommation, on entend un bien ou un service que les membres des ménages utilisent, directement ou indirectement, pour satisfaire leurs besoins et désirs personnels.* Par définition, les biens ou services de consommation procurent une *utilité*. L'utilité est tout simplement le terme technique générique que les économistes préfèrent employer pour désigner la satisfaction, l'avantage ou le bien-être que les ménages tirent des biens ou services de consommation.

3.4 Un IPC est généralement considéré comme un indice des prix qui mesure les variations des prix des biens et services de consommation acquis ou utilisés par les ménages. Comme expliqué au chapitre 14, les indices des prix peuvent recouvrir un champ plus large s'étendant bien au-delà des biens et services de consommation, mais un IPC est délibérément centré sur la consommation des ménages. Il est toutefois possible de définir un IPC qui inclut les prix d'actifs physiques tels que les terrains ou les logements achetés par les ménages. Dans le cas des

logements occupés par leurs propriétaires, il s'agit principalement de savoir s'il faut inclure dans l'IPC les loyers imputés pour les flux de services de logement fournis par les habitations, ou le prix des habitations elles-mêmes (bien que celles-ci soient considérées comme des actifs fixes et non comme des biens de consommation dans le Système de comptabilité nationale (SCN)). Les opinions divergent sur ce point. Quoi qu'il en soit, les achats d'actifs financiers, tels que les obligations ou actions, sont exclus de l'indice car les actifs financiers ne sont en aucune façon des biens ou des services et ne peuvent être utilisés par les membres des ménages pour satisfaire leurs besoins ou leurs désirs personnels. Les transactions financières n'influent pas sur le patrimoine, car un type d'actif financier est tout simplement échangé contre un autre type d'actif financier. Par exemple, lorsque des titres sont achetés, de l'argent est remis en échange d'une obligation ou d'une action; ou encore, lorsqu'une dette est contractée, des fonds sont reçus et un passif financier est créé en contrepartie.

3.5 Bien que, par définition, un IPC soit centré sur les prix des biens et services consommés par les ménages, cela ne veut pas nécessairement dire qu'il doit recouvrir tous les ménages ou tous les biens et services qu'ils consomment. Par exemple, on pourrait décider d'exclure les biens publics fournis gratuitement aux ménages. De nombreuses décisions doivent être prises quant au champ de l'IPC, même si sa fonction générale est déterminée. Ces questions sont explorées dans les chapitres présent et suivant.

Les divers agrégats de consommation

3.6 Comme indiqué ci-dessus, le concept de consommation est imprécis et peut donner lieu à des interprétations différentes. La présente section passe en revue une hiérarchie de concepts et agrégats de consommation.

3.7 Les ménages peuvent acquérir des biens et services de consommation par plusieurs moyens, dont les quatre suivants :

- ils peuvent les acheter dans le cadre de transactions monétaires;
- ils peuvent les produire eux-mêmes pour leur consommation personnelle;
- ils peuvent les recevoir à titre de paiement en nature dans des opérations de troc, en particulier à titre de rémunération en nature d'un travail qu'ils ont effectué;

- ils peuvent les recevoir à titre de dons ou de transferts d'autres unités économiques.

3.8 Dans sa définition la plus large, le concept de consommation adopté aux fins de l'établissement d'un IPC recouvrirait toutes les quatre catégories de biens et services de consommation indiquées ci-dessus. Cet ensemble de biens et services de consommation répond à l'appellation d'*acquisitions totales*. Celles-ci sont équivalentes au total de la consommation individuelle effective des ménages, telle qu'elle est définie dans le *SCN* (voir chapitre 14). Il convient de noter que les acquisitions totales constituent un concept de consommation plus large que les dépenses de consommation totales.

Acquisitions et dépenses

3.9 Les dépenses sont celles des unités économiques qui paient les biens et les services, c'est-à-dire qui en supportent le coût. Cependant, une grande partie des biens et services consommés par les ménages est financée ou payée par des administrations publiques ou des institutions sans but lucratif. Il s'agit surtout de services tels que l'éducation, la santé, le logement et les transports. Les biens et services individuels fournis gratuitement ou à un prix minime à des ménages *individuels* par des administrations publiques ou des institutions sans but lucratif font partie des *transferts sociaux en nature*. Ils peuvent contribuer sensiblement au bien-être ou au relèvement du niveau de vie des ménages individuels qui les reçoivent. (Les transferts sociaux en nature ne comprennent pas les services *collectifs* fournis par les administrations publiques à l'ensemble de la communauté, tel que la fonction publique et la défense.)

3.10 Les dépenses au titre des transferts sociaux en nature sont encourues par les administrations publiques ou les institutions sans but lucratif qui les financent et non par les ménages qui les consomment. On pourrait décider de limiter le champ de l'IPC aux dépenses de consommation des ménages; dans ce cas, les transferts sociaux gratuits en nature en seraient exclus. Même si l'on décide de les y inclure, ils peuvent être ignorés dans la pratique lorsqu'ils sont fournis gratuitement, car les ménages ne dépensent rien pour les acquérir. Bien sûr, le prix des transferts sociaux n'est pas égal à zéro pour les unités qui les financent, mais ce sont les prix payables par les ménages qui entrent dans un IPC.

3.11 On ne peut toutefois ignorer les transferts sociaux lorsque les administrations publiques et les institutions sans but lucratif décident de les faire payer, pratique de plus en plus courante dans bien des pays. Par exemple, si l'IPC a pour but de mesurer la variation de la valeur totale d'un panier de biens et services de consommation dans lequel sont inclus les transferts sociaux, le relèvement de leur prix à un niveau supérieur à zéro accroîtra le coût du panier et doit être pris en compte dans l'IPC.

Dépenses monétaires et dépenses non monétaires

3.12 Par ailleurs, les dépenses peuvent être monétaires ou non monétaires, selon la nature des ressources utilisées en règlement des biens et des services. Il y a une dépense monétaire lorsqu'un ménage acquiert un bien ou un service par règlement au comptant, par chèque ou par carte de crédit, ou en contractant un passif financier sous une autre forme. On parle de dépense non monétaire lorsque les ménages ne contractent pas de passif financier, mais supportent autrement le coût d'acquisition des biens ou services.

3.13 *Dépenses non monétaires.* Il se peut que le règlement prenne la forme de paiements en nature et non au comptant, comme dans les opérations de troc. Les biens et services offerts en paiement dans ces opérations correspondent à des dépenses négatives et les variations de leur prix doivent, en principe, avoir une pondération négative dans l'IPC. Si le prix des biens vendus augmente, le ménage y gagne. Cependant, comme les deux volets d'une opération de troc doivent en principe être de même valeur, le montant net des dépenses encourues par les deux ménages qui sont parties à cette opération est normalement égal à zéro. Les opérations de troc entre ménages peuvent donc être ignorées dans le calcul d'un IPC.

3.14 Un ménage encourt également des dépenses non monétaires lorsque ses membres reçoivent des biens et services de leurs employeurs à titre de rémunération en nature. Les employés paient les biens et services par leur travail et non au comptant. Les biens et services de consommation reçus à titre de rémunération en nature peuvent en principe être inclus dans l'IPC à leur prix de marché estimé.

3.15 Une troisième catégorie importante de dépenses non monétaires est celle des dépenses des ménages qui consomment les biens et services qu'ils ont eux-mêmes produits. Les ménages en supportent les coûts, et l'on considère qu'il y a une dépense lorsque les biens et services sont consommés. Les dépenses de cette nature incluent les dépenses au titre de services de logement fournis par les propriétaires-occupants pour leur consommation personnelle. Le traitement des biens et services produits à des fins de consommation personnelle soulève d'importants problèmes conceptuels qui sont traités plus en détail ci-après.

3.16 *Dépenses monétaires.* La définition la plus étroite de la consommation que l'on puisse adopter pour établir un IPC est celle qui recouvre uniquement les dépenses monétaires. Un tel agrégat exclurait un grand nombre des biens et services effectivement acquis et utilisés par les ménages à des fins de consommation. Seules les dépenses monétaires permettent de connaître les prix monétaires nécessaires à l'établissement d'un IPC. Les prix des biens et services acquis au moyen de dépenses non monétaires peuvent seulement être impu-

tés sur la base des prix observés dans les opérations monétaires. Les prix imputés ne fournissent pas davantage d'informations, mais influent sur la pondération affectée aux prix monétaires en accroissant la pondération des prix monétaires qui sont utilisés pour évaluer les dépenses non monétaires.

3.17 Si la principale raison d'établir un IPC est de mesurer l'inflation, on peut décider de limiter le champ de l'indice aux dépenses monétaires, d'autant plus que les dépenses non monétaires ne créent pas de demande de monnaie. Les indices des prix à la consommation harmonisés (IPCH), qui sont utilisés pour mesurer l'inflation au sein de l'Union européenne, se limitent aux dépenses monétaires (voir l'annexe 1).

Acquisitions et utilisations

3.18 Les études consacrées aux IPC font d'ordinaire la distinction entre l'acquisition de biens et services de consommation par les ménages et l'utilisation qu'ils en font ultérieurement pour satisfaire leurs besoins et désirs. Les biens de consommation sont généralement acquis à une date donnée et utilisés à une autre date, souvent beaucoup plus tard, ou encore ils sont utilisés à plusieurs reprises, ou même continuellement, sur une période de temps prolongée. Pour bien des services, toutefois, la date de leur acquisition coïncide avec celle de leur utilisation, bien qu'il y ait d'autres types de services qui ont des bienfaits durables et ne sont pas pleinement utilisés au moment où ils sont fournis.

3.19 La date d'acquisition d'un bien est celle à laquelle la propriété de ce bien est transférée au consommateur. Dans une situation de marché, c'est la date à laquelle le consommateur contracte une obligation de paiement, au comptant ou en nature. La date d'acquisition d'un service n'est pas aussi facile à préciser car la prestation de services ne fait pas intervenir un transfert de propriété, mais a généralement pour effet d'améliorer dans une certaine mesure la situation du consommateur. Un service est acquis par le consommateur à la date où le producteur le fournit et où le consommateur accepte l'obligation de paiement.

3.20 Par conséquent, dans une situation de marché, la date d'acquisition, aussi bien pour les biens que pour les services, est la date où l'obligation de paiement est contractée. Lorsque le paiement n'est pas effectué immédiatement en espèces, il se peut que le compte bancaire du consommateur ne soit débité qu'au bout d'un délai assez long si l'achat est réglé par chèque, carte de crédit ou autre moyen analogue. La date à laquelle le compte est finalement débité dépend des facilités administratives et des dispositifs institutionnels et financiers en place. Elle est sans rapport avec la date d'enregistrement des transactions ou des prix.

3.21 La distinction entre la date d'acquisition et la date d'utilisation est particulièrement importante dans le cas des biens durables et de certains types de services.

Biens durables et biens non durables

3.22 *Biens.* Pour les biens «non durables», il serait plus correct de parler de *biens utilisables une seule fois*. Par exemple, les aliments et les boissons ne sont utilisés qu'une seule fois pour satisfaire la faim ou la soif. Le mazout, le charbon ou le bois de chauffage ne peuvent brûler qu'une seule fois, mais ont toutefois une très grande durabilité physique et peuvent être stockés indéfiniment. Les ménages peuvent accumuler d'importants stocks de biens dits non durables, par exemple de produits alimentaires de types divers et de fioul, surtout en période d'incertitude politique ou économique.

3.23 À l'opposé, la caractéristique distinctive des biens durables, tels que les meubles, les appareils ménagers ou les véhicules, est qu'ils ont une longue durée d'utilisation. Ils peuvent être utilisés de façon répétée ou continue pour satisfaire les besoins des consommateurs sur une longue période de temps, parfois pendant plusieurs années. Pour cette raison, un bien durable est souvent défini comme un bien générateur d'un flux de «services» au consommateur pendant sa période d'utilisation (voir l'encadré 14.3 du chapitre 14). Il existe une grande similitude entre la définition des biens de consommation durables et celle des actifs fixes. Les actifs fixes sont des biens qui sont utilisés de façon répétée ou continue sur de longues périodes de temps dans le processus de production : par exemple, les bâtiments ou autres constructions, les machines et équipements. Ci-après figure une liste des différents types de biens de consommation durables qui entrent dans la Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP). Certains biens durables durent beaucoup plus que d'autres, les moins durables étant qualifiés de «semi-durables» dans la COICOP, comme les vêtements, par exemple. Les logements ne sont pas classés parmi les biens de consommation durables dans cette classification. Ils sont considérés comme des actifs fixes et non des biens de consommation et n'entrent donc pas dans le cadre de la COICOP. Cependant, les services de logement fournis et consommés par les propriétaires-occupants y sont inclus et sont classés dans la même catégorie que les services de logement consommés par les locataires.

3.24 *Services.* Les consommateurs peuvent continuer à bénéficier des avantages procurés par certains services, et en tirer de l'utilité, longtemps après leur prestation car ils donnent lieu à une amélioration importante, durable, voire permanente, de leur situation. La qualité de la vie des personnes qui subissent un traitement médical, par exemple une intervention de remplacement des hanches ou une opération de la cataracte, est améliorée de façon sensible et permanente. De même, les consommateurs de services éducatifs peuvent en tirer profit pendant toute la durée de leur vie.

3.25 À des fins d'analyse, il vaut peut-être mieux traiter certains types de services, tels que l'éducation et la santé, comme les équivalents-services des biens

durables. Les dépenses au titre de ces services peuvent être traitées comme des investissements qui accroissent le stock de capital humain. Une autre caractéristique que les services d'éducation et de santé partagent avec les biens durables est le fait qu'ils sont souvent si onéreux que leur achat doit être financé par des emprunts ou des prélèvements sur d'autres actifs.

Indices des prix à la consommation fondés sur les acquisitions et les utilisations

3.26 La distinction entre l'*acquisition* et l'*utilisation* d'un bien ou service de consommation a conduit à la proposition de deux concepts d'IPC différents :

- Un IPC qui mesure la variation moyenne d'une période à l'autre des prix des biens et services de consommation acquis par les ménages.
- Ou bien, un IPC qui mesure la variation moyenne d'une période à l'autre des prix des biens et services de consommation utilisés par les ménages pour satisfaire leurs besoins et désirs.

3.27 Les flux des acquisitions et des utilisations peuvent être très différents pour les biens durables. Les acquisitions de biens durables, comme les biens d'équipement, sont appelées à fluctuer selon l'état général de l'économie, tandis que l'utilisation du stock de biens durables par les ménages est un processus généralement progressif et sans à-coups. Un indice établi sur la base des utilisations mesure les variations d'une période à l'autre des *prix des flux de services* fournis par les biens durables. Comme expliqué au chapitre 23, la valeur du flux de services fournis par un bien durable peut être estimée à l'aide de son «coût d'utilisation», qui est essentiellement égal à l'amortissement de l'actif (aux prix courants) *plus* les charges d'intérêts. L'inclusion de ces deux éléments signifie que, à long terme, la pondération affectée aux biens durables est plus grande que dans l'approche «acquisitions». En principe, les flux de services, ou avantages, tirés de grosses dépenses d'éducation et de santé pourraient, eux aussi, être estimés sur la base des coûts d'utilisation.

3.28 Lorsque les biens durables sont loués sur le marché, les revenus locatifs doivent couvrir non seulement la valeur des flux de services, mais aussi les frais administratifs (administration et gestion, réparations, entretien et frais généraux, notamment). Par exemple, le montant à payer pour utiliser une machine à laver le linge dans une laverie automatique doit couvrir le coût des locaux, les frais d'électricité, de réparation et d'entretien, les salaires du personnel de supervision, etc., ainsi que les services fournis par la machine elle-même. De même, le prix de location d'une voiture doit dépasser sensiblement le coût du flux de services fournis par la voiture elle-même. Dans les deux cas, le client achète un ensemble de services qui ne se limite pas à l'utilisation du bien durable en soi.

3.29 Il est difficile d'estimer la valeur et le prix des flux de services fournis par le stock de biens durables détenu par les ménages, tandis que les dépenses au titre de ces biens, ainsi que leur prix d'achat, sont faciles à connaître. En partie du fait de ces difficultés pratiques, les IPC ont jusqu'à présent été établis dans une large mesure ou entièrement sur la base des acquisitions. De même, la comptabilité nationale a tendance à rendre compte des dépenses au titre des biens durables, ou des acquisitions de ces biens, et non des flux de services qu'ils fournissent. Comme indiqué ci-dessus, les logements sont considérés comme des actifs fixes, et non des biens durables dans le *SCN*. Le traitement des logements occupés par leurs propriétaires est examiné séparément ci-après.

Indices de panier-type et indices du coût de la vie

3.30 Au niveau conceptuel, une distinction fondamentale peut être établie entre un *indice de panier-type* et un *indice du coût de la vie*. Dans le contexte de l'IPC, un indice de panier-type est un indice qui mesure la variation d'une période à l'autre des dépenses totales nécessaires à l'acquisition d'un ensemble ou panier donné de biens et services de consommation. Il est appelé «indice de Lowe» dans le présent manuel. Un indice du coût de la vie est un indice qui mesure la variation du coût minimum nécessaire au maintien d'un niveau de vie donné. Les deux indices ont donc des objectifs très similaires, en ce sens qu'ils mesurent la variation des dépenses totales nécessaires pour acquérir *soit* le même panier, *soit* deux paniers dont la composition peut différer mais entre lesquels le consommateur est indifférent.

Indices de Lowe

3.31 Les IPC sont presque toujours calculés sous forme d'indices de Lowe dans la pratique. Leurs propriétés et comportement sont décrits en détail dans divers chapitres du présent manuel. La plupart des IPC servent à mesurer la variation d'une période à l'autre de la valeur totale d'un panier donné de biens et services de consommation achetés ou acquis par un groupe déterminé de ménages à une date spécifiée. La signification de cet indice est claire. Il est, bien entendu, nécessaire de veiller à ce que le panier choisi soit adapté aux besoins des utilisateurs et tenu à jour. Le panier peut être modifié à intervalles réguliers et ne doit pas nécessairement rester fixe pendant longtemps. Le choix du panier est traité plus en détail dans les chapitres présent et suivant.

Indices du coût de la vie

3.32 L'approche économique de la théorie des indices part du principe que les quantités consommées sont fonction du prix. Les ménages sont des preneurs de prix qui réagissent aux variations des prix *relatifs* en ajustant

les quantités *relatives* qu'ils consomment. Un indice de panier-type fondé sur un ensemble fixe de quantités ne tient pas compte de la tendance systématique des consommateurs à substituer des articles qui sont devenus relativement meilleur marché à ceux qui sont devenus relativement plus onéreux. Cet effet de substitution est par contre pris en compte dans l'indice du coût de la vie fondé sur l'approche économique. Celui-ci mesure la variation du minimum de dépenses nécessaire pour maintenir un niveau de vie donné lorsque les consommateurs soucieux de maximiser leur utilité modifient la composition de leurs achats en fonction des variations des prix relatifs. Contrairement à l'indice de panier-type, l'indice du coût de la vie est fondé sur un panier qui ne reste généralement pas inchangé d'une période à l'autre en raison de ces substitutions.

3.33 Les propriétés et le comportement des indices du coût de la vie sont expliqués en détail au chapitre 17 et ont déjà été succinctement décrits au chapitre 1. Le champ maximum de l'indice du coût de la vie serait l'ensemble tout entier des biens et services de consommation consommés par les ménages, qui en dérivent une utilité. Il inclut les biens et services reçus gratuitement au titre de transferts sociaux en nature des administrations publiques ou des institutions sans but lucratif. Parce que les indices du coût de la vie mesurent la variation du coût nécessaire au maintien d'un niveau de vie ou d'utilité donné, ils se prêtent à une approche fondée sur les utilisations et non sur les acquisitions, car l'utilité est dérivée non pas de l'acquisition d'un bien ou d'un service de consommation, mais de leur utilisation en vue de satisfaire des besoins et désirs personnels.

3.34 Par bien-être, on entend non seulement le bien-être économique, qui est l'utilité liée à des activités économiques telles que la production, la consommation et le travail, mais aussi le bien-être général associé à d'autres facteurs tels qu'un état de sécurité à l'abri des attaques d'autrui. Il n'est pas toujours possible d'établir une distinction bien nette entre les facteurs économiques et les facteurs non économiques, mais il est clair que le bien-être total n'est qu'en partie fonction de la quantité de biens et de services consommés.

3.35 *Indices conditionnels et inconditionnels du coût de la vie.* En principe, le champ d'un indice du coût de la vie varie selon qu'il est ou non délibérément établi sous forme d'un indice conditionnel ou inconditionnel. Le *bien-être total* d'un ménage est fonction d'un ensemble de facteurs non économiques tels que le climat, l'état de l'environnement physique, social et politique, le risque d'agressions criminelles ou de conflit, l'incidence des maladies, etc., ainsi que des quantités de biens et services consommées. Un *indice inconditionnel du coût de la vie* mesure la variation du coût supporté par un ménage pour maintenir le bien-être total à un niveau donné lorsque les facteurs non économiques varient, ainsi que les prix des biens et services de consommation. Si l'évolution des facteurs non économiques entraîne une diminution du bien-être, cet effet

devra être compensé par une augmentation du niveau de consommation pour que le bien-être total reste à un niveau inchangé. Par exemple, lorsque le temps devient mauvais, une plus grande quantité de mazout est nécessaire pour avoir le même niveau de confort qu'auparavant. Le coût des *quantités accrues* de mazout consommées fait monter l'indice inconditionnel du coût de la vie, quelle que soit l'évolution des prix. Un nombre incalculable d'événements peut influencer sur un tel indice allant des catastrophes naturelles comme les tremblements de terre aux désastres provoqués par l'homme, tels que Chernobyl ou les attentats terroristes.

3.36 Si l'indice inconditionnel du coût de la vie présente un certain intérêt analytique et pratique, il est toutefois défini d'une manière telle que son but délibéré est de mesurer les effets de nombreux facteurs autres que les prix. Si l'objectif est de mesurer seulement les effets des variations des prix, il faut que les facteurs autres que les prix soient maintenus constants. Étant donné qu'un indice du coût de la vie est appelé à servir d'*indice des prix* à la consommation, le champ qu'il recouvre doit être limité de manière à exclure les effets des facteurs autres que les variations des prix. Un indice *conditionnel* du coût de la vie mesure la variation du minimum de dépenses nécessaire pour maintenir un niveau donné d'utilité, ou de bien-être, lorsque les prix varient, à supposer que tous les autres facteurs affectant le bien-être demeurent constants. Il est conditionnel car il dépend non seulement d'un niveau de vie et d'un ensemble de préférences donné mais aussi d'un état donné des facteurs autres que les prix qui influent sur le bien-être. Les indices du coût de la vie dont il est question dans le présent manuel sont des indices *conditionnels*.

3.37 Il ne faut pas voir dans l'indice conditionnel du coût de la vie un indice de second choix. L'indice inconditionnel est plus exhaustif que l'indice conditionnel en tant qu'indice du *coût de la vie* mais pas en tant qu'indice des *prix*. Un indice inconditionnel ne comporte pas plus d'informations sur les prix qu'un indice conditionnel et il ne renseigne pas davantage sur l'effet des variations des prix sur le bien-être des ménages. Au contraire, cet effet est dilué et obscurci car un nombre plus grand de variables affectant le bien-être est inclus dans le champ de l'indice.

3.38 Les indices de Lowe, y compris ceux établis suivant la formule de Laspeyres et de Paasche, sont eux aussi des indices conditionnels, car ils dépendent du choix du panier. Le fait que la valeur d'un indice de panier-type varie de façon prévisible en fonction du panier choisi a donné naissance à un grand nombre des ouvrages consacrés à la théorie des indices. Au niveau conceptuel, l'indice de Lowe et l'indice conditionnel du coût de la vie ont beaucoup en commun. L'indice de Lowe mesure la variation du coût d'un panier déterminé de biens et services, tandis que l'indice conditionnel du coût de la vie mesure la variation du coût nécessaire pour maintenir le niveau d'utilité associé à un panier déterminé de biens et services, toutes choses étant égales par ailleurs.

Dépenses et autres paiements hors du champ des indices des prix à la consommation

3.39 Comme la plupart des IPC sont conçus pour mesurer les variations des prix des biens et des services de consommation, il s'ensuit que les achats d'articles autres que les biens et les services n'entrent pas dans le champ normalement couvert par un IPC : par exemple, les achats d'obligations, d'actions ou autres actifs financiers. En sont également exclus les paiements qui ne sont pas des achats parce que rien n'est reçu en contrepartie : par exemple les paiements d'impôts sur le revenu ou les cotisations de sécurité sociale.

3.40 L'application de ces principes n'est pas toujours simple, car la distinction entre les dépenses au titre de biens ou de services et les autres paiements n'est parfois pas claire et nette dans la pratique. Certains de ces cas difficiles sur le plan conceptuel, en particulier certains cas limites pouvant prêter à controverse, sont examinés ci-après.

Transferts

3.41 Un transfert se définit comme une opération dans laquelle une unité fournit un bien, un service ou un actif à une autre unité sans recevoir de cette dernière un bien, un service ou un actif en échange, c'est-à-dire une opération sans contrepartie. Comme aucun bien ou service, sous une forme ou une autre, n'est acquis par le ménage quand il fait un transfert, celui-ci doit être exclu du champ de l'IPC. Ce qui est difficile, c'est de déterminer si certains types d'opérations sont vraiment des transferts ou non, et ce problème est commun aux IPC et à la comptabilité nationale.

3.42 *Cotisations sociales et impôts sur le revenu et le patrimoine.* Comme les ménages ne reçoivent pas un bien ou un service spécifique en échange des cotisations sociales qu'ils versent, celles-ci sont considérées comme des transferts et exclues à ce titre du champ de l'IPC. De même, tous les paiements d'impôts assis sur le revenu ou le patrimoine (propriété d'actifs) n'entrent pas dans le champ de l'IPC, car il s'agit de transferts obligatoires sans contrepartie en faveur de l'État. N'y sont pas non plus inclus les paiements d'impôts sur la propriété foncière et immobilière (généralement prélevés sous forme d'impôts ou de redevances à verser aux collectivités locales). Il y a lieu de noter, toutefois, que les transferts obligatoires sans contrepartie pourraient être incorporés dans un indice inconditionnel du coût de la vie ou dans un indice conditionnel plus largement défini qui tient compte des variations de facteurs autres que les prix des biens et services de consommation.

3.43 *Licences et permis.* Les ménages sont tenus de verser une certaine somme pour obtenir divers types de permis, et on ne sait souvent pas très bien s'il s'agit là tout simplement d'une taxe appelée autrement ou si l'organisme gouvernemental qui délivre le permis four-

nit en échange un service sous une forme ou une autre, par exemple en exerçant des fonctions de surveillance, de réglementation ou de contrôle. Dans ce dernier cas, les paiements à ce titre pourraient être considérés comme des achats de services. Certains cas sont si marginaux que les experts en fiscalité ont passé des années à en débattre sous l'égide du Fonds monétaire international sans parvenir à un consensus. Aussi ont-ils décidé de se tenir à certaines conventions fondées sur les pratiques suivies par la majorité des pays. Il y a lieu de faire usage de ces conventions pour l'établissement des IPC ou des comptes nationaux. Elles sont présentées dans le *Manuel de statistiques de finances publiques* du FMI (2001) et ont été adoptées également dans le *SCN 1993*.

3.44 Les paiements que les ménages effectuent pour avoir le droit de détenir ou d'utiliser certains biens ou facilités sont, par convention, classés parmi les dépenses de consommation et non parmi les transferts et entrent donc dans le champ de l'IPC. Par exemple, les redevances de radio et télévision, les permis de conduire, de port d'armes, etc., ainsi que les taxes de passeport y sont inclus. En revanche, les permis de posséder ou d'utiliser des véhicules, bateaux et avions, ainsi que les permis pour la chasse, le tir ou la pêche relèvent, par convention, de la fiscalité directe et sont donc exclus du champ de l'IPC. Cependant, nombre de pays y incluent les taxes sur l'utilisation de véhicules privés car ils les considèrent comme des taxes à la consommation au sens de l'IPC. Comme les circonstances effectives dans lesquelles les autorisations sont délivrées, et les conditions qui y sont attachées, peuvent varier sensiblement d'un pays à l'autre, l'office statistique national aura parfois à décider de s'écarter des conventions proposées. En général, toutefois, il semble préférable de suivre les conventions adoptées par les experts en la matière et internationalement reconnues.

3.45 *Dons et souscriptions.* Les dons sont, par définition, des transferts et n'entrent donc pas dans le champ de l'IPC. Les paiements de souscriptions ou les donations aux organisations caritatives en échange desquels aucun service facilement identifiable n'est reçu sont eux aussi des transferts. Par contre, les paiements de souscriptions aux clubs et associations, y compris les œuvres de bienfaisance, qui fournissent à leurs membres des services sous une forme ou une autre (réunions régulières, magazines, etc.) peuvent être considérés comme des dépenses de consommation finale et inclus dans l'IPC.

3.46 *Pourboires et gratifications.* Les pourboires ou gratifications non obligatoires sont des dons qui n'entrent pas dans le champ de l'IPC. Il y a toutefois des cas où, sans être obligatoire, un paiement monétaire supplémentaire facilite grandement l'obtention d'un bien ou d'un service. Il faut alors inclure ce paiement dans les dépenses au titre du bien ou du service en question et dans son prix.

Assurance

3.47 Il y a deux principaux types d'assurance, l'assurance vie et l'assurance dommages. Dans les deux

cas, les primes ont deux composantes. L'une est le paiement de l'assurance proprement dite, souvent appelé prime nette, et l'autre est une commission de service implicite à verser à la société d'assurance qui a mis sur pied le contrat d'assurance, c'est-à-dire une redevance en échange de services consistant à calculer les risques, à déterminer les primes, à gérer le recouvrement et l'investissement des primes et à verser les indemnités.

3.48 La commission de service implicite n'est pas directement observable. Elle fait partie intégrante de la prime brute et n'est pas identifiée séparément dans la pratique. En tant que paiement d'un service, elle entre dans le champ de l'IPC, mais est difficile à estimer.

3.49 Dans le cas de l'assurance dommages, la prime nette est essentiellement un transfert à une réserve servant à couvrir les risques collectifs de l'ensemble des assurés. En tant que transferts, elle est exclue du champ de l'IPC. Pour ce qui est de l'assurance vie, la prime nette est essentiellement une forme d'investissement financier. Elle constitue l'achat d'un actif financier, qui est lui aussi exclu de l'IPC.

3.50 Enfin, il y a lieu de noter que, lorsque le contrat d'assurance est mis sur pied par l'intermédiaire d'un courtier ou d'un agent distinct de la société d'assurance, les commissions prélevées par le courtier ou l'agent pour leurs services sont incluses dans le champ de l'IPC, en plus des commissions de service implicites des assureurs.

Jeux de hasard

3.51 Les sommes versées en paiement de billets de loterie ou placées dans des paris comportent, elles aussi, deux éléments qui ne sont généralement pas identifiés séparément — une commission de service implicite (relevant des dépenses de consommation) et un transfert courant à la réserve sur laquelle les gagnants sont payés. Seules les commissions de service implicites ou explicites payables aux organisateurs des jeux entrent dans le champ de l'IPC. Les commissions de service, qui sont généralement calculées à un niveau agrégé, sont égales à la différence entre les montants à payer (mises) et les montants à recevoir (gains).

Opérations sur actifs financiers

3.52 Les actifs financiers ne sont pas des biens ou des services de consommation. La création d'actifs/passifs financiers ou leur extinction, par exemple par la voie de prêts, d'emprunts ou de remboursements, sont des opérations financières qui sont très différentes des achats de biens et de services et ont lieu indépendamment de ceux-ci. L'achat d'un actif financier, qui est une forme d'investissement financier, n'est évidemment pas une dépense de consommation.

3.53 Certains actifs financiers, notamment les titres sous forme de bons, obligations et actions, sont négociables et ont un prix de marché. Ils ont leurs propres

indices des prix. L'indice des cours boursiers en est un exemple.

3.54 Une grande partie des actifs financiers détenus par les ménages sont acquis indirectement par le biais de régimes de pension et de contrats d'assurance vie. À l'exclusion des commissions de service, les cotisations de retraite versées par les ménages sont assimilables aux paiements de prime d'assurance vie. Elles représentent essentiellement une forme de placement de leur épargne et sont donc exclues du champ de l'IPC. Par contre, les commissions explicites ou implicites versées par les ménages pour les services rendus par les auxiliaires financiers, tels que courtiers, banques, sociétés d'assurance (assurance vie et assurance dommages), gestionnaires de fonds de pension, conseillers financiers, comptables, etc., relèvent du champ de l'IPC. Les paiements de ces commissions sont tout simplement des achats de services.

Achats et ventes de devises

3.55 Une devise est un actif financier. Les achats et ventes de devises sont donc exclus du champ de l'IPC. Les variations des prix à verser ou à recevoir pour des devises qui résultent de fluctuations des taux de change n'y sont pas incluses. En revanche, les commissions de service prélevées par les agents de change entrent dans le champ de l'IPC lorsque les ménages acquièrent les devises pour leur usage personnel. Ces commissions recouvrent non seulement les redevances explicites mais aussi l'écart entre les taux acheteur ou vendeur offerts par les agents de change et la moyenne des deux taux.

Paiements, financement et crédit

3.56 En principe, la date à laquelle une dépense est encourue est celle à laquelle l'acheteur contracte une obligation de paiement, c'est-à-dire lorsque la propriété du bien est transférée ou lorsque le service est fourni. La date de paiement est celle à laquelle l'obligation est éteinte. Les deux dates coïncident lorsque le paiement est effectué immédiatement au comptant, c'est-à-dire sous forme de billets et pièces, mais on observe de plus en plus souvent un décalage entre la date de paiement et celle où la dépense est encourue du fait de l'utilisation de chèques, cartes de crédit et autres formes de facilités de crédit. Les choses se compliquent dans le cas des paiements échelonnés avec versement d'un acompte. Dans certains cas, les décalages temporels et la complexité des instruments financiers et des dispositifs institutionnels font qu'il est difficile de déterminer la date exacte du paiement. Il se peut même que la date de paiement diffère selon que la transaction est considérée du point de vue de l'acheteur ou du vendeur.

3.57 À des fins d'harmonisation avec les données sur les dépenses utilisées comme pondérations dans l'IPC, il y a lieu d'enregistrer les prix de la période à

laquelle les dépenses sont effectivement effectuées, ce qui est conforme à l'approche «acquisitions».

Opérations financières et emprunts

3.58 Il se peut que certaines dépenses individuelles soient de montants très élevés : par exemple, l'achat de traitements médicaux coûteux, d'un bien durable d'importance ou de vacances onéreuses. Si le ménage n'a pas suffisamment de numéraires ou ne désire pas régler le montant total par versements immédiats au comptant, diverses options s'offrent à lui.

- L'acheteur peut contracter un emprunt auprès d'une banque, d'un prêteur sur gage ou autre institution financière.
- L'acheteur peut utiliser une carte de crédit.
- Le vendeur peut faire crédit à l'acheteur ou encore il peut veiller à ce qu'une tierce partie, par exemple une institution financière d'un type ou d'un autre, accorde un crédit à l'acheteur.

Création d'un actif/passif financier

3.59 Lorsqu'un consommateur a recours à l'emprunt pour acheter un bien ou un service, deux transactions distinctes sont en jeu : l'achat du bien ou du service et l'emprunt des fonds nécessaires à cet effet. Ce dernier est une opération purement financière entre un créancier et un débiteur, par laquelle il y a création d'un nouvel actif/passif financier. Cette opération financière ne relève pas du champ de l'IPC. Comme indiqué ci-dessus, une opération financière n'a pas d'effet sur le patrimoine et n'implique pas d'activité de consommation. Elle réaménage tout simplement le portefeuille d'actifs d'un particulier en échangeant un type d'actif contre un autre. Par exemple, lorsqu'un prêt est accordé, le prêteur échange des numéraires contre une créance financière sur le débiteur. Quant à l'emprunteur, il acquiert des numéraires, opération qui a pour contrepartie la création d'un passif financier de valeur égale. Ces opérations ne présentent pas d'intérêt pour l'établissement d'un IPC.

3.60 En général, lorsqu'un ménage emprunte à une institution financière, en particulier à un prêteur sur gages, les fonds empruntés peuvent être utilisés à des fins diverses, notamment à l'achat d'actifs tels que des logements ou des actifs financiers (obligations ou actions, par exemple), ainsi qu'à l'achat de biens et services onéreux. De même, le crédit accordé au détenteur d'une carte de crédit peut être destiné à des usages divers. En soi, la création d'un actif et d'un passif financier par un nouvel emprunt n'a pas d'effet sur l'IPC. Il n'y a pas acquisition de biens ou de services, pas de dépenses et pas de prix.

3.61 Il convient de noter que les charges d'intérêts ne sont pas en soi des opérations financières. Le paiement d'intérêts est fort différent des emprunts, prêts ou autres opérations financières qui y donnent lieu. Les intérêts sont examinés séparément ci-après.

3.62 Les achats à tempérament et les prêts hypothécaires doivent être traités de la même manière que les autres prêts. Le fait que certains prêts soient accordés à la condition que l'emprunteur affecte les fonds à un usage particulier n'influe en aucune façon sur le traitement du prêt lui-même. En outre, les prêts conditionnels ne sont nullement limités à l'achat «à tempérament» de biens durables. Ils peuvent être faits dans d'autres buts, par exemple pour financer de grosses dépenses d'éducation ou de santé. Dans chaque cas, la contraction de l'emprunt est une opération distincte de la dépense au titre du bien ou du service et doit être distinguée de cette dernière. Les deux opérations peuvent mettre en jeu des parties différentes et avoir lieu à des dates tout à fait différentes.

3.63 Bien que l'apport de fonds soit une opération distincte de l'achat de biens ou de services auquel il est destiné, il peut influencer sur le prix versé. Chaque cas doit être examiné avec soin. Par exemple, supposons que le vendeur consent à ce que le paiement soit différé d'un an. Il semble accorder par là un prêt sans intérêts pendant un an, mais la réalité économique est différente. Le vendeur accorde un prêt, mais pas sans prélever des intérêts. Et le montant du prêt n'est pas égal à son coût «intégral». Implicitement, l'acheteur émet en faveur du vendeur une obligation à court terme qui est à rembourser dans un délai d'un an et utilise les fonds reçus du vendeur pour payer le bien. Cependant, la valeur actuelle d'une obligation au moment où elle est émise est sa valeur de rachat, actualisée sur la base des intérêts dus pour un an. Le montant à rembourser par l'acheteur au moment où l'achat du bien a effectivement lieu est la valeur actualisée de l'obligation et non le prix de rachat intégral à payer au bout d'un an. C'est la valeur actualisée qui doit être enregistrée aux fins de l'établissement de l'IPC. La différence entre la valeur actualisée et la valeur de rachat est, bien entendu, le montant des intérêts que l'acheteur verse implicitement au titre de l'obligation pendant une durée d'un an. Ce traitement correspond à la manière dont les bons et obligations sont effectivement évalués sur les marchés financiers, ainsi qu'à la façon dont ils sont enregistrés en comptabilité d'entreprise et en comptabilité économique. Différer le paiement du prêt de la manière décrite ci-dessus revient à en réduire le coût et c'est cette réduction qu'il faut prendre en compte dans l'IPC. Le paiement d'intérêts implicite ne fait pas partie du coût, mais il le réduit. Cet exemple montre que, dans certaines circonstances, le taux d'intérêt du marché peut influencer sur le prix à verser, mais celui-ci dépend des modalités exactes du contrat de crédit entre le vendeur et l'acheteur. Chaque cas est à examiner avec soin selon l'intérêt qu'il présente.

3.64 Il faut clairement distinguer le cas qui précède de celui des achats à tempérament, qui est examiné dans la section qui suit et où l'acheteur paie effectivement le prix intégral et emprunte un montant égal à ce prix tout en s'engageant non seulement à rembourser le montant emprunté, mais aussi à effectuer des charges d'intérêts explicites.

Achats à tempérament

3.65 Dans le cas de l'achat à tempérament d'un bien durable, il est nécessaire de distinguer la propriété de fait ou économique du bien de sa propriété juridique. La date d'acquisition du bien est celle où le contrat d'achat à tempérament est signé et où l'acheteur en prend possession. À partir de ce moment-là, c'est l'acheteur qui l'utilise et bénéficie des avantages qu'il procure. Le ménage acheteur devient le propriétaire de fait du bien au moment où celui-ci est acquis, même si la propriété juridique n'est transférée au ménage qu'une fois le prêt remboursé dans sa totalité.

3.66 En conséquence, par convention, on considère que le ménage acquiert le bien au moment où il en prend possession et qu'il règle au comptant le montant intégral à ce moment-là. En même temps, l'acheteur emprunte, soit au vendeur, soit à une institution financière spécifiée par le vendeur, une somme suffisante pour couvrir le prix d'achat et les charges d'intérêts subséquentes. La différence entre le prix au comptant et la somme totale de tous les paiements à verser est égale au total des intérêts à payer. Le prix à enregistrer aux fins de l'IPC est le prix au comptant payable au moment où l'achat a lieu, que celui-ci soit facilité ou non par des emprunts sous une forme ou une autre. Le traitement des achats à tempérament est le même que celui appliqué au «crédit-bail», opération dans laquelle des actifs fixes (des avions, par exemple) utilisés à des fins de production sont achetés par une institution financière et loués au producteur pour la plus grande partie, ou la totalité de la durée de vie utile des actifs en question. Il s'agit là, pour l'essentiel, du financement de l'acquisition d'un actif au moyen d'un prêt, pratique qui doit être distinguée de la location-exploitation, qui consiste, par exemple, à louer des voitures pour une courte période de temps. Le traitement des achats à tempérament et du crédit-bail décrit ici est celui qui est appliqué à la fois en comptabilité d'entreprises et en comptabilité économique.

Charges d'intérêts

3.67 Le traitement des paiements d'intérêts au titre des divers types de dette que les ménages ont pu contracter soulève des difficultés à la fois conceptuelles et pratiques. Les intérêts nominaux se composent de quatre principaux éléments dont le dosage peut varier considérablement :

- La première composante est la charge d'intérêts proprement dite, c'est-à-dire les intérêts qui seraient prélevés si l'information et les marchés financiers étaient parfaits.
- La deuxième composante est la prime de risque, qui est fonction de la cote de crédit de l'emprunteur. Elle peut être considérée comme une charge d'assurance intégrée au paiement face à l'incertitude quant au risque de défaillance du débiteur.
- La troisième composante est la commission de service à verser par les ménages qui s'adressent aux

institutions financières dont la fonction est de prêter de l'argent.

- Enfin, lorsqu'il y a inflation, la valeur réelle d'un prêt fixe en termes monétaires (c'est-à-dire son pouvoir d'achat de biens et services réels) baisse. Cependant, les créanciers peuvent compenser les pertes réelles de capital, ou de détention, qu'ils s'attendent à encourir en appliquant des intérêts nominaux suffisamment élevés. Pour cette raison, le taux d'intérêt nominal varie en fonction directe du taux d'inflation générale, phénomène universellement familier des temps d'inflation. Dans ces circonstances, la principale composante des intérêts nominaux peut donc être le paiement de compensation intégré que le débiteur doit verser au créancier pour indemniser ce dernier de ses pertes réelles de capital. Lorsque l'inflation est très élevée, cette compensation peut représenter presque la totalité de la charge d'intérêts nominaux.

3.68 Le traitement de la première composante, la charge d'intérêts proprement dite, est quelque peu controversé, mais cette composante représente seulement une faible part de la charge d'intérêts nominaux. Le traitement de la deuxième composante, l'assurance contre le risque de défaillance, est lui aussi sujet à controverse.

3.69 La quatrième composante, le paiement de compensation à verser au créancier pour ses pertes réelles de capital est clairement hors du champ de l'IPC. Il s'agit essentiellement d'une opération en capital. Il peut représenter la plus grande partie des intérêts nominaux en période d'inflation.

3.70 La troisième composante est l'achat d'un service aux institutions financières dont la fonction est de mettre des fonds à la disposition des emprunteurs. Il s'agit de la *commission de service implicite*, qui entre sans nul doute dans le champ de l'IPC. Elle est incluse dans la COICOP. La commission de service n'est pas limitée aux prêts accordés par les «intermédiaires financiers», institutions qui empruntent des fonds pour les rétrocéder. Les institutions financières qui accordent des prêts financés sur leurs propres ressources fournissent aux emprunteurs le même type de services que les intermédiaires financiers. Lorsque le vendeur accorde un prêt financé sur ses ressources personnelles, on considère qu'il crée ainsi implicitement sa propre institution financière, qui est distincte de son activité principale. Le taux d'intérêt des institutions financières inclut la commission de service implicite. Du fait que certains marchés financiers ont tendance à être très imparfaits et que la plupart des ménages n'ont pas nécessairement accès à des marchés financiers qui fonctionnent bien, nombre de prêteurs sont en fait des monopoleurs qui demandent un prix très élevé pour les services qu'ils fournissent, comme c'est le cas, par exemple, des prêteurs sur gage dans bien des pays.

3.71 Il est clair qu'il ne faut pas traiter les charges d'intérêts comme s'il s'agissait d'un intérêt pur et simple, même majoré de la prime de risque. Il est très difficile d'identifier les diverses composantes des inté-

rêts. Il est peut-être quasiment impossible d'établir des estimations réalistes et fiables de la commission de service implicite intégrée dans la plupart des cas aux charges d'intérêts. En outre, pour établir un IPC, il est nécessaire d'estimer non seulement la valeur de la commission de service, mais aussi les variations du prix des services d'une période à l'autre. Étant donné la complexité des flux d'intérêts et la nécessité de traiter différemment les divers flux, il semble que l'inclusion des intérêts nominaux dans un IPC ne soit guère justifiée, surtout en situation d'inflation.

Production des ménages

3.72 Les ménages peuvent exercer des activités productives de divers types et les biens et services qui en résultent sont destinés soit au marché, soit à leur propre consommation.

Activités économiques

3.73 Les ménages peuvent exercer des activités économiques ou commerciales (exploitation agricole, commerce de détail, construction, services professionnels ou financiers, etc.). Les biens et services entrant dans la production d'autres biens et services destinés à être vendus sur le marché constituent la consommation *intermédiaire*. Ils ne font pas partie de la consommation *finale* des ménages. Les prix des biens et services intermédiaires achetés par les ménages ne sont pas inclus dans l'IPC. Dans la pratique, il est souvent difficile de distinguer clairement la consommation intermédiaire de la consommation finale, car le même bien peut être destiné à l'une ou l'autre fin.

Consommation par les ménages de leur propre production

3.74 En fait, les ménages ne consomment pas directement la totalité des biens et services qu'ils acquièrent à des fins de consommation, mais en utilisent une partie pour produire d'autres biens et services, et ce sont eux qui sont destinés à satisfaire leurs besoins et désirs. Les exemples n'en manquent pas. C'est ainsi que les produits alimentaires tels que la farine, les huiles comestibles, la viande crue et les légumes peuvent servir à faire du pain et des gâteaux ou à préparer des repas, avec la contribution d'autres facteurs tels que les combustibles, les services fournis par les biens de consommation durables comme les réfrigérateurs et les cuisinières, et le travail des membres du ménage. Un autre exemple est fourni par le matériel, l'équipement et le travail nécessaires pour nettoyer, entretenir et réparer les logements; ou encore, les graines, les engrais, les insecticides, l'équipement et le travail entrant dans la production de légumes ou de fleurs, etc.

3.75 Certaines des activités de production exercées par les ménages, par exemple le jardinage ou la cuisine, peuvent en soi engendrer de la satisfaction. D'autres,

telles que le nettoyage, peuvent être considérées comme des corvées qui réduisent l'utilité. Quoi qu'il en soit, les biens ou services entrant dans ces activités de production ne sont pas d'eux-mêmes générateurs d'utilité. Ici encore, les exemples abondent : les aliments crus qui ne sont pas mangeables sans être cuits; les produits de nettoyage; les produits énergétiques comme le charbon, le gaz, l'électricité ou le pétrole; les engrais; les services des réfrigérateurs et congélateurs, etc.

3.76 Une utilité est dérivée de la consommation du produit de l'activité de production exercée par les ménages à des fins d'autoconsommation. Il est donc nécessaire de déterminer si l'IPC doit mesurer les variations des prix du produit ou des moyens de production. En principe, c'est la première option qui semble préférable, mais d'importantes objections sont soulevées à son encontre.

3.77 Au niveau conceptuel, il est difficile de déterminer quel est le produit final effectif d'un grand nombre des activités de production les plus nébuleuses des ménages. Il est particulièrement difficile de cerner avec exactitude le produit d'importantes activités de service exercées au sein des ménages, telles que les soins aux enfants, aux malades ou aux personnes âgées. Même s'il était possible de le faire d'une manière satisfaisante, il n'en faudrait pas moins mesurer ce produit et en déterminer le prix. Or, en pareil cas, les prix ne sont pas observables car il n'y a pas transaction de vente. Ils devront donc être imputés et seront ainsi non seulement hypothétiques, mais aussi inéluctablement très spéculatifs. Leur inclusion dans l'IPC n'est pas une possibilité réaliste en général et il est quasiment certain qu'ils ne seraient pas acceptables par la plupart des utilisateurs qui s'intéressent surtout aux prix de marché payés par les ménages.

3.78 La solution pratique est celle qui consiste à considérer que les biens et services acquis sur le marché par les ménages pour être utilisés dans leurs diverses activités de production sont eux-mêmes des biens et services de consommation finale. Ils ont une utilité *indirecte*, à supposer qu'ils soient destinés exclusivement à la production de biens et de services qui sont directement consommés par les ménages. Cette solution pratique est celle qui est généralement adoptée non seulement pour l'établissement de l'IPC, mais aussi en comptabilité nationale, où les dépenses des ménages au titre de ces biens et services relèvent de la consommation finale. Bien qu'il s'agisse là d'une solution simple et acceptable, d'un point de vue conceptuel, à un problème autrement insoluble, des exceptions peuvent être faites pour un ou deux types d'activité de production des ménages qui sont particulièrement importants et dont le produit est facilement identifiable.

3.79 *L'agriculture de subsistance.* La comptabilité nationale essaie de rendre compte de la valeur de la production agricole des ménages destinée à leur propre consommation. Dans certains pays, l'agriculture de subsistance peut représenter une large part de la production

et de la consommation agricoles. La comptabilité nationale exige que cette production soit évaluée au prix du marché. Il n'est pas certain que cette pratique soit celle qu'il convient de suivre pour établir un IPC.

3.80 L'IPC peut retracer les prix effectifs des moyens de production ou les prix imputés des biens et services produits, mais pas les deux à la fois. Si ce sont les prix imputés de la production agricole de subsistance qui sont inclus dans l'IPC, les prix d'achat des moyens de production doivent alors en être exclus. On retirerait ainsi de l'indice la plupart des transactions marchandes effectuées par les ménages. Les dépenses d'acquisition des moyens de production constituent parfois le principal point de contact que les ménages ont avec le marché et par lequel ils subissent les effets de l'inflation. Il semble donc préférable d'inclure dans l'IPC les prix effectifs des moyens de production et non les prix imputés des biens et services produits.

3.81 *Les services de logement destinés à l'autoconsommation.* Le traitement des services de logement produits par les propriétaires-occupants est difficile à déterminer et quelque peu controversé. Il n'y a pas consensus sur la définition de la pratique optimale en la matière. Cette question est traitée dans plusieurs chapitres du présent manuel, en particulier dans les chapitres 10 et 23. Au niveau conceptuel, la production de services de logement par les propriétaires-occupants pour leur propre consommation n'est pas différente des autres types de production des ménages à des fins d'autoconsommation. La caractéristique distinctive de la production de services de logement par les ménages pour leur propre consommation, par rapport aux autres activités de production de ces derniers, est qu'elle exige le recours à un actif fixe d'une valeur extrêmement élevée, qui est le logement lui-même. En économie, ainsi qu'en comptabilité nationale, un logement est généralement classé parmi les actifs fixes, de telle sorte que l'achat d'un logement relève de la formation brute de capital fixe et non de l'acquisition d'un bien de consommation durable. Les actifs fixes sont utilisés à des fins de production, et non de consommation. Le logement n'est pas un bien qui est consommé directement. Il donne lieu à un flux de services en capital qui sont consommés sous forme de facteurs entrant dans la production de services de logement. Cette production exige l'intervention d'autres facteurs, tels que les services de réparation, d'entretien et d'assurance. Les ménages consomment les services de logement issus de cette activité de production.

3.82 Il importe de noter qu'il y a ici deux types de flux de services, qui sont fort différents l'un de l'autre :

- Le premier est le flux de *services en capital* fourni par le logement qui sont consommés sous forme de *facteurs entrant* dans la production de services de logement.
- L'autre est le flux de *services de logement* qui sont le *produit* consommé par les membres du ménage.

Les deux flux ne sont pas les mêmes. La valeur du flux des services produits est supérieure à celle du flux des

facteurs de production. Les services en capital sont définis et mesurés exactement de la même manière que ceux qui sont fournis par les autres types d'actifs fixes tels que l'équipement ou les structures autres que les logements. Comme expliqué en détail au chapitre 23, la valeur des services en capital est égale au coût d'utilisation et comporte principalement deux éléments, l'amortissement et les charges d'intérêts ou coûts du capital. Les coûts du capital sont des frais qui sont encourus, que le logement soit ou non financé à l'aide d'un prêt hypothécaire. Lorsque le logement est financé sur des ressources propres, les charges d'intérêts représentent le coût d'opportunité du capital investi dans le logement, c'est-à-dire les intérêts qui auraient été perçus si le capital avait été placé ailleurs.

3.83 Il y a deux principales manières de traiter la production et la consommation de services de logement par les propriétaires-occupants dans l'IPC. La première consiste à déterminer le prix des services de logement produits qui sont consommés. L'autre est de déterminer le prix des facteurs entrant dans la production, notamment des services en capital. Si les services de logement sont à traiter de la même manière que les autres types de production des ménages à des fins d'autoconsommation, il faut déterminer le prix des facteurs de production. La production et la consommation de services de logement par les propriétaires-occupants peuvent toutefois être jugées si importantes qu'un traitement spécial s'impose.

3.84 Si l'on décide de déterminer le prix des services produits, on peut prendre pour base d'estimation les loyers payables sur le marché pour des logements locatifs du même type. Il s'agit là de la méthode de l'équivalence locative. L'un des problèmes pratiques qui risque de se poser est qu'il n'y a peut-être pas de logement locatif du même type sur le marché. Par exemple, il se peut qu'il n'y ait pas de marché locatif rural dans les pays en développement, où les logements sont dans la plupart des cas effectivement construits par les ménages eux-mêmes. Un autre problème est celui qui consiste à assurer que la valeur locative de marché n'inclut pas d'autres services, tels que le chauffage, qui viennent en plus des services de logement proprement dit. D'autre part, la valeur locative de marché, comme celle des biens durables donnés en location, doit couvrir les frais d'exploitation de l'agence de location ainsi que les coûts des services de logement proprement dits, et assurer un bénéfice aux propriétaires. Enfin, les logements locatifs sont en soi différents des logements occupés par leurs propriétaires en ce que les locataires ont plus de souplesse et de mobilité. Les coûts de transaction sont beaucoup moins élevés pour les locataires qui décident de changer de logement.

3.85 En principe, si la méthode fondée sur le prix des services produits, ou de l'équivalence locative, est celle qui est adoptée, les prix des facteurs entrant dans la production des services de logement par les propriétaires-occupants tels que les frais de réparation, d'entretien et d'assurance, doivent être eux aussi exclus. Sinon, il y aurait double comptabilisation.

3.86 L'autre option est celle qui consiste à déterminer le prix des facteurs entrant dans la production des services de logement par les propriétaires-occupants en procédant de la même manière que pour les autres types de production des ménages à des fins d'autoconsommation. Outre les dépenses de consommation intermédiaire (réparation, entretien, assurance, etc.), il faut estimer les coûts des services en capital et inclure leurs prix dans l'IPC. Les aspects techniques de l'estimation de la valeur des flux de services en capital sont traités au chapitre 23. Comme dans le cas des autres types de production des ménages à des fins d'autoconsommation, il ne convient pas d'inclure les estimations des coûts du travail fourni par les propriétaires eux-mêmes.

3.87 Que la méthode adoptée retrace le prix des facteurs entrant dans la production des services ou le prix des services produits, il est difficile d'en estimer les prix. Les difficultés pratiques rencontrées sont parfois si grandes que les statisticiens et utilisateurs sont amenés à douter de la fiabilité des résultats. Il existe en outre une certaine réticence à utiliser les prix imputés pour l'IPC, qu'il s'agisse des facteurs de production ou des services produits. Aussi a-t-il été proposé de renoncer à mesurer les prix des flux de services de logement et d'inclure les prix des logements proprement dits dans l'IPC. Le plus souvent, il s'agit là de prix de marché observables, quoique nombre de logements, en particulier dans les zones rurales des pays en développement, soient construits par leurs propriétaires, auquel cas il faut quand même estimer leurs prix sur la base des coûts de production.

3.88 L'inclusion des prix des logements dans l'IPC implique une modification sensible du champ de l'indice. Un logement est, à l'évidence, un actif et son acquisition relève de la formation de capital et non de la consommation. Le même argument s'applique aux biens durables, mais il existe une grande différence de degré entre un bien durable et un logement, comme en témoigne l'écart considérable entre leurs prix et leurs durées de vie utile. En principe, par conséquent, l'élargissement du champ de l'IPC pour y inclure les logements implique que l'on y ajoute la formation brute de capital fixe des ménages.

3.89 Si elle a pour avantage de ne pas nécessiter d'estimations des flux de services en capital ou des services produits, cette solution s'écarte toutefois sensiblement du concept d'IPC traditionnel. Dans le cas des biens durables comme des logements, on peut inclure dans l'IPC soit les acquisitions des actifs au prix du marché, soit les prix estimés des flux de services, mais pas les deux à la fois. De même que les flux de services provenant des biens durables sont pour l'heure exclus de l'IPC parce que les acquisitions de ces biens y sont incluses, de même les flux de services fournis par les logements devront en être exclus si les prix des logements y sont inclus. Comme expliqué au chapitre 23, l'approche «acquisitions» risque d'attribuer une pondération insuffisante aux biens durables et aux logements dans le long terme car elle ne tient pas compte des coûts en capital des propriétaires des actifs.

Ménages et points de vente inclus dans le champ de l'indice

3.90 Le groupe des ménages inclus dans le champ d'un IPC est souvent dénommé «ménages de référence», ou «population de référence».

Définition des ménages

3.91 On peut adopter, aux fins de l'établissement de l'IPC, la définition des ménages retenue pour les recensements démographiques. La définition ci-après est celle qu'il a été recommandé d'utiliser pour ces recensements (Division de statistique des Nations Unies, 1998a) :

Un ménage peut être : a) soit un ménage composé d'une seule personne, c'est-à-dire une personne qui pourvoit à ses propres besoins alimentaires et autres besoins vitaux sans s'associer avec d'autres personnes; b) soit un ménage multiple, c'est-à-dire un groupe de deux ou plusieurs personnes qui pourvoient en commun à leurs besoins alimentaires et autres besoins vitaux. Les membres du groupe peuvent, dans une mesure variable, mettre leurs revenus en commun et avoir un budget unique; le groupe peut se composer soit de personnes apparentées, soit de personnes non apparentées, soit de personnes appartenant à l'une et à l'autre catégorie.

3.92 Cette définition est essentiellement la même que celle qui est adoptée pour les enquêtes sur le budget des ménages et dans le SCN. Le champ de l'IPC est généralement limité aux ménages privés et exclut les ménages institutionnels tels que les groupes de personnes qui vivent ensemble pendant une période indéterminée dans les institutions religieuses, les hôpitaux résidentiels, les prisons ou les maisons de retraite. Cependant, les centres de convalescence, les écoles et universités, les institutions militaires, etc., ne sont pas traités comme des ménages institutionnels; on considère que leurs membres appartiennent à leurs ménages privés respectifs. La définition des ménages adoptée pour l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) correspond toutefois à celle qui est retenue dans le SCN 1993 et recouvre par conséquent les ménages institutionnels.

Types de ménages

3.93 Dans presque tous les pays, le champ adopté pour l'IPC inclut autant de ménages privés que possible et ne se limite pas à ceux qui appartiennent à une catégorie socioéconomique particulière. Selon la règle applicable à l'IPCH, tous les ménages y sont inclus, quel que soit leur niveau de revenu.

3.94 Dans certains pays, toutefois, les ménages extrêmement riches en sont exclus pour diverses raisons. Il se peut que leurs dépenses soient jugées très peu représentatives, et que les données recueillies à leur sujet au moyen d'enquêtes sur le budget des ménages soient peu fiables. Le taux de réponse des ménages riches aux questionnaires de ces enquêtes est généralement très faible. En outre, il peut s'avérer très coûteux

de collecter les prix de certains des biens et services de consommation achetés exclusivement par les riches. Il y a des pays qui ne prennent pas en compte d'autres catégories de ménages. Par exemple, l'IPC du Royaume-Uni exclut non seulement les 4 % des ménages qui ont les revenus les plus élevés, mais aussi ceux qui vivent principalement sur la pension qu'ils reçoivent de l'État, soit au total à peu près 15 % des ménages et 15 % des dépenses. Le Japon et la République de Corée ne tiennent pas compte des ménages qui vivent de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche, ainsi que tous les ménages unipersonnels. Ces exclusions influent sur les pondérations des dépenses dans la mesure où la structure des dépenses des groupes exclus diffère de celle des dépenses du reste de la population.

3.95 Outre un IPC (phare) officiel de vaste portée établi à l'échelle nationale, nombre de pays publie divers sous-indices pour les sous-secteurs de la population. Par exemple, la République tchèque établit des indices séparés pour :

- tous les ménages;
- tous les salariés;
- les salariés avec enfants;
- les salariés à faible revenu;
- les salariés, familles incomplètes;
- les retraités;
- les retraités à faible revenu;
- les ménages vivant à Prague;
- les ménages des communautés de plus de 5.000 habitants.

3.96 En Inde, l'établissement de l'IPC a été motivé par la nécessité de préserver le pouvoir d'achat des revenus des travailleurs; c'est ainsi que quatre IPC différents sont établis au niveau national pour les ménages de référence ayant à leur tête des ouvriers des catégories suivantes :

- ouvriers agricoles;
- ouvriers industriels;
- ouvriers du secteur rural;
- salariés non manuels du secteur urbain.

Couverture géographique

3.97 *Secteurs urbain et rural.* Le champ géographique est la couverture géographique des dépenses ou celle de la collecte des prix et, en principe, les deux devraient coïncider, qu'il s'agisse d'un IPC national ou régional. Dans la plupart des pays, les prix sont collectés seulement dans les zones urbaines, car leurs variations sont jugées représentatives de celles des prix dans les zones rurales. En pareils cas, ce sont les pondérations nationales qui sont appliquées et l'indice obtenu peut être considéré comme un IPC national. Si l'on s'attend à une différence suffisamment marquée des mouvements des prix entre zones urbaines et zones rurales — quoique les prix ne soient collectés que dans les zones urbaines en raison de contraintes de ressources —, ce sont alors les pondérations urbaines qui doivent être appliquées, et

l'indice obtenu doit être considéré comme un IPC purement urbain et non national. Par exemple, les pays suivants ne prennent en considération que les ménages urbains (pondérations des dépenses et prix) : Australie, États-Unis, Mexique, République de Corée et Turquie. La plupart des pays développés autres que ceux cités utilisent généralement des pondérations recouvrant les ménages urbains et ruraux, mais, dans presque tous les cas, la collecte des prix se limite aux zones urbaines. Certes, la délimitation entre zones urbaines et rurales est inévitablement arbitraire et peut différer d'un pays à l'autre. Par exemple, la France inclut dans la définition des zones urbaines les villages ayant à peine 2.000 habitants.

3.98 Les décisions concernant la couverture géographique (zones urbaines et/ou zones rurales) dépendront de la distribution de la population et de la mesure dans laquelle les schémas de dépenses et les mouvements de prix tendent à être différents entre zones urbaines et zones rurales.

3.99 *Achats des résidents à l'étranger et achats des non-résidents dans le pays.* Des problèmes se posent lorsque les ménages effectuent des dépenses hors des frontières du territoire ou du pays où ils sont résidents. Le traitement de ces dépenses dépend de l'utilisation principale de l'IPC. Pour l'analyse de l'inflation, c'est la variation des prix dans le pays qui présente de l'intérêt. Ce qu'il faut alors, c'est un indice d'inflation recouvrant toutes les dépenses de consommation dites «intérieures» qui sont effectuées à l'intérieur des frontières géographiques du pays, que ce soit par des résidents ou par des non-résidents. En ce sens, les indices des prix à la consommation harmonisés (IPCH) (voir l'annexe 1) sont des indices d'inflation intérieure. Ils excluent donc les dépenses de consommation effectuées par les résidents lorsqu'ils sont hors de leur pays (lesquelles entrent dans le champ des indices d'inflation des pays où les achats ont eu lieu), et ils incluent les dépenses faites dans le pays par les résidents des autres pays. Dans la pratique, il est parfois difficile d'estimer les dépenses des visiteurs étrangers, car les enquêtes sur le budget des ménages ne recouvrent pas les ménages non résidents, bien qu'il soit possible d'établir des estimations pour certains produits en utilisant les données sur les ventes au détail ou en procédant à des enquêtes spéciales auprès des visiteurs. Ces questions prennent de l'importance lorsque les achats transfrontaliers et l'activité touristique atteignent un niveau élevé.

3.100 Lorsque l'IPC sert à l'indexation des revenus des résidents, il vaut peut-être mieux adopter le concept de dépenses «nationales», qui recouvre toutes les dépenses des résidents, qu'elles soient effectuées à l'intérieur ou hors du pays, y compris les achats à distance à des points de vente non-résidents, par exemple sur Internet, par téléphone ou par correspondance. Les enquêtes sur le budget des ménages peuvent porter sur tous ces types de dépenses, mais il pourrait être difficile d'identifier le pays à partir duquel ces achats à distance

(sur l'Internet, par correspondance, etc.) sont effectués. Les prix versés pour les billets d'avion et les voyages organisés achetés sur le territoire du pays doivent eux aussi être inclus. Il peut toutefois être difficile d'obtenir le prix des biens et services achetés par les résidents durant leur séjour à l'étranger, encore qu'il soit possible d'utiliser dans certains cas les sous-indices des IPC des pays en question.

3.101 *Indices régionaux.* Dans le cas des indices régionaux, le concept de résidence s'applique à la région où le ménage réside. Il est alors possible de faire la distinction entre les dépenses effectuées dans une région et les dépenses des résidents de cette région, laquelle est analogue à celle établie entre les concepts de «dépenses intérieures» et de «dépenses nationales». Les points examinés au paragraphe 3.97 sont valables pour les indices régionaux. Les principes applicables aux achats transfrontaliers entre régions sont les mêmes que ceux qui s'appliquent aux achats transfrontaliers au niveau international, mais les données disponibles sont généralement différentes. Lorsque le champ de l'indice régional est défini de manière à inclure les achats effectués par les résidents d'une région durant leur séjour dans une autre région (à l'étranger), il est peu probable — même si les données sur les prix pour les autres régions sont faciles à obtenir — que les données sur les dépenses fassent apparaître la distinction requise entre les dépenses à l'intérieur de la région de résidence et les dépenses hors de cette région.

3.102 Il faut veiller au traitement uniforme des achats transfrontaliers de toutes les régions. Autrement, il risque d'y avoir double comptabilisation ou omission de dépenses lorsque les données régionales sont agrégées. Dans le calcul de l'indice national par agrégation des indices régionaux, les pondérations doivent être fondées sur les dépenses régionales et non uniquement sur les données relatives à la population.

3.103 Beaucoup de pays essaient de répondre aux besoins différents des nombreux utilisateurs de l'IPC en construisant une famille d'indices à couvertures différenciées, au premier rang desquels se trouve un IPC (phare) officiel de vaste portée établi pour l'ensemble du pays à l'échelle nationale. Dans quelques grands pays, les indices régionaux sont d'un usage plus répandu que l'IPC national, en particulier lorsque les indices servent à l'indexation des revenus. C'est ainsi que, outre l'IPC phare, qui a la plus large couverture possible, des sous-indices sont publiés pour

- des sous-groupes de la population;
- des régions géographiques;
- des catégories de produits spécifiques; les sous-indices de l'IPC global (indice officiel recouvrant tous les articles) qui sont publiés doivent comporter un niveau de détail aussi élevé que possible car les utilisateurs sont nombreux à s'intéresser aux variations du prix de catégories de produits spécifiques.

3.104 En fait, les offices statistiques d'un grand nombre de pays se dirigent vers la mise en place de bases de données sur les prix et les pondérations à partir de laquelle sont calculés divers sous-indices.

Couverture des points de vente

3.105 La couverture des points de vente est dictée par le comportement d'acheteur des ménages de référence. Comme indiqué ci-dessus, les prix entrant dans l'IPC sont ceux qui sont payés par les ménages. Dans la pratique, toutefois, il n'est pas toujours possible de collecter les prix en s'adressant directement aux ménages, quoiqu'il soit de plus en plus facile, devant l'ampleur prise par les ventes effectuées par l'intermédiaire de points de vente électroniques qui enregistrent les achats et les prix correspondants et en fournissent un état imprimé, de connaître le prix de transaction effectivement payé par les ménages. Pour l'instant, il est nécessaire d'obtenir principalement les prix auxquels les produits sont mis en vente dans les magasins de détail ou autres points de vente. Tous les points de vente où la population de référence fait ses achats entrent dans le champ de l'IPC et doivent être inclus dans le cadre d'échantillonnage utilisé pour la sélection des points de vente.

3.106 Les points de vente sont, par exemple :

- les magasins de détail — de l'échoppe permanente de très petite dimension aux chaînes multinationales;
- les étals de marché et les vendeurs de rue;
- les établissements fournissant des services aux ménages — électriciens, plombiers, laveurs de vitres, etc.;
- les prestataires de services de spectacles et loisirs;
- les prestataires de services de santé et d'éducation;
- les établissements de vente par correspondance ou par téléphone;
- Internet;
- les services publics;
- les organismes et services gouvernementaux.

3.107 Les principes régissant la sélection de l'échantillon de points de vente auprès desquels collecter les prix sont approfondis aux chapitres 5 et 6.

Différences de prix

3.108 Il y a différence de prix lorsque des biens ou services, en tous points identiques, sont vendus à des prix différents au même moment. Différents points de vente peuvent vendre exactement le même produit à des prix différents ou le même produit peut être vendu à partir d'un seul et même point de vente à des catégories différentes de clients à des prix différents.

3.109 Si les marchés étaient «parfaits» au sens économique, des produits identiques seraient tous vendus au même prix. S'il y avait plusieurs prix en vigueur sur le marché, tous les achats seraient effectués au prix le plus bas. Cela implique que les produits vendus à des

prix différents ne peuvent être identiques et doivent être d'une manière ou d'une autre qualitativement différents. Lorsque les différences de prix sont en fait attribuables à des différences de qualité, elles ne sont qu'apparentes, et non pures. En pareils cas, une variation du prix moyen résultant de l'évolution de la structure des quantités vendues à des prix différents tiendrait à une modification de la qualité moyenne des produits vendus. Cela influencerait sur l'indice des volumes et non des prix.

3.110 Si les offices statistiques ne disposent pas d'informations suffisantes sur les caractéristiques des biens et services vendus à des prix différents, ils doivent déterminer si les différences de prix observées sont pures ou seulement apparentes. La procédure par défaut la plus communément adoptée dans ces circonstances est celle qui consiste à supposer que les différences de prix sont apparentes, hypothèse généralement retenue pour l'IPC et les comptes nationaux.

3.111 Cependant, les marchés sont rarement parfaits. L'une des raisons de la coexistence de prix différents pour des produits identiques réside dans la possibilité pour les vendeurs de pratiquer la discrimination par les prix. Ou il se peut tout simplement que les consommateurs manquent d'informations et paient un prix plus élevé par ignorance ou encore que les marchés ne soient temporairement plus en équilibre par suite de chocs ou du lancement de nouveaux produits. En conséquence, il faut reconnaître qu'il y a parfois des différences pures de prix.

Discrimination par les prix

3.112 La théorie économique montre que la discrimination par les prix tend à accroître le profit. Il se peut que cette pratique ne puisse s'appliquer aux biens parce qu'ils peuvent être revendus. Les acheteurs victimes de la discrimination n'acquerraient pas les biens directement, mais essaieraient de persuader ceux qui peuvent les acquérir aux prix le plus bas de le faire pour eux. Les services, en revanche, ne peuvent être revendus, car il n'y a pas transfert de propriété.

3.113 La discrimination par les prix est une pratique qui a l'air d'être extrêmement répandue, quasiment la norme, pour de nombreux types de services, dont les services de santé, d'éducation et de transport. Par exemple, les personnes du troisième âge paient un tarif moins élevé que les autres pour exactement les mêmes types de services de santé ou de transport. Les droits universitaires appliqués aux étudiants étrangers sont supérieurs à ceux qu'acquittent les étudiants résidents. Comme il est en outre facile de moduler la qualité des services en fonction de la catégorie de consommateurs, il peut être difficile de déterminer dans quelle mesure les différences de prix observées tiennent à des différences de qualité ou à une pure discrimination par les prix. Il se peut même que les vendeurs offrent des services assortis de modalités comportant des différences insignifiantes ou fallacieuses selon la catégorie de clients ciblée de manière à masquer leur pratique de discrimination.

3.114 La discrimination par les prix peut compliquer l'établissement des indices de prix. Supposons, par exemple, qu'un prestataire de services pratique une discrimination par âge en appliquant aux personnes du troisième âge, c'est-à-dire âgées de 60 ans ou plus, le prix p_2 et aux autres le p_1 ($p_1 > p_2$). Supposons, en outre, que le prestataire décide ensuite de redéfinir le concept de troisième âge pour l'appliquer aux personnes âgées de 70 ans ou plus et de maintenir les prix inchangés par ailleurs. Dans pareil cas, ni p_1 ni p_2 ne change, le prix payé par les personnes âgées de 60 à 70 ans change et le prix moyen payé par tous les ménages augmente.

3.115 Cet exemple illustre un point de principe. Bien qu'aucun des prix, p_1 et p_2 , indiqués par le prestataire de services ne change, les prix effectivement payés par certains ménages changent s'ils sont obligés de passer de p_2 à p_1 . Du point de vue des ménages, il y a eu variation du prix, dont l'IPC doit en principe tenir compte. Lorsque les prix sont collectés auprès des vendeurs et non des ménages, une telle variation est peu susceptible d'être enregistrée.

Différences de prix entre points de vente

3.116 L'application de prix différents dans des points de vente différents pose des problèmes du même type. Les variations pures de prix sont, pour ainsi dire, appelées à se produire lorsque le marché est imparfait, ne serait-ce que parce que les ménages ne sont pas parfaitement informés. Lorsque s'ouvrent de nouveaux points de vente qui pratiquent des prix moins élevés que les autres, il se peut qu'il y ait un intervalle de temps durant lequel le même article est vendu à un prix différent dans des points de vente différents en raison de l'ignorance ou de l'inertie des consommateurs.

3.117 Il se peut que les ménages décident de passer d'un point de vente à un autre ou soient même obligés de le faire car l'univers des points de vente est en évolution constante, certains se fermant tandis que d'autres s'ouvrent. Lorsque les ménages passent d'un point de vente à un autre, l'effet de cette décision sur l'IPC varie selon que les différences de prix sont pures ou apparentes. Lorsqu'elles sont pures, le changement de points de vente modifie les prix moyens payés par les ménages. Cette variation doit être retracée par l'IPC. Par contre, si les différences de prix tiennent à des différences de qualité, le changement de points de vente modifie la qualité moyenne des produits achetés et influe en conséquence sur leur volume et non sur leur prix.

3.118 La plupart des prix collectés en vue de l'établissement de l'IPC sont les prix affichés, et non les prix de transaction effectivement payés par les ménages. Dans ces conditions, les effets de l'abandon par les ménages d'un point de vente pour un autre risquent de rester inobservés dans la pratique. Lorsque les différences de prix tiennent à des différences de qualité, la non-détection d'un tel changement n'introduit pas de biais dans l'IPC.

Acheter à un prix plus bas signifie que le produit acheté est de qualité inférieure, ce qui n'affecte pas l'indice des prix. Cependant, lorsque l'on a affaire à des différences de prix pures, la non-détection de ce changement aura tendance à introduire un biais positif dans l'indice, à supposer que les ménages tendent à préférer les points de vente qui pratiquent des prix plus bas. Ce biais potentiel est dit *biais de substitution des points de vente*.

Mise à jour des points de vente

3.119 Il y a une autre complication, qui tient au fait que, dans la pratique, les prix sont collectés seulement auprès d'un échantillon de points de vente et que cet échantillon peut changer, soit parce que certains points de vente se ferment et d'autres s'ouvrent, soit parce qu'il y a mise à jour délibérée de l'échantillon à intervalles réguliers. Lorsque les prix des points de vente nouvellement inclus dans l'échantillon sont différents de ceux des points de vente précédents, il est ici encore nécessaire de déterminer si les différences de prix sont apparentes ou pures. Si elles sont présumées apparentes, l'écart entre le prix précédemment collecté auprès de l'ancien point de vente et le prix recueilli auprès du nouveau n'est pas assimilé à une variation de prix entrant dans la construction de l'IPC, la différence étant considérée comme attribuable à une différence de qualité. Comme expliqué plus en détail au chapitre 7, si cette hypothèse est correcte, les variations de prix enregistrées dans les nouveaux points de vente peuvent simplement être raccordées à celles précédemment enregistrées dans les anciens points de vente sans introduire de biais dans l'indice. Le remplacement des anciens points de vente par de nouveaux n'a pas d'impact sur l'IPC.

3.120 Cependant, si les différences de prix entre les anciens et les nouveaux points de vente sont présumées pures, le raccordement simple décrit ci-dessus peut créer un biais. Lorsque les ménages font varier le prix qu'ils paient pour un produit en changeant de point de vente, les variations du prix doivent être prises en compte dans l'IPC. Comme précisé au chapitre 7, il semble que la plupart des offices statistiques aient tendance à supposer que les variations de prix ne sont pas pures et raccordent simplement les nouvelles séries de prix aux anciennes. Comme on ne peut pas supposer de façon réaliste que les marchés sont toujours parfaits et que les variations pures de prix ne se produisent jamais, ce procédé, quoique d'usage répandu, est contestable et risque de donner lieu à un biais positif. Il s'agit là du *biais de mise à jour des points de vente*. On pourrait supposer, comme il a été proposé, que toute variation de prix observée entre les anciens et les nouveaux points de vente est à 50 % pure et à 50 % imputable à une différence de qualité, en partant du principe que, quoique inévitablement arbitraire à certains égards, cette méthode reflète probablement davantage la réalité que celle consistant à supposer que la variation est soit totalement pure, soit entièrement attribuable à des différences de qualité (voir McCracken, Tobin, *et al.*, 1999).

Traitement de certaines dépenses des ménages

3.121 Certaines des dépenses effectuées par les ménages ont un but autre que l'acquisition de biens et services pour leur consommation propre et n'entrent donc pas dans le champ de l'IPC. L'une des grandes catégories de dépenses de ce type est celle des frais professionnels des ménages.

Commissions des agents et courtiers

3.122 Lorsqu'une maison est achetée par un propriétaire-occupant, on peut soutenir que les coûts de transfert associés à l'achat (ou à la vente) doivent être considérés comme des dépenses de consommation, comme les frais de courtage encourus lorsque des actifs financiers sont achetés ou vendus. Les commissions payées à un agent pour l'achat ou la vente d'une maison sont incluses dans l'IPC national de nombreux pays, sous réserve que la maison soit occupée par son propriétaire et non louée à une tierce partie.

Biens et services indésirables ou illicites

3.123 Tous les biens et services que les ménages achètent de leur propre gré pour satisfaire leurs besoins et désirs personnels constituent des dépenses de consommation et entrent donc dans le champ de l'IPC, que leur production, distribution ou consommation soient légales ou qu'elles aient lieu dans l'économie souterraine ou sur le marché noir. Certains types de biens ou services ne doivent pas être exclus parce qu'ils sont jugés indésirables, nuisibles ou contestables. Ces exclusions pourraient être fort arbitraires et compromettre l'objectivité et la crédibilité de l'IPC.

- Premièrement, il convient de noter que certains biens et services pourraient être jugés indésirables à certains moments et désirables à d'autres, et vice versa. L'attitude des gens change à mesure qu'ils acquièrent des informations, en particulier grâce aux progrès scientifiques. De même, certains biens ou services peuvent, à un moment déterminé, être jugés indésirables dans certains pays mais pas dans d'autres. Le concept de biens indésirables est par nature subjectif et quelque peu arbitraire et volatile.
- Deuxièmement, si l'on accepte que certains biens et services puissent être exclus de l'indice parce qu'ils sont indésirables, l'indice est alors sujet à manipulation ou à des tentatives de manipulation de la part de groupes de pression.
- Troisièmement, il se peut que les tentatives faites par les groupes de pression pour exclure certains biens ou services soient dictées par une méconnaissance des implications d'une telle action. Par exemple, si l'IPC sert à l'indexation des revenus, d'aucuns peuvent pen-

ser qu'il n'y a pas lieu d'indemniser les ménages de la hausse des prix de certains produits indésirables. Cependant, leur exclusion de l'indice n'a pas pour effet d'abaisser ce dernier. A priori, elle a autant de chances d'entraîner une hausse qu'une baisse de l'IPC, selon que l'augmentation du prix de l'article en question est inférieure ou supérieure à la moyenne pour les autres biens et services. Par exemple, si l'on décide d'exclure le tabac de l'IPC, et que la hausse du prix des produits liés au tabac est inférieure à la moyenne, l'exclusion du tabac donne lieu en fait à une augmentation du revenu des fumeurs (comme des non-fumeurs).

3.124 S'il est vrai que les biens et services que les ménages choisissent de consommer de leur plein gré ne doivent pas, en principe, être exclus de l'IPC parce qu'ils sont acquis dans l'économie souterraine, voire illégalement, il peut s'avérer impossible d'obtenir les données nécessaires sur les dépenses ou les prix, en particulier lorsqu'il s'agit de biens et de services illicites. Ces derniers pourraient bien être exclus dans la pratique.

Biens et services de luxe

3.125 Lorsque l'IPC est utilisé comme indice d'inflation générale, il doit se rapporter à tous les ménages, quelle que soit leur catégorie socioéconomique, et couvrir tous les biens et services de consommation, indépendamment de leur prix. De même, le champ d'un indice servant à l'indexation des revenus doit inclure tous les biens et services achetés par les ménages de référence, qu'ils soient considérés comme des biens et services de luxe ou autrement non essentiels ou indésirables.

3.126 Bien entendu, si les ménages de référence se limitent à un groupe particulier de ménages, l'indice exclura en fait tous les articles qui sont achetés exclusivement par les ménages n'appartenant pas à ce groupe. Par exemple, si l'on ne tient pas compte des 5 % les plus riches des ménages, cela revient, dans la pratique, à exclure de nombreux articles de luxe du champ de l'indice. Comme indiqué ci-dessus, ces ménages peuvent être exclus pour diverses raisons, dont le manque de fiabilité des données sur leurs dépenses et le fait que la collecte des prix de certains articles achetés exclusivement par une infime minorité de ménages ne soit pas rentable. Une fois le groupe de ménages de référence choisi et défini, toutefois, il n'y a pas à décider s'il faut exclure certaines de leurs dépenses qui sont considérées comme étant non essentielles ou de luxe.

Biens d'occasion

3.127 Il existe, pour la plupart des biens durables, un marché de l'occasion. Les dépenses des ménages incluent les dépenses d'acquisition de biens d'occasion et celles-ci entrent donc dans le champ de l'IPC. Cependant, les ventes de biens durables par les ménages constituant des dépenses négatives, les pondérations des

biens d'occasion sont fondées sur les dépenses nettes des ménages, c'est-à-dire total des achats moins ventes. Le total des dépenses au titre d'un type particulier de bien d'occasion est fonction du nombre de fois qu'il a été acheté et vendu; autrement dit, plus le taux de rotation (nombre de transactions) est grand, plus le total des dépenses est élevé. Un taux de rotation élevé ne signifie toutefois pas que le nombre de fois qu'un bien particulier peut être utilisé à des fins de consommation est plus grand ou que le flux de services pouvant être tiré de ce bien est plus important.

3.128 Un ménage peut acheter des biens d'occasion de plusieurs manières :

- *Directement à un autre ménage* — le ménage vendeur comptabilisera le produit de la vente en tant que recettes. Les dépenses nettes, c'est-à-dire dépenses moins recettes, sont égales à zéro; aucune pondération n'est donc affectée aux achats et ventes d'un ménage à un autre.
- *À un autre ménage en passant par un intermédiaire* — en principe, les dépenses des ménages au titre des services procurés par les intermédiaires sont données par la valeur de leur marge (écart entre le prix d'achat et le prix de vente). Ces services doivent être inclus dans l'IPC. Ils doivent être traités de la même manière que les commissions d'agents tels que les auxiliaires financiers. Les marges sont parfois extrêmement difficiles à estimer dans la pratique. Il y a lieu de tenir compte des reprises en les comptabilisant comme achats des intermédiaires et recettes des ménages.
- *Directement à un autre secteur, c'est-à-dire à une entreprise ou à l'étranger* — avec pour pondération les achats par les ménages de biens d'occasion aux autres secteurs moins leurs ventes aux autres secteurs.
- *À une entreprise ou à l'étranger en passant par un intermédiaire* — la pondération est ici fondée sur les achats des ménages aux intermédiaires *moins* les ventes des ménages à ces derniers *plus* la marge globale des intermédiaires sur les produits qu'ils achètent et revendent aux ménages. Les reprises doivent être considérées comme faisant partie des ventes des ménages (dans le cas des voitures, la pondération affectée aux voitures neuves ne doit pas inclure la déduction correspondant à la valeur des reprises).

3.129 Dans certains pays, un grand nombre des biens durables achetés par les ménages, en particulier les véhicules, sont parfois des biens d'occasion importés d'autres pays. Les prix de ces biens et les dépenses y afférentes entrent dans le champ de l'IPC, tout comme ceux des biens neufs. De même, il se peut que, dans certains pays, les achats nets de véhicules d'occasion par les ménages aux entreprises soient importants, ces véhicules étant affectés, dans l'indice, d'une pondération plus élevée que les véhicules neufs achetés par les ménages.

Dépenses imputées de biens et services

3.130 Comme expliqué dans les sections précédentes, un grand nombre de biens et services acquis et utilisés par les ménages pour leur propre consommation finale ne sont pas achetés dans le cadre de transactions monétaires mais acquis dans des opérations de troc ou à titre de rémunération en nature ou sont produits par les ménages eux-mêmes. Il est possible d'estimer ce que les ménages auraient payé s'ils avaient acquis ces biens et services dans des transactions monétaires ou ce qu'il leur coûte pour les produire. En d'autres termes, une valeur peut être imputée à ces dépenses non monétaires.

3.131 Le bien-fondé de l'inclusion des dépenses imputées dans le champ de l'IPC dépend principalement du but principal de l'indice. Si l'IPC sert à mesurer l'inflation, on peut faire valoir que seules les dépenses monétaires devraient y être incluses. L'inflation est un phénomène monétaire dont l'ampleur est mesurée par les variations des prix monétaires qui ressortent des transactions monétaires. Même lorsque l'IPC est principalement utilisé comme instrument d'indexation, on peut soutenir qu'il devrait rendre compte seulement des variations des prix monétaires effectivement payés par la population de référence. Conformément à l'objectif de suivi de l'inflation au sein de l'Union européenne, Eurostat a établi l'Indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) pour mesurer l'inflation à laquelle doivent faire face les consommateurs. Le concept de «dépense monétaire de consommation finale des ménages» (DMCFM) adopté dans l'IPCH définit à la fois les biens et services à couvrir et la notion de prix à utiliser, c'est-à-dire les prix nets des remboursements, subventions et rabais. La DMCFM se rapporte seulement aux transactions monétaires et ne recouvre ni l'autoconsommation (par exemple les produits agricoles ou les services de logement des propriétaires-occupants), ni la consommation de biens et services reçus à titre de revenus en nature.

3.132 Lorsque l'IPC sert d'indice du coût de la vie, certaines dépenses imputées sont normalement incluses dans le champ de l'IPC car les biens et services acquis dans des transactions non monétaires influent sur le niveau de vie des ménages. Comme indiqué ci-dessus, la plupart des pays y incluent les dépenses imputées des ménages au titre des services de logement produits par les propriétaires-occupants, mais non les dépenses imputées de biens tels que les produits agricoles destinés à l'autoconsommation.

Couverture des prix

3.133 L'IPC doit rendre compte de l'expérience des consommateurs auxquels il se rapporte et doit donc faire état des prix que ces derniers paient pour les biens et services qui entrent dans le champ de l'indice. Les dépenses et prix enregistrés sont ceux qui sont payés par

les consommateurs, y compris les taxes sur les produits et compte tenu de tous les rabais et subventions et de la plupart des remises, même s'ils sont discriminatoires ou conditionnels. Il est toutefois quasiment impossible de tenir compte de tous les rabais et remises dans la pratique et il faut donc recourir à des compromis pratiques raisonnables. À ce sujet, des recommandations ainsi que des exemples sont présentés au chapitre 6.

3.134 Lorsque les ménages achètent des produits à leur prix de marché intégral et que la somme versée leur est ensuite remboursée en partie par l'État ou un régime de sécurité sociale, il faut porter dans l'IPC le prix de marché *moins* le montant remboursé. Ce type de procédé est courant pour les dépenses d'éducation et de santé.

Taxes et subventions

3.135 Toutes les taxes sur les produits, comme les taxes sur les ventes, les droits d'accise et la taxe sur la valeur ajoutée (TVA), font partie du prix d'achat payé par les consommateurs qui entre dans l'IPC. De même, il faut tenir compte des subventions, qui sont traitées comme des taxes négatives sur les produits.

3.136 À des fins analytiques et pratiques, il peut être utile d'estimer un IPC qui mesure les mouvements des prix, non compris ceux qui sont dus aux variations des taxes et subventions. Pour les responsables monétaires, les hausses de prix résultant des variations des taxes indirectes ou des subventions ne font pas partie du processus inflationniste sous-jacent, mais sont attribuables à l'usage qu'ils font eux-mêmes de ces leviers économiques. De même, lorsqu'un IPC est utilisé à des fins d'indexation, toute augmentation de l'IPC qui résulte d'un relèvement des impôts indirects donne lieu à une hausse des salaires et avantages sociaux indexés sur l'IPC, bien que la majoration des impôts ait pu avoir pour but de réduire le pouvoir d'achat des consommateurs. Ou encore, il se peut que les subventions aient été accrues en vue de stimuler la consommation, mais la baisse des prix qui en résulte pourrait être contrebalancée par une hausse plus faible des salaires et avantages sociaux indexés.

3.137 *Indices des prix nets.* On peut établir des indices de prix nets dans lesquels les taxes sur les biens ou services de consommation sont déduites du prix d'achat et les subventions leur sont rajoutées. Cependant, ces indices ne montrent pas nécessairement comment les prix auraient évolué sans les taxes ou sans leurs variations. Chacun sait combien il est difficile d'estimer l'incidence véritable des taxes sur les produits : c'est-à-dire dans quelle mesure les taxes ou subventions, ou leurs variations, sont répercutées sur le consommateur. Il est également difficile de tenir compte des effets secondaires des variations des taxes. Pour estimer ces effets, on peut utiliser une analyse entrées-sorties, qui consiste à retracer l'effet cumulatif des taxes et subventions aux divers stades de production. Par exemple, une partie des taxes sur les carburants entrera dans le prix de transport des biens, qui

entrera lui-même en partie dans le prix payé pour les biens de consommation par les détaillants et, partant, dans le prix qu'ils appliqueront aux consommateurs. Le tableau entrées-sorties, qui est nécessaire pour retracer tous ces effets, doit être beaucoup plus détaillé et à jour que celui dont disposent la plupart des pays. Il est donc plus pratique de limiter tout simplement les taxes et subventions en fonction desquelles les prix sont corrigés à celles qui sont appliquées au stade final de la vente au détail, c'est-à-dire principalement à la TVA, aux taxes sur les ventes et aux droits d'accise. Il est plus facile d'estimer les prix nets de ces seules taxes ou de les corriger des variations de ces taxes. Dans le cas d'une taxe sur les ventes ou de la TVA (en pourcentage), le calcul est simple, mais pour les droits d'accise, il est nécessaire de déterminer le pourcentage de marge du détaillant, car le droit d'accise sera lui aussi majoré de ce pourcentage.

Rabais, remises, ristournes, programmes de fidélisation et produits «gratuits»

3.138 L'IPC doit tenir compte des effets des remises, des programmes de fidélisation et des bons de réduction. Comme il se rapporte, par définition, à tous les ménages de référence, de l'ensemble du pays ou d'une région particulière, il y a lieu d'inclure les rabais, même s'ils ne sont accordés qu'à certains ménages ou aux consommateurs répondant à certains critères de paiement.

3.139 Il peut être difficile, pour des raisons pratiques, d'enregistrer les rabais discriminatoires ou conditionnels. Lorsque seul un groupe déterminé de ménages peut bénéficier d'un certain rabais sur un produit donné, la strate initiale pour ce produit est divisée en deux nouvelles strates, chacune enregistrant une variation de prix différente et nécessitant une pondération. C'est pourquoi, à moins que les dépenses de la période de base pour toutes les strates possibles ne soient connues, il n'est pas possible de rendre compte correctement des rabais discriminatoires. De même, dans le cas des rabais conditionnels, par exemple les rabais sur les factures de services publics pour paiement rapide, il peut être difficile de rendre compte de l'effet d'offres de ce genre si l'on ne dispose pas de données sur le pourcentage de clients qui y répondent. Ce genre de problème pratique se pose lorsqu'il y a discrimination par les prix et que les vendeurs modifient les critères de définition des groupes auxquels un prix différent est appliqué, amenant ainsi certains ménages à payer plus ou moins qu'avant sans changer le prix proprement dit. Ces cas sont approfondis au chapitre 7.

3.140 S'il vaut mieux enregistrer toutes les variations de prix, il est également important de s'assurer que la qualité des biens ou services dont les prix sont collectés ne change pas elle aussi. Certes, ce sont des prix au rabais qui sont collectés en période de soldes générales, mais il y a lieu de vérifier que la qualité des produits dont le prix est recueilli ne s'est pas dégradée.

3.141 La démarcation entre rabais et remise peut être floue et s'exprime peut-être le mieux en termes de temps. Autrement dit, un rabais prend effet au moment de l'achat et la remise quelque temps après. Selon cette définition, les bons de réduction sont des rabais et, comme dans le cas des rabais conditionnels susmentionnés, ne peuvent être pris en compte dans l'IPC que s'ils se rapportent à un produit donné et si le pourcentage de clients se prévalant de l'offre est connu au moment de l'établissement de l'indice. Comme cela n'est guère probable, l'effet des bons de réduction est généralement exclu de l'IPC. Il convient de noter que la réduction n'est enregistrée que lorsque le bon est utilisé, et non lorsque le bon est offert pour la première fois au consommateur.

3.142 Les remises peuvent être accordées sous forme d'un produit déterminé, par exemple de miles aériens, ou peuvent être d'ordre plus général, comme les programmes de fidélisation des supermarchés dans lesquels un bon de 10 dollars est accordé pour chaque tranche de 200 dollars dépensée. Comme dans le cas des rabais examinés ci-dessus, les remises ne peuvent être traitées comme des réductions de prix que si elles se rapportent à des produits déterminés et peuvent être pondérées en fonction du pourcentage de clients qui s'en prévalent. Les primes offertes sous forme de produits «gratuits» aux consommateurs, qui en reçoivent ainsi une quantité plus grande ou «deux paquets pour le prix d'un», doivent être considérées comme des réductions de prix, mais elles peuvent être ignorées dans la pratique quand l'offre est temporaire et rapidement retirée. Lorsqu'il y a changement permanent de la taille du paquet, il faut procéder à un ajustement pour tenir compte de la qualité (voir chapitre 7).

3.143 Face aux difficultés éprouvées dans la pratique à enregistrer correctement tous ces types de réduction de prix, il n'est généralement tenu compte des rabais et remises que s'ils sont inconditionnels, tandis que les programmes de fidélisation, bons de réduction et autres incitations sont ignorés. Les rabais accordés au cours des soldes saisonnières peuvent être enregistrés sous réserve que la qualité des biens ne change pas.

Classification

3.144 Le système de classification sur lequel repose tout IPC est la structure essentielle à bien des stades de l'élaboration de cet indice. À l'évidence, il fournit la structure de pondération et d'agrégation nécessaire à cet effet, mais il fournit également le système de stratification des produits dans le cadre d'échantillonnage, au moins jusqu'à un certain niveau de détail, et il détermine l'éventail des sous-indices disponibles à des fins de publication. Plusieurs facteurs doivent être pris en compte dans l'élaboration d'un système de classification pour l'IPC.

- Premièrement, la classification doit refléter la réalité économique. Par exemple, il doit être possible de tenir compte des nouveaux biens et services d'une

manière propre à réduire au minimum le besoin de restructurer ultérieurement les catégories de niveau plus élevé. La restructuration n'est pas à recommander car beaucoup d'utilisateurs ont besoin de séries longues, qui seraient alors interrompues.

- Deuxièmement, les besoins des utilisateurs en matière de sous-indices doivent revêtir une haute priorité dans l'établissement des groupes d'agrégats. C'est ainsi que, si certains utilisateurs s'intéressent particulièrement aux variations des prix des produits alimentaires, par exemple, la classification doit fournir des détails suffisants à cet égard.
- Troisièmement, dans tout système de classification, les catégories doivent être sans équivoque mutuellement exclusives tout en couvrant tous les produits considérés comme entrant dans son champ d'application. D'un point de vue pratique, cela signifie que l'on doit pouvoir facilement affecter une dépense ou un prix donné à une catégorie, et une seule, du système de classification.

3.145 La disponibilité et la nature des données elles-mêmes influenceront sur la conception du système de classification. La disponibilité des données sur les dépenses et les prix déterminera le niveau de détail le plus faible qui puisse être atteint. À l'évidence, il n'est pas possible d'établir un indice séparé pour un produit lorsque ni les pondérations ni les prix ne sont connus. Au niveau de détail le plus élevé, une forte variance des mouvements de prix ou des séries connexes indiquera où des catégories devront être ajoutées. Conformément aux méthodes d'échantillonnage types, la stratification doit réduire au minimum la variance intrastrate tout en maximisant la variance interstrate. C'est ce que la classification doit refléter.

Critères de classification des dépenses de consommation

3.146 Bien qu'une classification puisse être conçue conformément à la théorie économique ou en fonction des besoins des utilisateurs suivant une approche descendante, dans la pratique, le statisticien recueille des données sur les divers produits et les agrège ensuite en se conformant au système de classification (approche ascendante). Par exemple, les unités de la Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP) sont des dépenses d'acquisition de biens et services de consommation et non des dépenses par fonctions proprement dites. Les divisions 01 à 12 de la COICOP convertissent ces statistiques de base en classification fonctionnelle en regroupant les divers biens et services qui sont considérés comme servant à un but particulier (nourrir le corps, le protéger contre les intempéries, prévenir et guérir les maladies, acquérir des connaissances, voyager, etc.).

3.147 Les classifications des dépenses sont des systèmes qui consistent à agréger les dépenses au titre des

produits sur la base de certains critères théoriques ou définis par l'utilisateur, tels que :

- *Le type de produit* — les dépenses peuvent être agrégées selon :
 - les caractéristiques physiques des biens et la nature des services; par exemple, les biscuits secs peuvent être répartis entre les biscuits au chocolat et les autres. Ce critère peut être appliqué de façon significative jusqu'au niveau de détail le plus poussé, et sert de base à la Classification centrale des produits, version 1.0 (Division de statistique des Nations Unies, 1998b);
 - l'activité économique génératrice du produit. Le modèle de classification internationale est la Classification Internationale Type par Industrie, de toutes les branches d'activité économique (CITI), Révision 3.1 (Division de statistique des Nations Unies, 2002);
 - le processus de production;
 - le type de point de vente où le produit a été acheté;
 - l'origine géographique du produit.
- *La fonction des produits*, par exemple procurer des aliments, un abri, des services de transport, etc. Le modèle de classification internationale est la COICOP.
- *L'environnement économique* : les dépenses pourraient être agrégées suivant des critères tels que
 - l'interchangeabilité des produits;
 - la complémentarité des produits;
 - l'application de taxes sur les ventes, de subventions à la consommation, de droits d'accise, de droits de douane, etc.;
 - les importations en provenance de différents pays (dans certains cas, la classification des produits exportables pourrait présenter de l'intérêt).

Classification par type de produit

3.148 Lorsqu'un indice des prix doit être établi pour des groupes de produits déterminés, c'est la classification par type de produit qu'il faut adopter. Une classification de ce genre peut répondre à plusieurs des critères indiqués ci-dessus; c'est le cas, par exemple, de la Classification des produits associée aux activités (CPA) de la Communauté économique européenne (Eurostat, 1993), qui est liée à la CPC au niveau de détail et à la CITI au niveau agrégé.

3.149 Inévitablement, les enquêteurs et les statisticiens chargés d'établir l'indice rencontreront des produits pour lesquels il n'existe pas de catégories détaillées ou de sous-catégories, par exemple les produits entièrement nouveaux ou les produits hybrides qui sont un composé de produits existants. C'est là un problème qui se pose souvent dans le cas des produits de

haute technologie, les biens et services de télécommunication et les produits alimentaires sous forme de «repas prêts-à-déguster». En un premier temps, les dépenses au titre de ces produits peuvent être comptabilisées au poste «autres» ou n.c.a. (non classé ailleurs), mais, lorsqu'elles atteignent un niveau élevé, il faut les classer séparément.

Classification par fonction

3.150 Si le statisticien chargé d'établir l'IPC cherche à mesurer la variation du coût à encourir pour satisfaire des besoins particuliers, il devra recourir à une classification par fonction. La COICOP comporte 12 divisions qui font apparaître, au niveau le plus élevé, des catégories fonctionnelles et, au-dessous de ce niveau, des groupes et classes de produits. En d'autres termes, les produits sont classés sous des rubriques fonctionnelles. L'affectation des produits est compliquée par l'existence de produits à fonctions multiples (un seul et même produit qui peut servir à des usages divers), comme l'électricité, les produits (composites) à fonctions mixtes, tels que les voyages organisés, qui incluent le transport, l'hébergement, les repas, etc.

3.151 *Biens et services à fonctions multiples.* La majorité des biens et services peuvent être sans aucune ambiguïté affectés à un usage et un seul, mais certains pourraient, de façon plausible, avoir plusieurs fonctions. C'est le cas, par exemple, des carburants, qui peuvent alimenter les moteurs des véhicules classés au poste des transports aussi bien que des véhicules classés au poste des loisirs ou les motoneiges et les bicyclettes, qui peuvent être achetés pour servir de moyens de transport ou de matériel de loisir.

3.152 La règle générale régissant l'établissement d'une COICOP est de classer les biens et services à fonctions multiples dans la division correspondant à la fonction prédominante. C'est ainsi que les carburants relèvent de la division «Transports». Lorsque la fonction prédominante varie d'un pays à l'autre, les biens et services à fonctions multiples ont été affectés à la division qui rend compte de leur principale fonction dans les pays où le produit en question est particulièrement important. C'est ainsi que les motoneiges et les bicyclettes ont été classées à la division «Transports» car c'est à cet usage qu'ils servent habituellement dans les régions où la plupart des véhicules de ce type sont achetés — c'est-à-dire l'Amérique du Nord et les pays nordiques dans le cas des motoneiges, et l'Afrique, l'Asie du Sud-Est, la Chine et les pays plats de l'Europe du Nord pour ce qui est des bicyclettes.

3.153 Comme autres exemples de produits à fonctions multiples de la COICOP, on peut citer : les aliments consommés hors de chez soi, qui sont classés sous «Restaurants et hôtels» et non sous «Produits alimentaires et boissons non alcoolisées»; les fourgonnettes de camping, qui relèvent des «Loisirs et culture» et non des «Transports»; les chaussures de basket et

autres chaussures de sport pour tous les jours ou pour le loisir, qui sont classées sous «Articles d'habillement et chaussures», et non sous «Loisirs et culture».

3.154 Les statisticiens nationaux peuvent décider de classer ailleurs les produits à fonctions multiples s'ils jugent ce reclassement plus adapté au cas de leur pays. Ce nouveau classement doit être expliqué dans une note de bas de page.

3.155 *Biens et services à fonctions mixtes.* Une seule dépense est parfois enregistrée pour rendre compte de l'acquisition d'un groupe de biens et services servant à deux ou plusieurs usages différents. Par exemple, l'achat d'un voyage organisé (tout compris) inclura le paiement de services de transport, d'hébergement et de restauration, et l'achat de services d'éducation peut inclure le paiement de services de santé, de transport, d'hébergement, de matériel éducatif, etc.

3.156 Les dépenses au titre de biens et services à deux ou plusieurs fonctions sont traitées au cas par cas en vue d'assurer une classification fonctionnelle aussi précise que possible et compatible avec des considérations d'ordre pratique ayant trait à la disponibilité des données. C'est ainsi que les achats de voyages organisés sont classés sous «Forfaits touristiques», sans classification séparée par fonctions telles que le transport, l'hébergement et la restauration. En revanche, les paiements de services éducatifs doivent être autant que possible ventilés entre «Enseignement», «Santé», «Transports», «Restaurants et hôtels» et «Loisirs et culture».

3.157 Deux autres exemples de produits à fonctions mixtes sont les services aux hospitalisés, qui incluent le traitement médical, l'hébergement et les repas; et les services de transport pour lesquels les repas et l'hébergement sont inclus dans le prix du billet. Dans les deux cas, les fonctions ne sont pas comptabilisées séparément. Les achats de services aux hospitalisés sont classés sous «Services hospitaliers» et les achats de services de transport (hébergement et repas compris) sous «Services de transport».

Classifications pour les indices des prix à la consommation

3.158 Dans la pratique, la plupart des pays utilisent un système de classification hybride pour établir leur IPC, en ce sens que les dépenses sont classées par fonction au plus haut niveau et par type de produit au-dessous de ce niveau. Dans certains pays, les classifications fonctionnelles adoptées au niveau le plus élevé ont été mises au point il y a de nombreuses années pour les IPC initialement conçus afin de mesurer la variation du coût d'un panier de biens et services considérés alors comme nécessaires pour survivre ou maintenir un niveau de vie «de base». Les classifications étaient donc fondées sur les besoins des consommateurs, «besoins» dont la définition a pu être plus ou moins subjective selon les impératifs politiques.

3.159 La pratique recommandée aujourd'hui est celle qui consiste à conserver la classification fonction-

nelle au plus haut niveau, avec ventilation par type de produit au-dessous, tout en appliquant autant que possible les classifications internationales types récemment établies et en les adaptant aux besoins du pays, le cas échéant. En d'autres termes, il y a lieu d'utiliser les divisions 01 à 12 de la COICOP et d'y intégrer, aux deux niveaux de détail suivants, les classes et sous-classes de produits de la Classification centrale des produits (CPC).

Niveau de publication

3.160 Comme indiqué ci-dessus, toute restructuration de la classification des indices publiés créera des difficultés pour les utilisateurs et doit, autant que possible, être évitée. Pour cela, il faut, en premier lieu, planifier et établir avec soin le système de classification qui sera utilisé. Il s'agit de fournir aux utilisateurs autant de détails qu'ils veulent en termes d'indices de produit et de pondérations tout en se ménageant la possibilité de restructurer la classification aux niveaux les plus bas (non publiés) sans aucun effet apparent sur les séries publiées.

3.161 Les échantillons d'articles situés au-dessous du niveau auquel les pondérations sont publiées peuvent être modifiés entre deux grandes révisions des pondérations. Comme expliqué au chapitre 9, les nouveaux articles et variétés, et les articles et variétés de remplacement, peuvent eux aussi être pris en compte sous réserve qu'ils entrent dans une catégorie de produits pour lesquels des pondérations sont publiées. Un nouveau produit important, par exemple un ordinateur personnel, ne pourrait être inclus qu'au moment d'une grande révision des pondérations, alors que les téléphones mobiles pourraient être inclus à tout moment si les pondérations publiées au niveau le plus bas de la catégorie des télécommunications sont celles des services téléphoniques.

Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP)

3.162 *Structure de la COICOP.* Le modèle de classification internationale des dépenses de consommation individuelle est la Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP). C'est une classification fonctionnelle qui est utilisée également dans le *SCN 1993* et porte sur les dépenses de consommation individuelle de trois secteurs institutionnels, à savoir les ménages, les institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM) et les administrations publiques. Les dépenses de consommation individuelle sont celles qui bénéficient aux particuliers ou aux ménages.

3.163 La COICOP comporte 14 divisions :

- les divisions 01 à 12 se rapportent aux dépenses de consommation finale des ménages;
- la division 13 porte sur les dépenses de consommation finale des ISBLSM;

- la division 14 a trait aux dépenses de consommation individuelle des administrations publiques.

La classification fait apparaître trois niveaux de détail :

- division ou niveau à 2 chiffres, par exemple 01. Produits alimentaires et boissons non alcoolisées;
- groupe ou niveau à 3 chiffres, par exemple 01.1 Produits alimentaires;
- classe ou niveau à 4 chiffres, par exemple 01.1.1 Pain et céréales.

3.164 Les 12 divisions qui se rapportent aux ménages comportent 47 groupes et 117 classes et sont présentées à l'annexe 2. Au-dessous des classes, les statisticiens chargés d'établir l'IPC iront davantage dans le détail en subdivisant les classes en fonction de leurs impératifs nationaux. Bien entendu, il est clairement préférable de conserver la structure de base de la COICOP au niveau le plus élevé pour assurer la comparabilité entre les pays et entre les différents usages de la COICOP (IPC, statistiques des dépenses des ménages, agrégats de comptabilité nationale).

3.165 Il y a des classes de la COICOP qui ne sont pas nécessairement incluses dans la plupart des IPC ou pour lesquelles il n'est pas possible de recueillir directement auprès des ménages des données sur les dépenses correspondantes. Par exemple, la COICOP comporte une classe pour les loyers fictifs des propriétaires-occupants qui n'entre pas dans le champ de certains IPC. La COICOP comporte également une classe où sont comptabilisés les services d'intermédiation financière indirectement mesurés, laquelle est exclue du champ de certains IPC car il est difficile de les évaluer dans la pratique. Quoi qu'il en soit, les données sur les dépenses au titre de ces services ne peuvent être recueillies à l'aide d'enquêtes sur le budget des ménages. De même, la COICOP fait apparaître un groupe de dépenses au titre de la rémunération de services d'assurance, qui relèvent du champ de l'IPC mais ne peuvent être évaluées à l'aide d'enquêtes auprès des ménages.

3.166 *Type de produit.* Les classes de la COICOP se divisent en : services (S), biens non durables (ND), biens semi-durables (SD) et biens durables (D). Cette subdivision supplémentaire permet d'autres applications analytiques. Par exemple, il se peut qu'il soit nécessaire d'estimer le stock de biens de consommation durables détenu par les ménages, auquel cas les biens inclus dans les classes de la COICOP qui se rapportent aux «biens durables» fournissent les éléments de base pour ces estimations.

3.167 Comme indiqué ci-dessus, un bien est non durable ou durable selon qu'il est utilisable seulement une seule fois ou de façon répétée ou continue sur une période beaucoup plus longue qu'un an. En outre, les biens durables, comme les automobiles, réfrigérateurs, machines à laver et télévisions, ont une valeur d'acquisition relativement élevée. Les biens semi-durables diffèrent des biens durables en ce que leur durée d'utili-

sation escomptée, quoique supérieure à un an, est souvent sensiblement plus courte et leur valeur d'acquisition nettement moins élevée. En raison de l'importance attachée aux biens durables, les catégories de biens qualifiés de durables dans la COICOP sont présentées ci-après :

- meubles, articles d'ameublement, tapis et autres revêtements de sol;
- gros appareils ménagers;
- outillage et autre matériel pour la maison et le jardin;
- appareils et matériels médicaux;
- véhicules;
- matériel de téléphonie et de télécopie;
- matériel audiovisuel, photographique et de traitement de l'information (à l'exception du matériel d'enregistrement);
- biens durables importants à fonction récréative;
- appareils électriques à usage personnel;
- bijoux, horloges et montres.

Les biens ci-après sont considérés comme semi-durables :

- articles d'habillement et chaussures;
- articles de ménage en textiles;
- petits appareils ménagers électriques;
- verrerie, vaisselle et ustensiles de ménage;
- pièces détachées de véhicules;
- matériel d'enregistrement;
- jeux, jouets, passe-temps, équipement de sport, matériel de camping, etc.

3.168 Certaines classes de la COICOP incluent à la fois des biens et des services car il est difficile, dans la pratique, de les subdiviser en biens et services. Ces classes sont généralement accompagnées d'un (S) lorsque les services sont considérés comme étant la composante prédominante. De même, il existe des classes qui regroupent à la fois des biens non durables et des biens semi-durables, ou à la fois des biens semi-durables et des biens durables. Ici encore, ces classes sont accompagnées du sigle (ND), (SD) ou (D) selon le type de bien qui est considéré comme étant le plus important.

Appendice 3.1 Indices des prix à la consommation et déflateurs des prix en comptabilité nationale

1. L'objet du présent appendice est d'expliquer pourquoi et en quoi les indices des prix à la consommation (IPC) diffèrent des indices des prix qui sont utilisés comme déflateurs des dépenses de consommation des ménages en comptabilité nationale. Les différences entre ces deux types d'indice des prix sont souvent peu connues.

Couverture des ménages

2. Les catégories de ménages couvertes par l'IPC et celles qui relèvent de la comptabilité nationale ne sont intentionnellement pas les mêmes, les premières étant généralement plus restreintes. Les dépenses de consommation des ménages en comptabilité nationale sont les dépenses effectuées par tous les ménages, y compris les ménages institutionnels, résidents dans le pays ou la région, que ces dépenses soient faites à l'intérieur ou hors du pays ou de la région de résidence. L'IPC couvre généralement les dépenses et les prix payés par les ménages à l'intérieur des frontières géographiques d'un pays ou d'une région, que les ménages en soient des résidents ou des visiteurs. Fait plus important, la plupart des IPC sont délibérément définis de manière à couvrir seulement des catégories déterminées de ménages. Par exemple, un IPC peut exclure les ménages très riches ou se limiter aux ménages des zones urbaines ou à ceux qui ont à leur tête des salariés.

Couverture des dépenses de consommation

3. Les catégories de dépenses couvertes par l'IPC et celles qui relèvent de la comptabilité nationale ne sont intentionnellement pas les mêmes, les premières étant généralement plus restreintes. Dans la majorité des cas, l'IPC ne couvre pas la plupart des dépenses de consommation non monétaire imputées qui sont incluses dans les comptes nationaux, en principe ou en pratique à cause du manque de données. Nombre d'IPC incluent les loyers fictifs des logements occupés par leurs propriétaires, mais l'IPC ne tient normalement pas compte

des dépenses et prix imputés pour les produits agricoles ou autres biens destinés à l'autoconsommation qui sont inclus dans les comptes nationaux.

Horizon temporel

4. La plupart des IPC mesurent les variations des prix entre deux dates ou sur un intervalle de temps très court, par exemple une semaine. En comptabilité nationale, les indices de prix servent de déflateurs des dépenses agrégées sur de longues périodes de temps, en général un an. Il est peu probable que la méthode de calcul des IPC annuels, qui consiste à faire la moyenne des IPC mensuels ou trimestriels, soit conforme, sur le plan conceptuel, à celle des indices des prix annuels de la comptabilité nationale.

Formules de calcul des indices

5. Les formules de calcul des IPC et celles qui servent à calculer les indices en comptabilité nationale ne sont pas les mêmes. Dans la pratique, la plupart des IPC sont généralement établis à l'aide de la formule de Lowe, qui fait intervenir les quantités d'une période antérieure, tandis que les indices ou déflateurs des prix en comptabilité nationale sont d'ordinaire des indices de Paasche. La formule de Paasche est utilisée pour obtenir des indices de volume de type Laspeyres. Ces différences, qui tiennent à l'application de formules de calcul différentes, tendraient à s'atténuer si le raccordement annuel était adopté aussi bien pour les IPC que pour les comptes nationaux.

Conclusions

6. Il est clair que, en général, les IPC et les déflateurs des prix en comptabilité nationale peuvent différer pour diverses raisons, surtout par la couverture des ménages et des dépenses, mais aussi par l'horizon temporel considéré et la formule de calcul utilisée. Ces différences sont intentionnelles et justifiées. Bien entendu, les prix collectés pour l'établissement de l'IPC peuvent également servir à établir les déflateurs détaillés des prix utilisés en comptabilité nationale, mais au niveau agrégé, les IPC et les déflateurs des comptes nationaux peuvent être fort différents pour les raisons qui viennent d'être mentionnées.

LES PONDÉRATIONS DES DÉPENSES ET LEURS SOURCES

4

Introduction

4.1 On calcule en général un indice des prix à la consommation (IPC) en établissant la moyenne pondérée des variations des prix des biens de consommation et des services qu'il couvre. Les pondérations sont censées refléter l'importance relative de ces biens et services, mesurée par leurs parts dans la consommation totale des ménages. La pondération attachée à chaque bien ou service détermine l'impact de toute variation de son prix sur l'indice global. À des fins de transparence, et pour l'information des utilisateurs de l'indice, les pondérations devraient être diffusées dans le public.

4.2 Les pondérations dépendent du champ de l'indice qui est lui-même fonction de la principale utilisation de celui-ci. L'utilisation et le champ d'un IPC sont déjà expliqués dans une certaine mesure dans les deux précédents chapitres. Le présent chapitre porte donc sur les méthodes utilisées pour établir les pondérations, ainsi que sur les sources des données qui peuvent servir à les estimer. En pratique, les pondérations renvoient en général aux dépenses de biens et de services de consommation des ménages, par opposition à l'utilisation effective de ces biens ou services pour répondre à leurs besoins ou désirs. Les pondérations fondées sur les dépenses conviennent pour un IPC établi selon le concept «acquisition». La différence entre les concepts «acquisition» et «utilisation» est expliquée au chapitre précédent.

4.3 Cependant, dans le cas particulier des logements occupés par leur propriétaire, de nombreux pays adoptent le concept «utilisation» plutôt que le concept «acquisition» et mesurent les variations des prix des flux de services de logement consommés par les ménages, par opposition aux variations des prix des logements. On verra au chapitre 23 du présent manuel que l'une des conséquences importantes de l'adoption de ce concept est que la pondération des logements occupés par leur propriétaire dans l'IPC global est considérablement plus importante que dans le cas du concept «acquisition», étant donné que les valeurs des services de logement consommés par les propriétaires occupants couvrent, outre l'amortissement du logement acheté, les charges d'intérêt sur le capital investi. Il se peut fort bien qu'au bout d'un certain nombre d'années, les pondérations attribuées aux logements occupés par leur propriétaire soient deux fois plus élevées avec le concept «utilisation» qu'avec le concept «acquisition». (Pour plus de précisions et d'explications, voir le chapitre 23.)

La structure de pondération de l'indice des prix à la consommation

4.4 Comme l'expliquent de façon plus approfondie les chapitres 7 et 9, les IPC sont en général calculés en deux étapes. Dans un premier temps, des indices élémentaires sont estimés pour chacun des agrégats élémentaires. Ces indices sont construits comme suit : a) on recueille un échantillon de prix représentatifs pour chaque agrégat élémentaire, puis b) on calcule une variation moyenne des prix pour l'échantillon. Ensuite, une moyenne pondérée est extraite des indices élémentaires en utilisant comme pondérations les dépenses au sein des agrégats élémentaires.

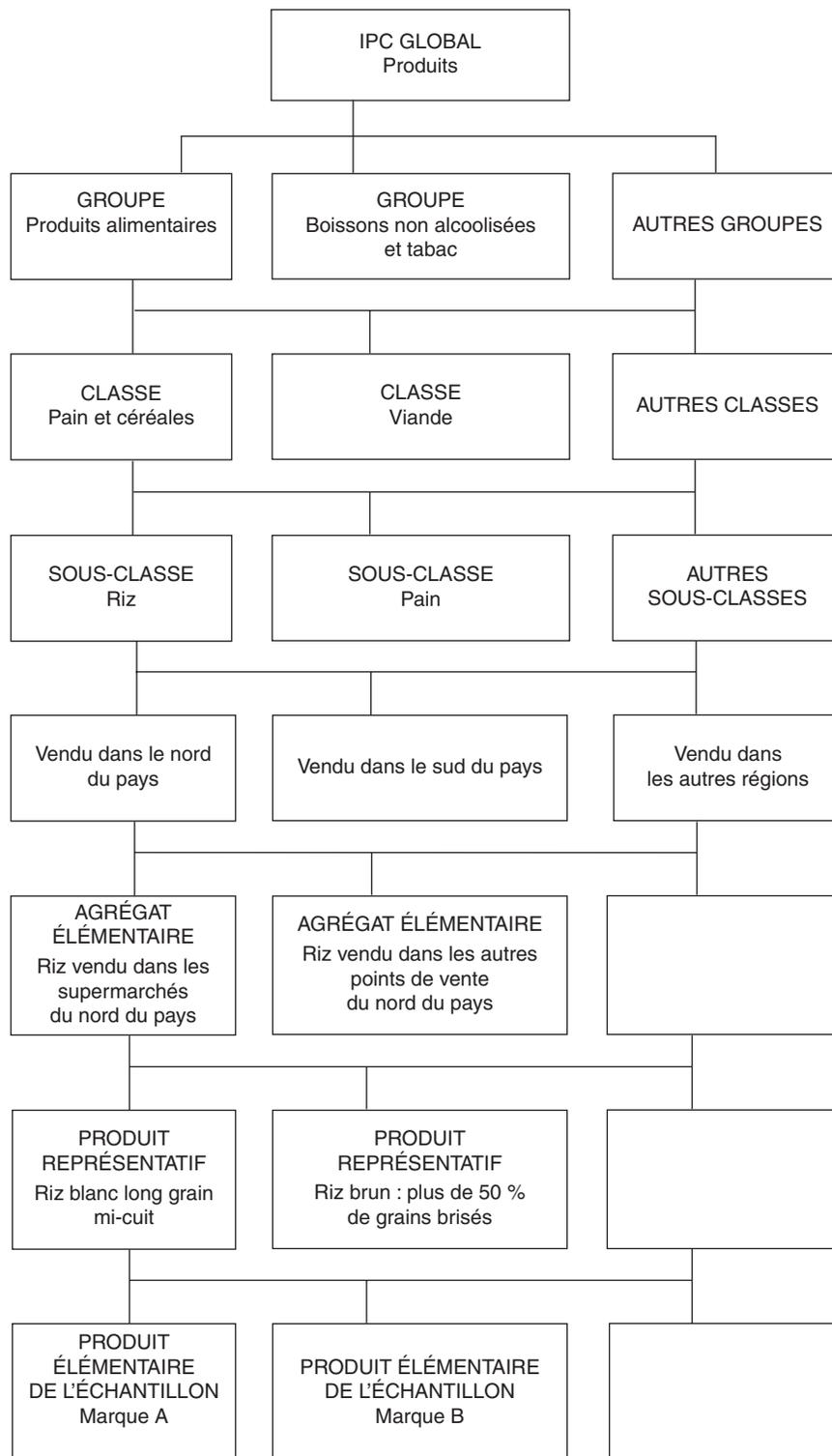
4.5 Les agrégats élémentaires représentent en général les groupes de biens et de services les plus petits pour lesquels des données sur les dépenses peuvent être utilisées comme pondérations. Ils peuvent couvrir tout le territoire ou diverses régions d'un pays. De même, une distinction peut être établie en fonction des types de points de vente. La nature des agrégats élémentaires dépend des circonstances, ainsi que de la disponibilité des données sur les dépenses. Il est donc possible de définir ces agrégats différemment selon les pays. En général, ils devraient :

- consister en des groupes de biens ou de services aussi proches que possible les uns des autres;
- se composer également de biens ou de services dont les prix sont susceptibles d'enregistrer des mouvements analogues, l'objectif étant de réduire au minimum la dispersion des mouvements de prix au sein de l'agrégat;
- pouvoir servir de strates à des fins d'échantillonnage compte tenu de l'échantillonnage prévu pour la collecte des données.

4.6 La structure d'agrégation d'un IPC est illustrée au graphique 4.1 au moyen de la classification des fonctions de consommation des ménages (COICOP) exposée au chapitre 3, encore qu'il soit possible d'utiliser à la place des classifications nationales analogues :

- premièrement, la série complète des biens et services de consommation couverte par l'IPC global se décompose en *divisions*, celle des «produits alimentaires et boissons alcoolisées», par exemple;
- chaque *division* se décompose ensuite en *groupes*, comme celui des produits alimentaires;

Graphique 4.1 Structure d'agrégation typique d'un indice des prix à la consommation (IPC)



- chaque *groupe* est à son tour divisé en *classes*, «pain et céréales», par exemple;
- chaque *classe* peut être divisée en *sous-classes* plus homogènes, comme le «riz»;
- enfin, il est possible, afin d'obtenir les *agrégats élémentaires*, de subdiviser les *sous-classes* par région ou type de points de vente (voir graphique 4.1). Parfois, une sous-classe ne peut, ni ne doit, être subdivisée, auquel cas, elle devient l'agrégat élémentaire.

Les sous-classes et agrégats élémentaires ne font pas partie de la COICOP elle-même, mais donnent une ventilation plus détaillée des classes de la COICOP qui est nécessaire pour établir un IPC.

4.7 Au sein de chaque agrégat élémentaire, un ou plusieurs produits sont choisis pour représenter les mouvements des prix de tous les biens et services de cet agrégat. Par exemple, l'agrégat élémentaire correspondant au riz vendu dans les supermarchés du nord du pays couvre tous les types de riz, le riz blanc mi-cuit et le riz brun comportant plus de 50 % de grains brisés étant choisis comme *produits représentatifs*. Il va de soi que davantage de produits représentatifs peuvent en fait être sélectionnés. Enfin, pour chaque produit représentatif, un certain nombre de produits individuels (comme des marques précises de riz mi-cuit) peuvent être retenus pour la collecte des prix. Là encore, le nombre de *produits élémentaires de l'échantillon* peut varier en fonction de la nature du produit représentatif.

4.8 Les méthodes utilisées pour calculer les *indices d'agrégats élémentaires* à partir des observations des prix individuels recueillies au sein de chaque agrégat élémentaire sont exposées au chapitre 9 et n'offrent guère d'intérêt pour le présent chapitre. Tous les indices qui se situent au-dessus de ce niveau élémentaire sont présentés comme des *indices de niveau supérieur* qui peuvent être calculés à partir des indices élémentaires en utilisant comme pondérations les agrégats de dépenses élémentaires. La structure d'agrégation est cohérente, de sorte que la pondération à chaque niveau supérieur à l'agrégat élémentaire est toujours égale à la somme de ses composantes. À chaque niveau d'agrégation, on peut calculer l'indice des prix sur la base des pondérations et indices des prix de ses composantes (en d'autres termes, les indices des prix élémentaires ou de niveau inférieur). Les indices des prix élémentaires ne sont pas nécessairement assez fiables pour être publiés séparément, mais ils font toujours partie des éléments de base des indices de niveau supérieur. En conséquence, aucune nouvelle donnée n'est introduite dans le calcul de l'IPC au-dessus du niveau de l'agrégat élémentaire.

Pondérations des groupes, classes et sous-classes

4.9 Les pondérations des groupes, classes et sous-classes représentent leurs parts dans les dépenses totales de consommation de la population de référence. Elles

sont souvent obtenues à partir d'enquêtes sur le budget des ménages (EBM), également qualifiées d'enquêtes sur les dépenses des ménages (EDM). Comme il s'agit d'enquêtes par sondage qui peuvent faire l'objet d'erreurs de déclaration ou de sélection, ainsi que d'erreurs dues à une absence de réponse, les parts estimées pour certaines sous-classes sont souvent modifiées ou révisées sur la base d'informations additionnelles ou complémentaires provenant d'autres sources.

Pondérations régionales

4.10 Au sein d'une sous-classe donnée, la pondération régionale indique la proportion que représentent les dépenses de consommation d'une région dans les dépenses de l'ensemble du pays pour cette sous-classe. Par exemple, si 60 % des dépenses totales de fruits frais sont enregistrées dans le nord du pays et 40 % dans le sud, la pondération régionale pour les fruits frais est alors de 60 % pour le nord et 40 % pour le sud.

4.11 Une région peut également s'entendre d'une zone géographique, d'une ville ou d'un groupe de villes, situé dans un endroit particulier ou ayant une certaine importance. On utilise les pondérations régionales pour créer des entités plus homogènes susceptibles d'enregistrer des mouvements de prix analogues et de présenter des habitudes de consommation analogues. Par exemple, on peut observer des différences très profondes dans les habitudes de consommation et l'évolution de prix entre les zones urbaines et les zones rurales. Une distinction entre les diverses régions des pays fédéraux s'impose éventuellement, car il peut être nécessaire d'établir des IPC pour les provinces ou les États pour des raisons administratives ou politiques. En outre, dans ces pays, les impôts indirects et, en conséquence, l'évolution des prix peuvent différer entre les provinces.

4.12 En général, on peut calculer les pondérations régionales sur la base des EBM ou les estimer à partir des données sur les ventes au détail ou sur la population. Selon la taille et la structure du pays, les données disponibles, les ressources et l'objet de l'indice, on peut inclure ou non les pondérations régionales dans l'IPC.

Pondérations des points de vente ou des types de points de vente

4.13 Les prix sont relevés dans divers points de vente ou types de points de vente. On peut utiliser les informations sur les ventes ou les parts de marché des points de vente pour établir des pondérations des agrégats élémentaires spécifiques à une région ou un type de points de vente. L'un des avantages que confère le recours aux pondérations des points de vente est de permettre de centraliser les données recueillies auprès des supermarchés ou d'autres types de points de vente appartenant à des chaînes.

Pondérations des agrégats élémentaires

4.14 Les pondérations des agrégats élémentaires sont celles des strates par classe ou sous-classe de dépenses, région et type de points de vente. Par exemple, les dépenses au sein de la sous-classe «fruits frais» peuvent être réparties entre quatre régions, chacune ayant sa propre pondération (voir tableau 4.1). Par hypothèse, on sait ou on estime que 60 % des fruits sont vendus dans des supermarchés et 40 % dans des points de vente indépendants et que cette ventilation vaut pour toutes les régions. On prend par exemple une pondération des fruits frais de 5 % dans l'IPC national. Si aucune ventilation par région ou point de vente n'est effectuée, l'ensemble de la sous-classe devient l'agrégat élémentaire doté d'une pondération de 5 % dans l'indice global.

4.15 S'il est possible d'avoir des pondérations par région, mais non par type de points de vente, les 5 % sont répartis entre les quatre régions de façon à obtenir pour chacune d'elles un agrégat élémentaire distinct. Par exemple, l'agrégat élémentaire de la région nord aura une pondération de $0,20 \times 0,05 = 1,0$ % dans l'IPC national. Si une division peut également être opérée en fonction du type de points de vente, chaque région contient alors deux agrégats élémentaires : l'un pour les supermarchés et l'autre pour les points de vente indépendants. La pondération, par exemple, de l'agrégat élémentaire pour les fruits frais vendus dans les supermarchés du nord du pays est dans ce cas $0,12 \times 0,05 = 0,6$ % dans l'IPC national.

Sources des données

4.16 La décision concernant la ou les sources qui seront utilisées et comment elles le seront dépend de l'analyse de leurs avantages et inconvénients respectifs et de l'objet principal de l'indice. Dans la plupart des pays, les deux principales sources servant au calcul des pondérations sont les EBM et les estimations des dépenses de consommation finale des ménages de la comptabilité nationale. Il est toutefois possible d'obtenir, à partir des statistiques de production ou de commerce extérieur ou des divers ministères, producteurs,

organes de commercialisation et entreprises, des informations supplémentaires qui sont particulièrement utiles pour estimer les pondérations au niveau le plus détaillé. Même si elles ont parfois servi à préparer les estimations de la comptabilité nationale, plusieurs de ces sources peuvent contenir des informations non utilisées par les statisticiens des comptes nationaux.

Enquêtes sur le budget des ménages

4.17 Les EBM ayant éventuellement été conçues pour plusieurs fins, il est souhaitable de s'assurer qu'elles répondent aux exigences des IPC, dont les principales sont qu'elles doivent être représentatives de tous les ménages du pays, n'excluant aucun groupe particulier, et doivent comprendre tous les types de dépenses de consommation des ménages.

4.18 Certains paiements qui échappent au champ de l'IPC peuvent être inclus dans les EBM (impôt sur le revenu, primes d'assurance-vie, envois de fonds, dons et autres transferts, placements, versements d'épargne et remboursements de dette, par exemple). Ils doivent être exclus du montant total utilisé pour calculer les parts des dépenses servant de base à l'estimation des pondérations de l'IPC. Il peut aussi exister une différence dans la couverture de la population entre le champ envisagé pour l'IPC et le champ effectif des EBM, mais les effets sur l'IPC de tout biais en découlant dans les estimations des pondérations seront sans doute très faibles si les EBM sont conçues de façon à donner des résultats pour l'ensemble de la population et non seulement pour un groupe particulier de celle-ci.

4.19 Les enquêtes nationales de consommation alimentaire sont des enquêtes spécifiques mettant essentiellement l'accent sur la collecte d'informations sur les dépenses que les familles consacrent à ces produits. Elles offrent une ventilation très détaillée des dépenses en produits alimentaires qui peut être utilisée pour calculer les pondérations des agrégats élémentaires de ces produits situés en deçà des classes COICOP.

4.20 Les EBM peuvent servir à estimer des pondérations spécifiques pour les régions où les habitudes de consommation sont différentes. On devrait appliquer ces pondérations aux indices d'agrégats élémentaires respectifs afin de calculer les indices pour les régions concernées.

4.21 En général, les données des EBM concernant certaines catégories de dépenses des ménages risquent de ne pas être assez fiables et doivent être vérifiées au moyen de comparaisons avec des données d'autres sources. Il se peut que certaines catégories de dépenses ne soient même pas couvertes par les EBM, de sorte qu'il faut les estimer à partir d'autres sources. Il va de soi que la fiabilité des pondérations des IPC dépendra, dans une grande mesure, de celles des données sur les dépenses des ménages. Les EBM étant faites par sondage, les estimations ne peuvent que comporter des aléas d'échantillonnage, qui sont éventuellement assez importants dans le cas des dépenses faibles ou peu fréquentes.

Tableau 4.1 Exemple de pondérations par région et type de points de vente pour la sous-classe «fruits frais»

	Pondérations régionales	Type de points de vente	
		Supermarché (60 %)	Indépendant (40 %)
Nord	20	12	8
Sud	40	24	16
Ouest	30	18	12
Est	10	6	4
Total	100	60	40

La qualité des estimations souffrira aussi de l'absence de réponse ou d'une sous-déclaration de certaines catégories de consommation. La sous-déclaration est sans doute le problème le plus grave et le plus courant qui pénalise les EBM. Certaines dépenses ne sont pas signalées, car elles résultent d'un achat négligeable ou exceptionnel qu'il est donc facile d'oublier. Bien qu'élevées, les estimations des dépenses de biens durables risquent aussi de présenter des difficultés, étant donné que les achats y afférents ne sont pas du tout fréquents. D'autres dépenses ne sont pas déclarées parce que les produits ne sont pas socialement acceptables ou sont illégaux (drogue, alcool ou tabac, par exemple). Si les sous-déclarations ne sont pas ajustées, les pondérations des produits élémentaires concernés sont sous-estimées et celles des produits correctement déclarés surestimées. Il faut donc, dans la mesure du possible, comparer ou combiner les résultats des EBM avec les statistiques d'autres sources lorsqu'on calcule les pondérations des IPC, surtout si l'échantillon des EBM est étroit.

4.22 Pour les besoins de l'IPC, il est souhaitable de mener les EBM tous les ans. Les pays pourront à cette occasion réviser et mettre à jour les pondérations de leurs dépenses. L'un des avantages de la mise à jour annuelle des pondérations est qu'elle tend à réduire les différences entre les résultats obtenus en utilisant diverses formules de calcul de l'indice. Tout biais pouvant découler de l'emploi d'un indice de Lowe qui utilise un panier fixe de biens et de services n'aura pas le temps d'atteindre une ampleur significative (voir chapitres 1, 9 et 15).

4.23 Certains pays mènent les EBM sur une base continue en mettant progressivement à jour les échantillons. Un programme d'enquêtes annuelles avec des échantillons suffisamment larges pour fournir le type d'estimations requises pour les pondérations des IPC risque toutefois d'être très coûteux. Pour cette raison, certains pays conduisent de vastes enquêtes à des intervalles de cinq ou dix ans, complétées éventuellement par une enquête annuelle avec un échantillon plus petit. D'autres pays étalent sur plusieurs années une enquête portant sur un échantillon large. La moyenne des résultats de petites enquêtes menées sur plusieurs années successives peut donner une série d'estimations annuelles satisfaisantes. Les pondérations calculées de cette façon (pourcentages moyens des dépenses sur des périodes de deux ou trois ans) atténuent en outre tout comportement erratique des consommateurs sur une brève période, imputable par exemple à des événements comme des sécheresses ou des inondations, des guerres civiles, des chocs pétroliers ou des hivers exceptionnellement doux ou rigoureux.

4.24 Il conviendrait de souligner que certains pays pourraient expérimenter de nouvelles méthodes d'enregistrement des dépenses dans les EBM en utilisant les données des caisses enregistreuses électroniques saisies par lecture optique. Par exemple, en collectant les reçus remis aux clients (où sont imprimés les codes-barres),

l'Islande a pu obtenir dans ses EBM des informations précises sur les types et les marques des biens achetés dans différents points de vente, à un coût pour ainsi dire nul pour les sondés.

Comptabilité nationale

4.25 La portée et la définition de la consommation ne sont pas nécessairement les mêmes dans les comptes nationaux et l'IPC et la population de référence des ménages peut être différente dans la comptabilité nationale et les EBM.

4.26 Premièrement, dans la comptabilité nationale, le secteur des ménages se compose de tous les ménages résidents, y compris les personnes vivant en institution, alors que, dans les EBM, il ne couvre pas les personnes vivant en permanence dans des institutions comme les maisons de retraite ou les établissements religieux. Si l'IPC est censé couvrir tous les ménages résidents, on peut donc utiliser les estimations de la comptabilité nationale pour ajuster les données des EBM.

4.27 Deuxièmement, il est possible d'avoir deux concepts de consommation finale totale, le concept *intérieur* et le concept *résident* (voir chapitre 3). Le concept de consommation intérieure s'entend de la consommation observée sur le territoire économique, y compris celle des ménages étrangers en visite, mais exclut la consommation des ménages résidents lorsqu'ils sont à l'étranger. Le concept résident utilisé dans la comptabilité nationale vise la consommation de tous les résidents du pays, qu'ils se trouvent sur le territoire national ou à l'étranger, la consommation des non-résidents étant exclue. Ne s'adressant en général qu'aux ménages résidents, l'EBM couvre ou non leurs dépenses à l'étranger en fonction des instructions données aux répondants.

4.28 Les données des comptes nationaux peuvent être utilisées pour améliorer les pondérations des produits qui sont sous-déclarés dans les EBM. Il convient de souligner que les chiffres de la comptabilité nationale sur la consommation finale des ménages sont en général établis à partir de statistiques provenant des EBM et de plusieurs autres sources. Cela revient à dire que les estimations de la comptabilité nationale sont sans doute utiles lorsqu'il faut estimer les pondérations des catégories de consommation qui tendent à être mal déclarées dans les EBM ou lorsque les résultats des EBM souffrent d'un taux élevé de réponses partielles ou de non-réponses qui risquent de les fausser.

Données sur les ventes au détail

4.29 Des statistiques sur les ventes au détail par région et type de points de vente peuvent être disponibles pour de vastes groupes de produits élémentaires. L'un de leurs inconvénients est que certaines des ventes sont éventuellement faites à des groupes n'appartenant pas à la population de référence (entreprises ou administrations éventuellement). Les achats correspondants

n'entrent pas dans la consommation privée des ménages. D'autres ventes peuvent être faites à des non-résidents inclus ou non dans la population de référence. En outre, il faut se souvenir que, dans le cas des données régionales sur les ventes, certaines d'entre elles peuvent concerner des personnes habitant dans d'autres régions.

Enquêtes sur les points d'achat

4.30 Les enquêtes sur les points d'achat peuvent fournir des statistiques utiles pour estimer les pondérations des données de prix, car elles permettent d'analyser les habitudes de consommation de divers segments de la population. On demande aux ménages, pour chaque produit élémentaire acheté, le montant dépensé dans chaque point de vente où les achats ont été effectués, ainsi que le nom et l'adresse de ces points de vente. On peut alors dresser une liste des points de vente, dans laquelle est indiqué le total des ventes des différents produits élémentaires à l'échantillon de ménages. Un échantillon de points de vente est choisi à partir de cette liste, avec des probabilités proportionnelles aux ventes. Étant donné que les EBM sont coûteuses et font double emploi avec les enquêtes sur les points d'achat, il est possible de fusionner les deux activités de collecte de données dans une seule enquête intégrée contenant des renseignements détaillés sur les dépenses et les points de vente, parallèlement aux informations démographiques sur les ménages nécessaires pour établir des indices de sous-groupes.

4.31 On peut mener une enquête simplifiée pour obtenir les pondérations des groupes de produits par type de points de vente, après un choix raisonné d'un échantillon par type de points de vente. En l'absence d'une enquête de cette nature, on pourrait aussi estimer une ventilation des ventes par type de points de vente en utilisant les statistiques nationales des ventes de détail par type de points de vente obtenues à partir d'une enquête sur les points de vente.

Données saisies par lecture optique

4.32 Ces dernières années, quelques pays ont commencé à calculer les pondérations de l'IPC à l'aide des statistiques tirées des données que les vendeurs saisissent avec leurs caisses enregistreuses et conservent dans leur base de données. Ces séries de données indiquent les quantités vendues et les agrégats de valeurs correspondants. (Les reçus des caisses enregistreuses fournissent en général les informations suivantes : nom du point de vente, date et heure de l'achat, description des produits élémentaires achetés, quantité, prix et valeur, forme de paiement et, le cas échéant, montant de la TVA.) Il résulte d'une comparaison entre les résultats des EBM et les données correspondantes des grandes chaînes de supermarchés saisies par lecture optique que celles-ci peuvent accroître la fiabilité des pondérations (Gudnason, 1999). Cela renforce les arguments avancés par ceux qui soutiennent qu'on devrait utiliser ces données pour réviser plus souvent et à un coût moindre les

pondérations de l'IPC. Il ne faut pas cependant ignorer les insuffisances de cette source d'information. La première est que, contrairement aux données des EBM, celles qui sont saisies par lecture optique ne peuvent être rattachées à un type particulier de ménages. Une autre différence importante entre ces données est que celles des EBM couvrent des biens achetés à des points de vente qui n'utilisent pas cette technologie, ainsi que des biens et des services sans code-barres, indépendamment de l'endroit où ils sont vendus. Bien que l'utilisation des données électroniques progresse tous les ans, des segments importants du marché de la vente au détail n'ont pas recours à la lecture optique, même dans les pays électroniquement les plus avancés.

Recensements de population

4.33 Les recensements de population donnent des statistiques sur la répartition géographique de la population et des ménages, ainsi que sur les différences régionales dans la taille et la composition des ménages. Utilisées avec les estimations des dépenses régionales des ménages, ces statistiques peuvent servir à estimer les pondérations de ces dépenses, surtout lorsqu'on ne peut établir de telles estimations avec un degré satisfaisant de précision au moyen d'une EBM. En l'absence de statistiques sur les dépenses, les pondérations régionales peuvent être obtenues à partir des statistiques sur la population. Ces estimations des pondérations doivent en général supposer que les dépenses par habitant ou par ménage sont les mêmes dans toutes les régions et ne pas tenir compte des différences d'ordinaire profondes qui existent entre les volumes et les habitudes de consommation des populations urbaines et des populations rurales.

Comment les pondérations sont-elles calculées en pratique?

4.34 Une fois choisies la population de référence et la couverture des biens et services, il faut calculer les pondérations. En principe, cette opération est assez simple, car les pondérations représentent la part des dépenses totales de consommation de tous les biens et services figurant dans le panier-type de l'indice qui revient à la population de référence pendant la période de référence. En pratique, toutefois, le calcul des pondérations n'est pas aussi facile et comporte plusieurs étapes.

Paiements qui ne sont pas des dépenses de consommation

4.35 Seules les *dépenses de consommation* entrent dans le calcul des pondérations de l'IPC. Comme on l'a vu au chapitre 3, les dépenses comme les paiements au titre des cotisations de sécurité sociale ou de l'impôt sur le revenu, ou les remboursements d'emprunts, sont sans objet et ne doivent pas être prises en compte, car elles ne correspondent pas à des dépenses de consommation.

Dépenses peu importantes

4.36 Chaque agrégat élémentaire se compose d'un groupe assez homogène de produits dont l'un ou plusieurs, qui sont représentatifs, sont choisis en vue d'en déterminer les prix. Certains produits peuvent avoir une pondération qui, à toutes fins utiles, est négligeable; en pratique, leurs prix ne sont sans doute pas collectés. Les EBM qui, le plus souvent, sont la principale source de données utilisée pour calculer les pondérations détaillées, contiennent en général des observations sur des biens et des services beaucoup trop divers pour pouvoir en fait en recueillir les prix. Il n'est peut-être pas judicieux de relever les prix de produits très négligeables si leur contribution à l'établissement de l'IPC est pour ainsi dire nulle.

4.37 Même s'il est éventuellement décidé de ne pas collecter les prix d'un produit donné, celui-ci reste dans le champ de l'IPC. Certaines variations de prix doivent être explicitement ou implicitement présumées ou imputées et pondérées par les dépenses. Deux solutions sont possibles :

- Le produit et les dépenses y afférentes sont représentés par l'agrégat élémentaire, même si aucun prix n'est recueilli. L'indice de l'agrégat élémentaire est estimé entièrement à l'aide des prix des produits dont les prix sont relevés. Cela revient à présumer que le prix du produit représenté mais absent varie au même rythme que la moyenne des produits dont les prix sont collectés.
- L'autre solution consiste à réduire la pondération de l'agrégat élémentaire des dépenses en excluant les dépenses au titre du produit absent. Cela revient à présumer que le prix du produit exclu aurait évolué dans le même sens que l'IPC global (tous les produits figurant en fait dans l'indice).

4.38 En principe, l'IPC devrait couvrir toutes les catégories de produits et de dépenses entrant dans son champ, même si les prix de certains produits ne sont pas collectés. On pourrait notamment décider d'exclure des calculs de l'indice les groupes de produits alimentaires dont les pondérations sont inférieures à 0,1 %, par exemple, et ceux de produits non alimentaires dont elles sont inférieures à 0,2 %. Il est possible de fixer un seuil minimum plus bas pour les produits alimentaires, car leurs prix tendent à être beaucoup plus variables et sont normalement moins coûteux à recueillir. Si un groupe de dépenses est exclu, sa pondération peut être transférée à un autre groupe dont le contenu et l'évolution des prix sont analogues; il est possible aussi d'exclure totalement les dépenses du calcul des pondérations.

Produits dont il est difficile de déterminer les prix

4.39 Parmi les dépenses de consommation, il y a sans doute quelques produits dont les prix ou leurs variations ne peuvent être mesurés directement ou de

façon satisfaisante (drogues illégales, services de restauration ou autres relatifs à des réceptions ou soirées privées, par exemple). Même s'il est impossible d'obtenir des prix fiables, ces produits doivent être inclus dans le calcul des pondérations s'ils entrent dans le champ de l'indice. Pour les produits dont les prix sont difficiles à déterminer, les solutions possibles sont les mêmes que celles utilisées pour les dépenses peu importantes.

Utilisation et conjugaison de différentes sources

4.40 Dans la plupart des pays, l'EBM est la principale source de données utilisée pour calculer les pondérations. Toutefois, ses résultats doivent être soigneusement examinés et ajustés pour tenir compte de la sous-déclaration ou de la surdéclaration de certains types de produits (voir supra). En général, on ajuste les résultats des EBM à l'aide d'informations supplémentaires provenant d'autres sources pertinentes.

4.41 Dans les pays où elles permettent d'avoir des estimations fiables des dépenses des ménages, les données de la comptabilité nationale peuvent être utilisées pour calculer les pondérations au niveau des agrégats. Les données détaillées des EBM peuvent alors servir à ventiler ou ajuster ces pondérations. Ainsi, il est possible de rapprocher ces données détaillées avec les données agrégées des comptes nationaux pour calculer les pondérations. Les pondérations des principaux groupes de dépenses de consommation peuvent être obtenues à partir de la comptabilité nationale jusqu'à un certain niveau de désagrégation, (par exemple, 70 groupes ou classes de dépenses de consommation). Chacune de ces pondérations peut alors être de nouveau ventilée en appliquant les groupes de dépenses détaillées des EBM aux groupes ou classes de dépenses de consommation des comptes nationaux. L'utilisation conjuguée de ces données assure la cohérence entre l'IPC et les données de la comptabilité nationale sur les dépenses de consommation des ménages au niveau des principaux groupes de dépenses de consommation.

Ajustement des pondérations calculées à partir des enquêtes sur le budget des ménages

4.42 Les informations tirées d'une EBM n'étant le plus souvent disponibles qu'après un certain délai (de l'ordre souvent d'au moins dix-huit mois), les nouvelles pondérations sont décalées par rapport à la nouvelle période de référence des prix retenue pour l'indice, où elles sont prises en compte.

4.43 Il peut être nécessaire d'ajuster les estimations fondées sur les résultats des EBM afin de tenir compte des changements importants survenus dans les habitudes de dépenses entre la date de l'enquête et celle à laquelle les pondérations ont pris effet. En général, des ajustements seront faits pour les produits dont l'impor-

tance augmente ou diminue sensiblement au cours de la période. Il est en outre possible que les dépenses concernant certains produits ne puissent être obtenues au moyen d'une EBM, ces produits ayant été lancés une fois l'enquête terminée (par exemple, les téléphones cellulaires et les coûts y afférents sont apparus, dans de nombreux pays, comme un nouveau type important de dépenses à la fin des années 90). Il faut alors ajuster en conséquence les données de l'enquête. Les dépenses au titre de ces nouveaux produits devraient être estimées sur la base d'informations provenant d'autres sources disponibles (par exemple, les statistiques des importations et du commerce de détail), en tenant compte de la nécessité d'exclure les dépenses des entreprises ou faites à des fins commerciales.

Période de référence des pondérations

4.44 La période de référence des pondérations est celle à laquelle s'appliquent les pondérations estimées. Le choix de la période couverte par les statistiques des dépenses utilisées pour calculer les pondérations est crucial. De façon générale, la période retenue comme base des pondérations devrait être assez longue pour comprendre un cycle saisonnier. En outre, si l'indice n'est pas chaîné annuellement, la situation économique de l'année choisie devrait pouvoir être considérée comme ayant été plutôt normale ou stable. À cet effet, il peut être nécessaire d'ajuster certaines des valeurs afin de les normaliser et de corriger toute irrégularité dans les données de la période en question qui constituent la source des informations. La période de référence des pondérations ne devrait pas être trop éloignée de celle de la référence des prix. Le plus souvent, on prend une année civile. Un mois ou un trimestre est trop court pour être utilisé comme base des pondérations à cause des influences accidentelles ou saisonnières qu'il risque de subir. Dans certains cas, il se peut que les données d'une seule année ne soient pas suffisantes parce que la situation économique est inhabituelle ou que l'échantillon n'est pas assez vaste. Il est alors possible de calculer les pondérations à partir de la moyenne des données sur les dépenses de plusieurs années. Les États-Unis et le Royaume-Uni ont recours à cette méthode. Les États-Unis se servent des informations sur les dépenses provenant des Consumer Expenditure Surveys menées sur une période de trois ans. Au Royaume-Uni, la moyenne triennale des données des Expenditure and Food Surveys est utilisée pour le calcul des pondérations régionales et les travaux de stratification, ainsi que pour un nombre limité de groupes de produits dont les prix tendent à être particulièrement instables.

4.45 Dans les périodes de forte inflation, il est possible de calculer des pondérations pluriannuelles en faisant la moyenne des parts plutôt que des niveaux effectifs des valeurs. La moyenne des niveaux effectifs donnerait trop de poids aux données des années les plus récentes. On pourrait aussi mettre à jour les valeurs de

chaque année pendant une période commune et calculer une moyenne arithmétique des données annuellement ajustées.

4.46 La période de référence des pondérations précédant en général celle de référence des prix, il est possible d'actualiser par les prix les pondérations en valeur de dépenses afin de tenir compte des variations des prix relatifs entre les deux périodes. L'actualisation des pondérations par les prix est approfondie aux paragraphes 9.95 à 9.104 du chapitre 9.

Nécessité de réviser les pondérations

4.47 La plupart des pays calculent leur IPC en prenant la variation de la valeur d'un panier-type précis de biens et de services. Un indice général de ce type est exposé dans le présent manuel sous la forme d'un indice de Lowe. Ses propriétés et son comportement sont expliqués aux chapitres 1, 9 et 15. Bien que les IPC soient souvent décrits comme des indices de Laspeyres, ils ne correspondent guère en pratique à de tels indices. Par définition, le panier-type des biens et services dans un indice de Laspeyres est celui de la période de référence des prix, alors qu'un IPC typique utilise le panier d'une période de référence des pondérations qui précède celle de référence des prix (comme on vient de l'expliquer). De nombreux pays utilisant le même panier fixe de biens et de services pendant plusieurs années, il faut se demander à quelle fréquence le panier-type doit être révisé pour éviter qu'il ne devienne périmé ou ne perde sa signification.

4.48 À court terme, les consommateurs modifieront leurs habitudes en réaction aux variations des prix relatifs, surtout entre les produits appartenant à la même classe ou sous-classe. À plus long terme, d'autres facteurs influenceront aussi leur comportement. Il est très important de signaler que les changements dans le niveau et la répartition des revenus des ménages réorienteront la demande de biens et de services vers ceux dont l'élasticité-revenu est élevée. Les facteurs démographiques, comme le vieillissement de la population, et les mutations technologiques, comme le développement de l'informatique, sont des exemples d'autres facteurs qui modifieront le comportement des consommateurs à plus long terme. En outre, de nouveaux produits seront lancés et il se peut que ceux qui existent soient modifiés ou deviennent obsolètes. Un panier-type fixe ne tiendra pas compte de tous ces changements.

4.49 Par suite à la fois des variations des prix relatifs et des effets à long terme, les pondérations peuvent être dépassées et représenter moins bien les habitudes de consommation. Le biais de l'indice de Lowe s'aggrave sans doute avec la durée d'utilisation des pondérations (voir chapitre 15). À un certain moment, il sera donc souhaitable d'utiliser les pondérations d'une période plus récente pour que l'indice pondère adéquatement les variations de prix auquel font alors face les consommateurs.

Fréquence de l'actualisation des pondérations

4.50 Dans sa résolution sur les indices des prix à la consommation, la Conférence internationale des statisticiens du travail (CIST) de 1987 avait recommandé d'actualiser périodiquement (tous les dix ans au moins) les pondérations afin de garantir la représentativité de l'indice. Cependant, la résolution de la CIST de 2003 propose une actualisation plus fréquente (tous les cinq ans, par exemple). Les pays qui connaissent des mutations économiques importantes et, en conséquence, des changements plus rapides dans les habitudes de consommation devraient actualiser leurs pondérations encore plus souvent (tous les ans, par exemple).

4.51 La révision des pondérations devient en général d'autant plus nécessaire que leur période de référence s'allonge. La décision d'actualiser les pondérations dépend, pour l'essentiel, des différences constatées entre leur structure en vigueur et celle de leur année de référence. L'évolution de l'importance relative de chaque produit élémentaire peut être observée dans les résultats des EBM. Si ces statistiques ne sont disponibles qu'à des intervalles irréguliers, il se peut que la fréquence des révisions des pondérations soit automatiquement liée à leur disponibilité.

4.52 La mise en place de nouvelles pondérations chaque année pourrait éventuellement entraîner une hausse de l'indice si la consommation fluctue beaucoup à cause de facteurs comme un blocage économique ou des conditions atmosphériques très favorables ou défavorables. D'une manière générale, le profil des séries chronologiques de l'indice peut être sensible au choix de la période de référence des pondérations. La meilleure solution serait peut-être d'utiliser, si possible, une période de consommation «normale» comme base des informations pour les pondérations et d'éviter les périodes marquées par des facteurs spéciaux temporaires. Toutes les informations disponibles sur la nature de la consommation pendant une période de référence des pondérations devraient être prises en considération.

4.53 Lorsque les pondérations sont fixées pour plusieurs années, il conviendrait de les choisir de façon à ce qu'elles ne soient guère susceptibles de changer profondément dans l'avenir, et non à ce qu'elles reflètent précisément l'activité d'une période donnée, qui peut être d'une certaine manière anormale.

4.54 Il est souhaitable d'examiner les pondérations tous les ans afin de veiller à ce qu'elles soient suffisamment fiables et représentatives. L'objet de cet examen, qui peut se limiter aux pondérations au niveau des sous-indices et de leurs principales composantes, devrait être de vérifier si des signes de changements importants dans les habitudes de consommation sont apparus depuis la période de référence.

4.55 Chaque fois que la structure de pondération est actualisée, le nouvel indice devrait être calculé sur une

période qui chevauche la précédente de façon à ce que les deux périodes puissent être chaînées.

Classification

4.56 Dans le calcul des pondérations, les postes de dépenses détaillés recensés dans les EBM doivent correspondre aux classes de dépenses de l'IPC. Si ce n'est pas le cas, il convient de modifier les résultats des EBM en agrégeant ou en désagrégeant les rubriques pertinentes en fonction des catégories pertinentes de dépenses de l'IPC. Cette opération est plus facile à réaliser et est plus fiable lorsque la liste des codes des postes de dépenses des EBM et celle utilisée pour recueillir les observations de prix pour l'IPC sont coordonnées.

4.57 À des fins de comparaison internationale, le dispositif de classification des biens et services devrait, dans la mesure où cela ne pose pas de difficultés d'ordre pratique, suivre la classification des fonctions de consommation des ménages des Nations Unies (COICOP) (voir annexe 2). Pour faciliter l'estimation et l'application des pondérations, il est également souhaitable que la classification retenue soit compatible avec celle utilisée pour les EBM et les autres statistiques (données sur les ventes au détail, par exemple). Afin de préserver la coordination du système statistique et la comparabilité internationale, il faudrait aussi que les catégories de dépenses des ménages soient classées dans les EBM d'une manière qui cadre avec la COICOP et qu'il soit possible de faire concorder avec la COICOP les produits dont les prix de détail sont relevés. Un autre objectif important est de faire en sorte que la structure d'agrégation employée dans le système de classification réponde aux principaux besoins des utilisateurs.

4.58 En prenant la COICOP comme exemple, la structure hiérarchique des classifications est la suivante :

- *groupes* : on en dénombre 47 dans la COICOP;
- *classes* : subdivisions des groupes;
- *sous-classes* : le niveau le plus bas des catégories faisant l'objet de pondérations et en général le niveau le plus détaillé de la structure pour laquelle des séries d'indices sont publiées (composantes et pondérations des dépenses qui demeurent fixes lorsqu'on utilise un indice à pondération fixe);
- *produits individuels* : le niveau le plus bas du panier-type de l'IPC (c'est-à-dire les biens et services dont les prix sont en fait recueillis); il s'agit du niveau auquel la composition du panier de l'IPC peut être ajustée entre deux révisions majeures de la structure de pondération afin de refléter les changements dans l'offre de produits et les habitudes de consommation.

4.59 Les indices de niveau supérieur sont construits en pondérant ensemble ceux de niveau inférieur par des agrégations progressives, selon la définition de la structure de classification. Les pondérations sont fixes pendant une période (par exemple, de trois ou

cinq ans) comprise entre les mises à jour des pondérations des indices.

4.60 Le choix du niveau de l'indice auquel la structure et les pondérations sont fixes pendant une période est particulièrement important. Le principal avantage de retenir un niveau assez élevé est que les échantillons effectifs des produits et leurs prix en deçà de ce niveau peuvent être ajustés et mis à jour en tant que de besoin. De nouveaux produits peuvent être ajoutés aux échantillons et les pondérations au niveau inférieur recalculées sur la base d'informations récentes. Il y a donc plus de chances que l'indice reste représentatif si l'échantillon de produits représentatifs est soumis à un examen continu.

4.61 Si le niveau est fixé relativement bas dans la structure de l'indice, il est plus difficile de maintenir la représentativité de l'indice sur une base continue et la nécessité d'examiner l'indice et de mettre à jour les pondérations périodiquement est plus grande. Dans ce cas, les arguments en faveur d'une mise à jour fréquente des pondérations prennent de l'importance.

Produits élémentaires nécessitant un traitement particulier

4.62 Certains produits, comme les produits saisonniers, les assurances, les biens d'occasion, les dépenses effectuées à l'étranger, etc. peuvent nécessiter un traitement spécial lorsqu'on établit leur pondération. (Pour plus de précisions, des renvois sont faits aux chapitres 3, 10 et 22.)

4.63 *Produits saisonniers.* Diverses approches peuvent être utilisées pour les produits saisonniers, par exemple :

- l'approche «pondération fixe» : la même pondération est attribuée au produit saisonnier tous les mois, en utilisant un prix imputé pour les mois hors saison; les produits saisonniers sont traités comme les autres produits de consommation;
- l'approche «pondération variable» : le produit est assorti d'une pondération mobile certains mois; selon cette méthode, les pondérations des produits saisonniers changent tous les mois en fonction des variations des quantités consommées pendant les différents mois de la période de référence; cependant, le principe du panier-type fixe, c'est-à-dire les pondérations fixes, devrait être conservé du moins à un certain niveau d'agrégation.

4.64 L'approche «pondération fixe» présente surtout l'avantage d'être compatible avec celle utilisée pour les autres biens et services de consommation et avec la formule de l'indice de panier-type fixe. Contrairement à la pondération mobile, la pondération fixe reflète les variations mensuelles des prix uniquement et non celles des quantités. Un autre inconvénient des pondérations mobiles est qu'elles sont établies à partir des variations saisonnières mensuelles de la période de référence, tandis que les variations mensuelles de la consommation peuvent changer d'une année à l'autre.

4.65 L'approche «pondération fixe» peut également avoir des inconvénients, l'un des plus graves étant que, pour les mois sans légumes ni fruits frais, il faut estimer ou imputer (ou, comme le font certains pays, reconduire) les prix et les indices. L'approche «pondération mobile» ne nécessite pas de telles imputations. En outre, la pondération fixe moyenne établie tous les mois de l'année ne reflète pas la consommation mensuelle. En conséquence, s'il existe une corrélation négative entre les prix et les quantités, un biais positif risque d'être présent dans l'indice.

4.66 La décision de mesurer les biens saisonniers selon l'une ou l'autre approche dépend de l'importance donnée aux variations mensuelles ou aux variations de l'indice à long terme. L'emploi d'un panier-type annuel et de parts annuelles de dépenses se justifie lorsqu'on s'intéresse surtout à la tendance à long terme des prix. En revanche, si on se préoccupe essentiellement des variations mensuelles, les pondérations annuelles dont est assorti chaque rapport de prix mensuel risquent de ne pas représenter les transactions réellement opérées au cours des deux mois consécutifs considérés. Dans ce cas, l'utilisation de pondérations annuelles peut amplifier considérablement les variations des prix mensuels des produits élémentaires hors saison¹. Pour répondre aux besoins des différents utilisateurs, il peut être judicieux de construire *deux* indices : l'un pour mesurer à court terme les variations des prix (avec des pondérations mensuelles variables) et l'autre pour établir l'indice à long terme (avec des pondérations annuelles fixes). La question des produits élémentaires saisonniers est approfondie au chapitre 22.

4.67 *Assurances.* Les pondérations des assurances-dommages pourraient être établies à partir soit des primes brutes acquittées, soit des commissions de service implicites (voir la section du chapitre 3 sur les assurances). Ces commissions (acquittées aux fins de la gestion de la société d'assurance et du coût de la prestation des services d'assurance) sont estimées *en ajoutant* aux primes brutes les revenus de placement des réserves techniques et *en déduisant* les indemnisations payées aux assurés en règlement des sinistres². Les primes nettes des commissions de service sont, par définition, les primes brutes moins les commissions de service : en d'autres termes, elles sont égales aux indemnisations. Les primes nettes des commissions et les indemnisations peuvent être considérées comme des transferts, ou des redistributions, entre les ménages

¹Par exemple, l'impact de l'évolution des prix de la tomate au début de la saison serait exagéré dans l'indice général. De même, son impact dans les mois de crête serait sous-évalué.

²Dans les comptes nationaux, les «primes nettes» correspondent à la différence entre la somme des primes brutes et des revenus de placement et les commissions de service estimées. Elles sont égales, par définition, aux indemnisations payables, les deux catégories de flux étant traitées comme des transferts, ou des redistributions, entre ménages détenteurs de polices, et ne sont pas considérées comme des dépenses.

détenteurs des polices. En général, il semble préférable d'établir les pondérations des assurances-dommages à partir des commissions de service. Ce sont les montants, selon les estimations, payés par les ménages pour les services fournis par les compagnies d'assurance. Cependant, il existe également des arguments en faveur de l'établissement des pondérations à partir des primes brutes. C'est un point difficile sur lequel il n'existe pas encore de consensus.

4.68 *Biens d'occasion, automobiles comprises.* Les prix des biens durables d'occasion achetés par les ménages sont pris en compte dans l'IPC de la même façon que ceux des biens neufs (voir paragraphes 3.127 à 3.129 du chapitre 3). Cependant, les ménages vendent aussi des biens durables d'occasion, comme les automobiles. Si le prix d'un bien d'occasion augmente, le ménage acquéreur s'appauvrit, tandis que le ménage vendeur s'enrichit. Du point de vue des pondérations, les ventes constituent des dépenses *negatives*, ce qui suppose que les variations des prix des biens d'occasion *vendus* par des ménages ont implicitement une pondération négative dans l'IPC. En effet, les achats et ventes de biens d'occasion *entre ménages*, directement ou par un intermédiaire, s'annulent (sauf en ce qui concerne les marges des intermédiaires, voir chapitre 3) et ne donnent lieu à aucune pondération dans l'IPC. Toutefois, les ménages achètent également aux autres secteurs ou leur vendent. Pour la population de référence prise dans son ensemble, à savoir l'ensemble complet des ménages couvert par l'IPC, les pondérations à attribuer à un bien d'occasion d'un type particulier correspondent aux dépenses totales des ménages y afférentes *moins* la valeur des recettes des ménages tirées des ventes à destination ou en provenance des *autres secteurs*. Rien ne justifie que ces dépenses et recettes s'annulent dans l'agrégat. Par exemple, il se peut que nombre des voitures d'occasion achetées par les ménages soient importées. La différence entre les dépenses et les ventes totales correspond en général aux dépenses nettes des ménages, soit la pondération à attribuer au bien d'occasion en question.

4.69 Sauf dans le cas des voitures d'occasion, il est pour ainsi dire impossible d'estimer les dépenses nettes, la plupart des EBM ne collectant pas les données qui permettraient de comparer les dépenses et les recettes des ventes des biens d'occasion de types particuliers. D'ordinaire, seul le montant total provenant de la vente de biens d'occasion est recueilli. Toutefois, cette information ne donne une idée ni du volume, ni de l'importance de ces transactions dans l'économie nationale. Les pays où ce volume est faible peuvent ne pas tenir compte des biens d'occasion (exception faite des automobiles) dans le calcul des pondérations de l'indice.

4.70 Comme elles sont en général élevées, les sommes dépensées pour l'achat de véhicules d'occasion devraient être incluses dans le panier-type de l'IPC si les données étaient disponibles. Faut-il des données fiables, leur pondération peut toutefois être ajoutée à celle des automobiles neuves.

4.71 La plupart des pays prennent en compte les dépenses de biens d'occasion dans l'estimation des pondérations de l'IPC, mais les prix de ces biens ne sont pas relevés (à cause de la difficulté de déterminer le prix du même bien tous les mois ou, lorsque les biens sont différents, de procéder aux ajustements de qualité voulus). On présume donc que les prix des biens, qu'ils soient neufs ou d'occasion, évoluent dans le même sens.

4.72 Des pondérations distinctes doivent être attribuées aux biens d'occasion dans les pays où les achats de ces biens sont importants et où on estime que leurs prix ne suivent pas la même évolution que celle des biens neufs. Les informations nécessaires pourraient être extraites, du moins pour certains biens durables de premier plan, des EBM, si elles couvraient aussi les biens d'occasion.

4.73 *Dépenses à l'étranger et dépenses des non-résidents.* Si l'objectif est de construire un indice représentatif des mouvements des prix dans une région ou un pays donné, le système de pondération doit refléter les achats effectués par les ménages résidents ou non-résidents. En pratique, la proportion des achats faits par des visiteurs en provenance de l'étranger ou d'autres régions peut être difficile à estimer, sauf dans le cas de certains types d'achats dans les zones géographiques où le tourisme étranger est la principale activité économique. Il faut utiliser des sources autres que les EBM pour s'assurer que les pondérations prennent en compte les dépenses des touristes étrangers, ainsi que tous les achats de biens et de services de consommation effectués dans le pays par des ménages résidents ou non-résidents. Ces sources peuvent être la comptabilité nationale ou les statistiques des ventes.

4.74 Lorsque le principal objectif de l'indice est de mesurer les variations des prix pour la population résidente, les pondérations devraient tenir compte de leurs dépenses à l'étranger. Cela nécessiterait de collecter, dans le cadre des EBM, des données sur les dépenses effectuées en dehors du pays (par exemple, celles de repas et d'hôtel pendant les vacances, de biens durables, de santé et d'éducation). Pour construire l'indice en couvrant les dépenses à l'étranger, il serait possible :

- de relever les prix à l'extérieur du pays de résidence;
- d'utiliser des sous-indices pertinents fournis par les statisticiens d'autres pays pour les types de produits achetés dans ces pays par les résidents;
- de constituer un groupe de résidents qui communiqueraient les prix payés pour leurs achats à l'étranger.

4.75 Étant donné qu'il est difficile de trouver dans les EBM des données fiables sur les dépenses à l'étranger et, sur le plan pratique, de construire un indice pour ces dépenses, il faut peut-être alors établir les pondérations à partir des EBM sans ajustement en fonction du lieu d'acquisition et ne recueillir les prix que des biens et services acquis sur le territoire économique du pays. Cette approche suppose que les variations des prix des biens et services acquis à l'étranger

sont les mêmes que celles des biens et services analogues acquis dans le pays.

Erreurs de pondération

4.76 Si les prix évoluaient tous dans le même sens, les pondérations n'auraient pas d'importance. Par contre, le rôle joué par les pondérations dans l'évaluation des variations globales des prix est d'autant plus important que le comportement des prix varie entre les produits.

4.77 Les changements négligeables dans les pondérations n'ont en général guère d'effet sur l'IPC global. Une erreur dans les pondérations d'un sous-indice donné n'a de l'importance que dans la mesure où ses variations diffèrent des variations moyennes de l'IPC global. En général, l'erreur de pourcentage tolérable dans un indice est d'autant plus faible que sa pondération est élevée. Il s'ensuit que l'erreur de pondération

tolérable diminue à mesure qu'augmente le taux de variation des prix *relatifs* des produits élémentaires pertinents. Enfin, si les erreurs de pondération peuvent ne pas avoir une grande influence sur l'indice global, elles risquent à l'évidence d'être graves au niveau des sous-groupes. L'expérience australienne montre que même les produits élémentaires assortis de pondérations relativement élevées peuvent tolérer des erreurs de 20 à 30 % (Australian Bureau of Statistics, 2000). D'après des études d'Eurostat, les IPC sont assez peu sensibles aux changements dans les pondérations. Eurostat a toutefois suggéré de mettre au point des procédures de contrôle de la qualité pour suivre les pondérations des produits élémentaires dont l'évolution des prix a été différente de celle de l'indice global (Eurostat, 2001). La question des répercussions des erreurs de pondération sur les sous-indices et les indices globaux est examinée dans Rameshwar (1998).

Introduction

5.1 La procédure utilisée par les offices nationaux de statistiques pour relever les prix en vue d'établir un indice des prix à la consommation (IPC) est l'enquête par sondage. Dans de nombreux pays, il serait plus juste de considérer qu'il s'agit en fait d'un grand nombre d'enquêtes différentes portant chacune sur différents sous-ensembles de produits couverts par l'indice. Nous commencerons donc par exposer certains des concepts généraux des enquêtes par sondage, qu'il convient de garder à l'esprit quand on examine un type particulier d'enquête, tel qu'un relevé de prix entrepris en vue d'établir un IPC.

5.2 Un *objectif quantitatif*, un IPC par exemple, est défini par rapport à :

- un *univers* composé d'une population finie d'unités (des produits, par exemple);
- une ou plusieurs *variables* définies pour chaque unité de l'univers considéré (les prix et quantités, par exemple);
- une formule combinant les valeurs d'une ou plusieurs de ces variables pour toutes les unités de l'univers en une valeur unique appelée *paramètre* (par exemple l'indice de Laspeyres).

C'est à la valeur de ce paramètre que l'on s'intéresse.

5.3 L'univers considéré présente en général trois dimensions : une *dimension de produit*, qui consiste en l'ensemble des produits et variétés de produits achetés, une *dimension géographique et de point de vente*, qui consiste en l'ensemble des points de vente ou canaux par lesquels un produit est vendu, et une *dimension temporelle*, qui consiste en l'ensemble des subdivisions d'une période de l'indice. La dimension temporelle recevra moins d'attention, car la variation des prix est en général plus faible sur une courte période et les aspects temporels peuvent être traités dans le cadre des spécifications du produit et du point de vente.

5.4 Dans ce chapitre, les deux premières dimensions seront considérées comme statiques sur les périodes considérées dans l'indice. En d'autres termes, il sera supposé que l'on retrouve les mêmes produits et points de vente dans l'univers considéré aux deux périodes, ou que l'on remplace systématiquement un produit ou point de vente ancien par un nouveau, sans difficultés. Les complications que posent les modifications dynamiques de l'univers sont évoquées au chapitre 8, qui aborde les questions du remplacement, du rééchantillonnage et de l'ajustement de la qualité.

5.5 Pourquoi ne prend-on seulement qu'un échantillon d'unités? Mis à part qu'il serait pour ainsi dire matériellement impossible, et financièrement prohibitif, d'essayer de couvrir tous les produits dans tous les points de vente, les données seront sans doute de meilleure qualité si l'on suit un plus petit nombre d'unités, car on utilisera alors du personnel plus spécialisé et mieux entraîné. De surcroît, l'opération pourra être conduite dans des délais plus brefs.

5.6 Dans un *tirage aléatoire*, les unités sont choisies de telle manière que chacune d'elles (point de vente ou produit) a une probabilité de sélection connue différente de 0. Par exemple, les points de vente peuvent être sélectionnés par tirage aléatoire à partir d'un registre du commerce sur lequel chacun d'eux a la même chance d'être choisi. Traditionnellement, toutefois, ce sont les méthodes de *tirage non aléatoire* que l'on utilise le plus souvent pour choisir des points de vente ou des produits afin d'établir un IPC. La méthode du produit représentatif est particulièrement populaire pour la sélection des produits élémentaires. Les autres méthodes utilisées sont l'échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion et l'échantillonnage par la méthode des quotas (voir ci-après). Il arrive aussi que l'on combine deux méthodes; les points de vente sont par exemple sélectionnés par tirage aléatoire, et les produits par la méthode du produit représentatif.

5.7 Une fois que la décision de procéder à un échantillonnage est prise, deux questions se posent : comment choisir l'échantillon, et comment utiliser les valeurs de celui-ci pour estimer le paramètre. La première porte sur le choix d'un procédé d'échantillonnage, la seconde sur la procédure d'estimation. Nous examinerons d'abord les procédés d'échantillonnage.

Techniques de tirage aléatoire

5.8 Cette section présente une série de concepts et de techniques d'ordre général de tirage d'échantillons qui ont des applications importantes pour les indices des prix. Cette présentation rapide couvre les procédés de sondage présentant un intérêt immédiat pour ces indices. On trouvera une analyse complète de cette question dans les nombreux ouvrages qui lui ont été consacrés, tels que ceux de Särndal, Swensson et Wretman (1992) ou de Cochran (1977).

5.9 La théorie de l'échantillonnage d'enquête considère que l'univers est composé d'un nombre fini (N) d'unités d'observation notées $j = 1, \dots, N$. L'échantillonnage revient alors à sélectionner n unités sur N en atta-

chant une probabilité d'inclusion, π_j , à chacune d'elles. Deux procédés d'échantillonnage sont particulièrement intéressants pour les indices des prix.

5.10 En cas de *tirage aléatoire simple* ou de *tirage systématique*, chaque unité a une probabilité égale d'inclusion dans l'échantillon et nous avons $\pi_j = n/N$. Dans un tirage aléatoire simple, toutes les unités sont sélectionnées en utilisant un mécanisme aléatoire. Dans un tirage systématique, les unités de l'échantillon sont sélectionnées à égale distance l'une de l'autre dans la base de sondage, et seule la première est sélectionnée par tirage aléatoire. Ces techniques sont d'ordinaire recommandées lorsque les unités sont relativement homogènes.

5.11 En cas de *tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la taille (PPT)*, la probabilité d'inclusion est proportionnelle à une variable auxiliaire x_j et nous avons $\pi_j = nx_j / \sum_{j=1}^N x_j$. Les unités pour lesquelles cette quantité est initialement supérieure à l'unité sont sélectionnées avec certitude, et des probabilités d'inclusion sont calculées ensuite pour le reste de l'univers.

5.12 L'univers peut être divisé en strates notées $h = 1, \dots, H$. Chaque strate comprend alors N_h unités et nous avons $\sum_{h=1}^H N_h = N$. La stratification a en général pour but de regrouper les unités qui présentent soit une certaine homogénéité, soit un avantage du point de vue administratif en étant par exemple physiquement proches les unes des autres. Chaque strate était un mini-univers dans lequel l'échantillonnage a lieu de façon indépendante. La pratique suivie pour établir les IPC consiste à prendre comme strates des agrégats élémentaires. Dans le reste de ce chapitre, nous examinons un échantillonnage en strate unique correspondant à un agrégat élémentaire et nous ne retenons pas l'indice inférieur h .

Tirage aléatoire et indices des prix à la consommation

5.13 Une *base de sondage* est une liste comprenant l'ensemble (ou la majorité) des N unités de l'univers. La couverture qu'elle assure peut être excessive dans la mesure où elle inclut des unités qui ne figurent pas dans l'univers considéré ou des unités dupliquées. Elle peut aussi être insuffisante si certaines unités de cet univers ne sont pas dans la base.

5.14 Les bases de sondage applicables à la dimension «points de vente» peuvent être :

- Les registres du commerce. Ceux-ci doivent donner l'adresse précise des points de vente au détail et être mis à jour régulièrement. S'ils donnent, en outre, une mesure de la taille (chiffre d'affaires ou nombre d'employés) des points de vente, les registres du commerce constituent un outil utile pour procéder à un tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la taille (PTT), et cette mesure de la taille des points de vente sera alors incluse aussi dans le paramètre de l'univers considéré.

- Les annuaires téléphoniques («pages jaunes»). Ces derniers n'incluent généralement pas de mesure de taille. Il faut alors procéder à des tirages aléatoires simples ou systématiques. Parfois, la connaissance informelle de l'importance des différents points de vente peut être utilisée pour stratifier l'univers en deux catégories ou plus, et constituer ensuite un échantillon relativement plus large à partir de strates plus importantes.

- Les registres des collectivités locales, organismes professionnels, etc. peuvent être utilisés pour les marchés locaux et autres données de ce type, qui sont particulièrement importantes dans les pays en développement.

5.15 Les bases de sondage pour la dimension «produits» peuvent être :

- Les listes de produits qui sont fournies par les principaux points de vente en gros et font apparaître la valeur des ventes durant la période précédente pour les variétés considérées. Les valeurs des ventes constituent une mesure de taille évidente pour les pondérations et les tirages PPT.

- Les listes de produits spécifiques aux points de vente. Ces listes peuvent aussi être dressées par les enquêteurs chargés de relever les prix à partir des produits présentés sur les étagères. La place que ces produits occupent sur les étagères peut alors être utilisée comme mesure de taille pour les tirages PPT.

Techniques de tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la taille

5.16 Il existe plusieurs techniques de tirage PPT, qui se répartissent en deux grandes catégories selon que la taille de l'échantillon est fixée ou aléatoire. Il est à l'évidence souhaitable que la taille de l'échantillon soit préalablement fixée dans le cas des IPC, car la taille de l'échantillon dans chaque strate est souvent réduite et l'on risquerait d'aboutir à un échantillon vide si le choix de la taille était aléatoire. Nous présentons donc ici deux techniques qui donnent des échantillons PPT à taille fixée.

5.17 *Tirage PPT systématique.* Le mieux est d'illustrer cette procédure par un exemple. Le tableau 5.1 montre comment un échantillon de 3 points de vente peut être extrait d'un total de 10. Dans ce cas, le nombre d'employés donne la mesure de la taille. Examinons la liste, qui indique les tailles cumulées et les intervalles d'inclusion. Nous prenons le total de notre mesure de taille, en l'occurrence 90, et divisons celui-ci par la taille de l'échantillon, soit 3. On obtient ainsi un intervalle d'échantillonnage de 30. Nous choisissons ensuite un nombre aléatoire compris entre 1 et 30 (les fonctions d'énumération aléatoire sont données, par exemple, par le logiciel de tabulation d'Excel). Supposons que ce chiffre soit 25. L'échantillon se composera alors des points de vente dont les intervalles d'inclusion couvrent les nombres 25, 25 + 30 et 25 + 2 × 30.

5.18 Le tirage systématique est facile à mettre en œuvre. Toutefois, si la base de sondage assure une surcou-

Tableau 5.1 Tirage aléatoire systématique de 3 points de vente sur 10, à probabilité inégale proportionnelle à la taille

Points de vente	Nombre d'employés = x	x cumulé	Intervalle d'inclusion	Inclus lorsque le point de départ est 25
1	13	13	1–13	
2	2	15	14–15	
3	5	20	16–20	
4	9	29	21–29	X
5	1	30	30	
6	25	55	31–55	X
7	10	65	56–65	
8	6	71	66–71	
9	11	82	72–82	
10	8	90	83–90	X

verture, la taille de l'échantillon ne sera pas celle déterminée à l'avance. Supposons qu'à la première visite des points de vente nous découvrons que le point de vente 6 ne propose pas les produits de l'échantillon. Nous restons alors avec un échantillon réduit à deux points de vente seulement. Il faut alors soit nous en contenter, soit remplacer d'une manière ou d'une autre le point de vente manquant, ce qui n'est pas prévu par la procédure d'échantillonnage de base. En outre, l'échantillon sélectionné dépend de l'ordre dans lequel les points de vente ou les produits sont énumérés dans la liste. Cela peut être important, en particulier si l'ordre d'inscription dans la liste est corrélé à la mesure de la taille.

5.19 Tirage PPT ordonné. Il s'agit d'une méthode relativement nouvelle de tirage PPT, théorisée par Rosén (1997a, 1997b). Dans ce cas, un nombre aléatoire uniforme U_i compris entre 0 et 1 et une variable $z_i = nx_i / \sum_i x_i$, où x_i est une variable de taille, sont associés à chaque unité de l'échantillon, et une *variable de rang* est construite sous forme de fonction de ces deux variables. Les unités de l'univers sont alors classées par ordre croissant et les n unités pour lesquelles la variable de rang présente les valeurs les plus faibles sont incluses dans l'échantillon. On peut citer deux exemples importants de ces variables de rang Q_i :

- Pour les tirages PPT séquentiels : $Q_i = U_i/z_i$;
- Pour les tirages PPT de Pareto : $Q_i = U_i/(1-z_i)/z_i(1-U_i)$.

5.20 Le tableau 5.2 montre comment fonctionne ce type de tirage, pour le même univers que précédemment et en prenant comme exemple un tirage PPT de Pareto. L'univers est classé maintenant selon un ordre croissant par rapport à la variable de rang. Il apparaît que notre premier échantillon se compose des points de vente 6, 1 et 8. Supposons cependant que nous découvrons maintenant qu'il n'est pas indiqué d'inclure le point de vente 1. Nous nous tournons alors vers l'unité classée quatrième — le point de vente 9 — et incluons celle-ci en remplacement. Un tirage PPT ordonné est donc facile à combiner avec une taille d'échantillon fixée, et d'un maniement plus souple qu'un tirage systématique.

5.21 Ni l'une ni l'autre des deux procédures d'échantillonnage ne correspond exactement, toutefois,

Tableau 5.2 Échantillon aléatoire de Pareto de 3 points de vente sur 10, à probabilité inégale proportionnelle à la taille

Points de vente	x_i	U_i	Q_i	Échantillon
6	25	0,755509	0,036943	X
1	13	0,198082	0,207721	(X)
8	6	0,915131	0,310666	X
9	11	0,277131	0,346024	X
10	8	0,834138	0,380468	
7	10	0,709046	0,412599	
4	9	0,46373	0,580264	
3	5	0,500162	1,25	
5	1	0,067941	1,836435	
2	2	0,297524	2,926051	

à un tirage PPT, car les probabilités d'inclusion obtenues s'écartent quelque peu de celles souhaitées. Rosén (1997b) montre cependant que, s'il s'agit d'estimer des moyennes et des variances, ces procédures correspondent approximativement à des PPT. Dans le cas de l'indice des prix, cela reste vrai en cas de substitution d'un échantillon qui assurait une surcouverture. La PPT de Pareto est meilleure, à la marge, que la PPT séquentielle et devrait par conséquent lui être préférée.

5.22 Le tirage PPT ordonné est utilisé à l'heure actuelle dans de nombreux volets de l'IPC suédois pour échantillonner par exemple :

- les points de vente, à partir du registre du commerce (la mesure de la taille est donnée par le nombre d'employés + 1);
- les produits, à partir des bases de données fournies par les grandes chaînes de vente au détail (la mesure de la taille est donnée par l'historique des ventes);
- les modèles automobiles, à partir du registre central des véhicules automobiles (la mesure de la taille est donnée par l'immatriculation dans la période de référence).

5.23 Statistics Sweden (2001) donne de plus amples détails sur l'application de ces procédures. Rosén (1997b) montre que le tirage PPT de Pareto et le tirage PPT systématique sont les deux méthodes d'échantillonnage optimales. Le tirage PPT de Pareto permet une évaluation objective de la précision de l'estimation. Pour la précision finale, toutefois, le tirage PPT de Pareto est meilleur dans certaines situations, et le tirage systématique préférable dans d'autres. Le choix entre les deux est donc affaire de jugement et de faisabilité dans une situation donnée. La grande souplesse du tirage PPT ordonné face aux imperfections de la base de sondage, aspect important dans les applications de l'IPC, nous conduit à le recommander de préférence à toutes les autres procédures PPT.

Méthodes d'échantillonnage utilisées par le Bureau of Labor Statistics des États-Unis

5.24 Le Bureau of Labor Statistics (BLS) des États-Unis utilise des méthodes de tirage aléatoire à toutes les

étapes de la sélection d'un échantillon. Lors de la dernière étape, les produits élémentaires sont sélectionnés dans les points de vente selon un processus conçu pour donner des résultats proches d'un tirage PPT, s'agissant des ventes de chacun de ces produits. À cette fin, les représentants du BLS sur le terrain ont le choix entre quatre procédures pour déterminer les proportions des ventes (U.S. BLS, 1997). Ils sont autorisés à :

- obtenir directement les proportions auprès des répondants;
- classer les sous-groupes/produits élémentaires selon l'importance des ventes, telle qu'indiquée par les répondants, et obtenir ensuite les proportions directement ou en utilisant des proportions assignées au préalable;
- utiliser, le cas échéant, l'espace occupé sur les étiquettes pour estimer les proportions;
- utiliser l'équiprobabilité.

5.25 Pour le BLS, cette procédure présente l'avantage d'assurer un tirage aléatoire objectif et efficace là où aucune autre procédure de ce type ne serait possible. Elle permet d'adopter une définition large des strates de produits élémentaires, de sorte qu'il n'est pas nécessaire de suivre partout les prix de la même spécification étroite. La grande variété de produits élémentaires spécifiques réduit très sensiblement la composante de la variance à l'intérieur de chacun d'eux; elle réduit aussi la corrélation des variations des prix entre les secteurs et permet de diminuer la taille de l'échantillon requis pour une variance donnée.

5.26 L'un des inconvénients possibles de cette approche est que, si la mesure des ventes est effectuée durant une période très brève, elle risque de coïncider avec une campagne spéciale de promotion. Il se pourrait alors qu'un produit élémentaire dont le prix a temporairement baissé reçoive une probabilité d'inclusion élevée. Comme ce prix tendra à augmenter plus que la moyenne, il risque d'en résulter une surestimation. Il est donc essentiel que l'échantillonnage du produit élémentaire ait lieu avant le premier relevé de prix, ou que l'on utilise les valeurs des ventes d'une période antérieure. Okamoto (1999) souligne ce point dans le cas du Japon, où les variations importantes de prix sont, semble-t-il, très communes.

Techniques de tirage non aléatoire

5.27 La théorie moderne de l'échantillonnage statistique met l'accent sur les tirages aléatoires. Le recours au tirage aléatoire est aussi vivement recommandé et constitue la norme pour toutes sortes d'enquêtes statistiques, y compris dans le domaine économique. Mais la pratique suivie dans la plupart des pays pour établir les indices des prix reste dominée par les techniques de tirage non aléatoire. Il n'est donc pas inutile de s'inter-

roger un moment sur les motifs, rationnels ou non, d'une telle situation. Dans la section suivante, nous passons en revue certaines de ces raisons possibles, avant d'examiner diverses techniques de tirage non aléatoire.

Raisons de recourir au tirage non aléatoire

5.28 *Absence d'une base de sondage.* La situation est fréquente pour ce qui concerne la dimension «produits», mais moins pour la dimension «points de vente», pour laquelle les registres du commerce ou les annuaires téléphoniques fournissent les bases requises, au moins dans certaines régions du monde telles que l'Europe occidentale, l'Amérique du Nord et l'Océanie. Il est possible également de construire des bases «sur mesure» dans un nombre restreint de villes ou d'endroits, qui sont échantillonnés en grappes dans un premier temps. On notera que, dans le cas des produits, l'assortiment de produits proposé dans un point de vente fournit une base de sondage naturelle, une fois le point de vente échantillonné en grappe, comme dans la procédure d'échantillonnage du BLS présentée plus haut. L'absence de base de sondage n'est donc pas une excuse suffisante pour ne pas appliquer un tirage aléatoire.

5.29 *Le biais résultant d'un tirage non aléatoire est négligeable.* Diverses preuves empiriques appuient cette assertion pour ce qui concerne les indices fortement agrégés. Dalén (1998b) et De Haan, Opperdoes et Schut (1999) ont simulé l'échantillonnage, fondé sur un seuil d'inclusion, de produits d'un même groupe de produits élémentaires. Dalén a examiné environ 100 groupes de produits élémentaires vendus dans des supermarchés et mis en évidence, pour les sous-indices de nombreux groupes de produits élémentaires, des biais importants qui s'annulent toutefois presque totalement après agrégation. De Haan, Opperdoes et Schut utilisent des données obtenues par lecture optique et s'intéressent à trois catégories (café, couches pour bébés et papier hygiénique) et, bien que le biais constaté pour chacune d'entre elles soit considérable, l'erreur quadratique moyenne (définie comme la variance plus le carré du biais) apparaît souvent plus faible que dans un tirage PPT. Les biais vont dans les deux sens et peuvent donc être interprétés comme corroborant les conclusions de Dalén. L'importance des biais constatés pour les deux groupes de produits élémentaires reste néanmoins troublante. Dalén, tout comme De Haan, Opperdoes et Schut, fait état de biais pour des groupes composés d'un seul produit élémentaire de bon nombre de points de l'indice.

5.30 *Il faut s'assurer que les échantillons pourront être suivis pendant un certain temps.* En cas de malchance dans notre échantillon aléatoire, nous risquons en effet de nous retrouver avec un produit qui disparaît immédiatement après son inclusion dans l'échantillon. La question de son remplacement doit alors être résolue, avec les risques de biais que cela comporte. Par contre, il se peut que les prix de produits dont la vie est courte

affichent des fluctuations différentes de celles des prix des produits dont la durée de vie est longue et représentent une part importante du marché, de sorte que le fait de les ignorer créera un biais.

5.31 *Un tirage aléatoire pour la période de référence n'est pas un tirage aléatoire approprié pour la période en cours.* Cet argument anticipe en partie la réflexion développée au chapitre 8. Il est certainement vrai que la protection contre les biais qu'offre un échantillon aléatoire est dans une large mesure annihilée par la nécessité de procéder ensuite à des remplacements non aléatoires.

5.32 *Le relevé des prix doit avoir lieu là où l'on dispose d'enquêteurs pour le faire.* Cet argument ne s'applique qu'aux tirages géographiques. Il est bien sûr moins cher de relever les prix près du domicile des enquêteurs, et il serait difficile et coûteux de recruter des enquêteurs à chaque fois qu'un nouvel échantillonnage est organisé, pour s'en séparer ensuite. Le problème diminue si l'on fait en sorte que les enquêteurs soient répartis convenablement sur l'ensemble du pays. Pour s'en assurer, on peut par exemple organiser, au sein de l'office national des statistiques, un corps d'enquêteurs professionnels répartis à travers le pays et menant de front diverses enquêtes. Une autre solution à ce problème consiste à mettre sur pied, à titre de premier degré d'échantillonnage, un échantillon de régions ou de villes et localités qui n'est modifié que très lentement.

5.33 *La taille de l'échantillon est trop petite.* La stratification est parfois si fine qu'elle ne laisse place, dans la strate finale, qu'à un très petit échantillon. Une sélection aléatoire de 1 à 5 unités peut résulter parfois en un échantillon final jugé asymétrique ou doté de propriétés de représentation médiocres. Toutefois, à moins que l'indice de cette strate de petite taille doive être présenté publiquement, le problème reste lui aussi limité. L'asymétrie des petits échantillons de niveau inférieur se corrigera aux niveaux supérieurs. L'argument selon lequel la taille de l'échantillon est trop petite a plus de poids lorsqu'il concerne des grappes (zones géographiques) de premier degré qui s'appliquent simultanément à la plupart des degrés de l'échantillonnage suivants.

5.34 *Les décisions qui concernent l'échantillonnage doivent être prises à un niveau subalterne de l'organisation.* À moins de disposer de solides connaissances en statistiques, les enquêteurs chargés de relever les prix risquent d'avoir des difficultés à procéder à des tirages aléatoires sur le terrain. Or, ces opérations seraient nécessaires si la spécification du produit fournie à l'échelon central couvre plus d'un produit (prix) dans un point de vente. Néanmoins, c'est précisément ce que font, aux États-Unis (U.S. BLS, 1997), les représentants du BLS sur le terrain. En Suède, où l'échantillonnage (pour les produits de première nécessité) est centralisé au point que toutes les variétés de produit sont définies et les tailles des emballages spécifiées, il n'est pas besoin de procéder à des échantillonnages dans les points de vente. Dans les pays où l'on ne dispose d'au-

cune de ces deux possibilités, il serait plus difficile d'effectuer des tirages totalement aléatoires pour les produits considérés.

5.35 Dans certaines situations, il existe par conséquent de bonnes raisons de recourir à des techniques non aléatoires. Nous examinons deux d'entre elles ci-après.

Échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion

5.36 L'échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion fait référence à la pratique qui consiste à choisir avec certitude les n unités de l'échantillon les plus importantes et à donner aux autres une probabilité d'inclusion égale à zéro. Dans ce cadre, la notion d'«importance» se rapporte à une certaine mesure de la taille qui est étroitement corrélée à la variable cible. L'expression «seuil d'inclusion» fait référence à la valeur frontière entre les unités incluses et celles qui ne le sont pas.

5.37 La théorie nous indique que d'une manière générale, l'échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion ne produit pas d'estimateurs non biaisés (voir paragraphes 5.51 à 5.60 pour une analyse des biais et de la variance), car les petites unités peuvent afficher des variations de prix qui diffèrent systématiquement de celles des unités plus importantes. La stratification par taille ou les tirages PPT présentent aussi l'avantage d'inclure avec certitude les unités les plus grandes, tout en donnant à toutes les unités une probabilité d'inclusion différente de zéro.

5.38 Si le critère d'erreur n'est pas le biais minimal mais l'*erreur quadratique moyenne* minimale (= variance + carré du biais), alors, étant donné que tout estimateur tiré d'un échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion a une variance égale à zéro, l'échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion peut être un bon choix lorsque la réduction de la variance fait plus que compenser l'introduction d'un biais limité. De Haan, Opperdoes et Schut (1999) montrent que cela peut être le cas, de fait, pour certains groupes de produits élémentaires.

5.39 Il est fréquent qu'un sondage à degrés multiples soit conçu de manière à ne laisser place qu'à un nombre très restreint d'unités à un certain degré. Les problèmes que pose parfois la mesure des unités de très petite taille peuvent alors justifier, en s'ajoutant aux amples variances observées, que le relevé des prix soit limité aux unités les plus grandes.

5.40 Notons que l'on peut aussi opter pour un procédé hybride dans lequel coexistent une strate de choix certain, des strates de tirage aléatoire et un seuil d'inclusion faible en deçà duquel aucun échantillon n'est tiré. Dans la pratique, cette solution est souvent retenue lorsque la section de l'univers située «en deçà du seuil d'inclusion» est jugée insignifiante et peut-être difficile à mesurer.

5.41 Il existe, dans le domaine de l'IPC, une pratique particulière qui s'apparente à l'échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion : elle consiste à laisser

l'enquêteur choisir le produit le plus vendu dans un point de vente, dans les limites d'une spécification définie à l'échelon central. Dans ce cas, la taille de l'échantillon est égale à un (dans chaque point de vente) et la règle du seuil d'inclusion est affaire de jugement plutôt que de mesure exacte, puisque l'on dispose rarement des mesures de taille exactes. Dans tous les cas où l'on procède à des échantillonnages en fonction de la taille dans un point de vente, il est essentiel de considérer celle-ci dans une optique de long terme, afin d'éviter que les ventes temporairement dopées par une brève période de réduction des prix ne soient pas prises pour des mesures de la taille. Les prix de ces produits auront tendance, dans l'avenir immédiat, à augmenter beaucoup plus que le groupe de produits qu'ils représentent et à créer ainsi un grave biais de surestimation.

Échantillonnage par la méthode des quotas

5.42 De nombreux groupes de produits, y compris parmi ceux de taille plutôt réduite, sont par nature assez hétérogènes, et leurs prix varient en fonction d'un grand nombre de sous-groupes ou de caractéristiques. On peut très bien observer des mouvements de prix différents au sein de ces groupes de produits, et toute procédure visant à les représenter par un seul ou quelques types de produits étroitement spécifiés fait inutilement courir un grand risque de biais.

5.43 Dans le cas de l'échantillonnage par la méthode des quotas, l'échantillon sélectionné a les mêmes proportions d'unités que l'univers pour ce qui concerne un certain nombre de caractéristiques connues, telles que le sous-groupe de produit, le type de point de vente ou la localisation. La sélection effective des unités de l'échantillon obéit ensuite à des procédures subjectives, de telle sorte que la composition de l'échantillon final réponde aux critères des quotas.

5.44 L'exemple suivant illustre le concept d'échantillonnage par la méthode des quotas. L'objectif est de créer un échantillon de 20 forfaits vacances. On sait que, dans cet univers, 60 % des vacances se passent en Espagne, 30 % en Grèce et 10 % au Portugal. Quant aux groupes de vacanciers, 70 % se composent de 2 adultes, 20 % de 2 adultes + 1 enfant et 10 % de 2 adultes + 2 enfants. Sur cet échantillon, 20 % des groupes séjournent dans un hôtel 2 étoiles, 40 % dans un hôtel 3 étoiles, 30 % dans un hôtel 4 étoiles et 10 % dans un hôtel 5 étoiles. Avec ces informations, il est possible de concevoir l'échantillon de manière à ce que toutes ces proportions se retrouvent dans l'échantillon, qui est alors autopondéré. Notons qu'il s'agit ici de proportions en volume, et non pas en valeur, et qu'il peut être nécessaire de les ajuster en fonction de la formule d'agrégat élémentaire utilisée.

5.45 L'échantillonnage par la méthode des quotas suppose une gestion centralisée de l'ensemble du processus d'échantillonnage, ce qui risque d'en limiter l'utilité

dans certaines situations. Il est plus difficile, mais pas impossible, de gérer un système d'échantillonnage par la méthode des quotas lorsque les prix sont relevés localement. Il faut alors répartir les enquêteurs chargés de relever les prix en sous-groupes et leur donner des instructions quelque peu différentes pour la sélection des produits. L'échantillonnage par la méthode des quotas a pour inconvénient, comme d'autres tirages non aléatoires, que l'erreur-type d'estimation ne peut être déterminée.

La méthode du produit élémentaire représentatif

5.46 C'est la méthode traditionnelle pour les IPC. L'office central dresse une liste des types de produits, assortie de spécifications par type de produit. Ces spécifications peuvent être étroites, en ce sens qu'elles limitent étroitement les produits que les enquêteurs peuvent sélectionner, ou larges, si elles laissent à ces derniers toute latitude pour choisir les variétés populaires localement.

5.47 La méthode assortie de spécifications étroites est, en un sens, diamétralement opposée à celle de l'échantillonnage par la méthode des quotas susmentionnée. À moins que les groupes de produits ne soient définis de manière à inclure un très grand nombre de types de produits, la représentativité pâtira de cette procédure, car aucun des produits qui ne répondent pas à la spécification n'entrera dans l'indice. La méthode présente un autre inconvénient : elle peut conduire à ce que plus de produits manquent dans les points de vente, et réduire ainsi l'échantillon effectif. Son principal avantage est sa simplicité. Il est facile de garder le contrôle de l'échantillon à l'échelon central. Si des ajustements de la qualité sont nécessaires, ils peuvent être décidés à ce niveau, ce qui peut être un avantage ou non.

5.48 La méthode assortie de spécifications larges donne aux enquêteurs la possibilité d'ajuster l'échantillon à la situation locale, et entraîne normalement une meilleure représentativité globale de celui-ci. Conjugué au critère des «meilleures ventes», l'échantillon tendra toutefois à sous-estimer systématiquement les marques et produits de moindre importance qui peuvent être achetés par des minorités non négligeables.

Échantillonnage dans le temps

5.49 Un IPC se réfère d'ordinaire à un mois, période durant laquelle les prix ne restent pas constants. La question de l'échantillonnage dans le temps se pose alors. On étudie souvent ce problème en retenant, par exemple, le quinzième jour du mois ou les jours qui entourent le quinzième jour du mois comme date cible pour la mesure des prix. Dans certains secteurs, le jour de la semaine a un effet sur les prix : c'est le cas, par exemple, pour le cinéma, le théâtre ou la restauration, mais cela peut être pris en compte dans la spécification du produit plutôt que dans l'échantillonnage, en spécifiant par exemple le prix pratiqué le soir en semaine.

5.50 Autant que l'on sache, le tirage aléatoire dans le temps n'est utilisé nulle part. La méthode qu'emploient certains pays consiste à étendre le relevé des prix sur plusieurs semaines en suivant un certain schéma, différentes semaines étant, par exemple, consacrées à différentes régions ou différents groupes de produits. Dans certains cas, les prix sont suivis à intervalles plus rapprochés que le rythme mensuel : c'est le cas pour les produits frais, par exemple. Nous ne disposons pas encore de connaissances systématiques sur les avantages et inconvénients de telles pratiques. Le chapitre 6 examine les aspects plus concrets de la répartition des relevés de prix dans le temps.

Choix d'une méthode de tirage

5.51 Dans cette section, nous examinons comment le choix d'une méthode de tirage peut dépendre de facteurs spécifiques au pays concerné. Mais il convient d'abord d'examiner la question de la taille de l'échantillon.

5.52 *Taille de l'échantillon.* La précision finale de l'estimation d'un échantillon dépend seulement de sa taille et de son allocation, et non pas de la taille du pays. En ce sens, il n'y a pas lieu d'adopter un échantillon plus large pour un pays plus grand. Les échantillons plus étoffés se justifient si les différences régionales dans l'évolution des prix présentent un intérêt et si l'on souhaite un degré de désagrégation des produits très élevé dans la présentation des indices. Le budget alloué à l'établissement de l'IPC peut bien sûr être plus important dans les grands pays et permettre la constitution d'échantillons plus larges.

5.53 Les études consacrées aux biais (autres que le biais d'estimateur décrit aux paragraphes 5.61 à 5.64) et à la variance montrent que le biais de sélection des IPC représente d'ordinaire un problème beaucoup plus important que la variance d'échantillonnage. Il s'ensuit que, dans bien des cas, des échantillons plus petits mais mieux suivis — en ce qui concerne les remplacements, rééchantillonnages ou ajustements de la qualité — pourraient donner, à budget égal, un indice de qualité supérieure. Dans certains pays, la collecte des prix à l'échelon local est une ressource fixe et il est donc difficile de redéployer des ressources du relevé local des prix vers le travail analytique à l'échelon central. Cela dit, il est recommandé de consacrer les ressources locales à l'amélioration de la qualité du relevé des prix plutôt qu'à multiplier leur nombre. La qualité des relevés de prix est examinée plus en détail au chapitre 6.

5.54 Selon les pays, la taille des échantillons mensuels oscille entre plusieurs milliers et plusieurs centaines de milliers. Souvent, ces différences relèvent davantage de la tradition que d'une analyse rationnelle du degré de précision requis. Les pays qui utilisent des échantillons de très grande taille feraient sans doute bien de réfléchir au moyen de redéployer les ressources dont ils disposent.

5.55 *Répartition géographique des enquêteurs chargés de relever les prix.* L'échantillonnage est d'au-

tant plus coûteux qu'il a lieu loin du domicile des enquêteurs qui relèvent les prix. Si l'organisme chargé du relevé des prix est centralisé dans quelques grandes villes, il sera difficile d'échantillonner des points de vente ailleurs. Il faut toutefois garder à l'esprit que l'inflation peut être très différente en zone rurale et en zone urbaine. Ne pas relever les prix dans ces deux zones pourrait donc être préjudiciable aux efforts déployés pour mesurer au plus près l'inflation moyenne au plan national. Il vaut mieux se doter au moins d'un petit échantillon pour les zones rurales afin que ce facteur puisse être pris en compte. Ce faisant, il reste possible de dégager la majeure partie des économies que peut entraîner le choix de points de vente proches du domicile des enquêteurs.

5.56 *Niveau de formation des enquêteurs.* Si les enquêteurs chargés de relever les prix disposent d'une solide formation, ils peuvent être chargés de mener à bien des tâches plus complexes, telles que des tirages PPT dans les points de vente. Sinon, il faut s'en tenir à des méthodes plus simples.

5.57 *Accès à l'expertise de l'office central.* Les tirages aléatoires supposent que l'on ait recours à l'expertise méthodologique de l'office central des statistiques.

5.58 *Groupes de produits homogènes ou hétérogènes.* La méthode du produit élémentaire représentatif convient mieux aux groupes de produits homogènes. Pour les groupes hétérogènes, il est plus probable que des segments importants de l'univers du produit, pour lesquels les prix évoluent différemment, seront oubliés.

5.59 *Accès aux bases de sondage et qualité de celles-ci.* Les tirages aléatoires supposent des bases de sondage qui n'existent pas forcément à l'échelle nationale. Si la première phase consiste en un échantillonnage géographique en grappes (pour lequel la base de tirage est une simple carte géographique), une liste des points de vente pertinents peut être dressée dans chaque grappe échantillonnée à partir des annuaires téléphoniques ou d'autres fichiers établis localement, comme c'est le cas au Royaume-Uni. Cette méthode est aussi utilisée pour sélectionner des zones urbaines afin d'établir l'IPC aux États-Unis (Dippo et Jacobs, 1983).

5.60 *Données obtenues par lecture optique.* Ce chapitre se place dans le cadre traditionnel d'une situation où les prix sont relevés localement et à l'échelon central, puis enregistrés individuellement dans une base de données centralisée. Lorsque les prix et, le cas échéant, les quantités, sont relevés par lecture optique comme c'est le cas aux points de vente dotés de caisses enregistreuses électroniques, l'échantillonnage peut se faire de façon différente. Il n'est pas nécessaire alors d'échantillonner des produits, des variétés ou des points dans le temps, puisque cette énumération est totalement automatisée. Quoi qu'il en soit, tous les points de vente d'un produit ne seront pas équipés de dispositifs de lecture optique à brève échéance. Comme tous les types de points de vente devraient être représentés dans l'indice, il sera toujours nécessaire de

conjuguer les échantillons de données obtenues par lecture optique et les échantillons traditionnels de données recueillies auprès des points de vente dépourvus de tels dispositifs.

Procédures d'estimation

5.61 Une distinction essentielle doit être faite entre ce qu'il faut estimer, le *paramètre*, qui est défini pour l'univers dans son ensemble, et l'*estimateur*, c'est-à-dire la formule qui doit être calculée en utilisant les valeurs de l'échantillon pour l'estimation du paramètre. Cela dit, l'échantillonnage par enquête est en général utilisé pour estimer une population totale ou une fonction de plusieurs totaux de ce type, qui peut être par exemple un ratio des totaux. C'est pourquoi, si deux variables y et z sont définies pour chaque unité de l'échantillon (les prix à deux périodes différentes, par exemple), nous souhaiterons peut-être estimer les paramètres suivants :

$$Y = \sum_{j=1}^N y_j \text{ et } Z = \sum_{j=1}^N z_j \text{ ou } R = Y/Z$$

5.62 Plusieurs estimateurs différents peuvent être proposés pour le même paramètre de population, et il faut alors décider lequel d'entre eux sera utilisé. Quand on évalue la qualité de l'estimateur d'échantillon, c'est-à-dire la précision avec laquelle il estime le paramètre, deux mesures sont souvent examinées dans le paradigme du tirage aléatoire. La première est le biais de l'estimateur, qui est la différence entre le paramètre de l'univers considéré et la moyenne de l'estimateur pour tous les échantillons susceptibles d'être issus du procédé d'échantillonnage spécifié (qualifiée de moyenne de la distribution d'échantillonnage de l'estimateur). Notons que ce biais se rapporte à quelque chose de différent du biais de l'indice examiné ailleurs dans le manuel. Un estimateur est dit «non biaisé» s'il présente un biais égal à zéro. La seconde mesure est la variance de l'estimateur par rapport à cette distribution d'échantillonnage. Un estimateur est considéré comme bon s'il présente à la fois un faible biais et une faible variance, c'est-à-dire s'il est en moyenne très proche du paramètre et ne s'éloigne pas trop de sa moyenne.

5.63 Il est rare que l'on ait la chance de trouver un estimateur réduisant au minimum, et en même temps, le biais et la variance. Un estimateur qui présente un faible biais peut afficher une forte variance, et un estimateur qui présente une faible variance peut afficher un biais important. Aussi a-t-on souvent recours à un critère appelé l'erreur quadratique moyenne, qui est la somme du carré du biais et de la variance. Un «bon» estimateur est alors souvent un estimateur qui réduit au minimum ce critère.

5.64 La théorie de l'échantillonnage nous apprend que les estimateurs suivants ne sont pas biaisés, respectivement, pour les paramètres Y et Z susmentionnés :

$$Y = \sum_{j \in S} y_j / \pi_j, \hat{Z} = \sum_{j \in S} z_j / \pi_j,$$

où S est l'échantillon, et que $\hat{R} = \hat{Y} / \hat{Z}$ est approximativement non biaisé pour R , sous réserve d'un biais d'estimateur par le ratio (en général négligeable).

Application des procédures d'estimation aux indices des prix à la consommation

5.65 Comme il a été dit plus haut, l'échantillonnage effectué pour les besoins des IPC est en général stratifié, les strates étant composées d'agrégats élémentaires. Supposons que le paramètre de l'univers considéré soit I et que le paramètre d'une strate h soit nommé I_h . Nous avons alors :

$$I = \sum_h w_h I_h$$

où w_h est la pondération de la strate h . Il s'agit alors d'estimer I_h pour chaque strate. Dans les paragraphes suivants, nous nous concentrons par conséquent sur l'estimation pour une seule strate et abandonnons la notation de h .

5.66 Selon le contenu, le degré d'homogénéité, l'élasticité-prix et l'accès aux informations sur les pondérations au sein de la strate, différents paramètres peuvent convenir à différentes strates. Le choix du paramètre est un problème d'indice, qui doit être résolu par référence aux concepts économiques sous-jacents. Ainsi qu'il est expliqué au chapitre 20, cet indice peut être l'indice de valeur unitaire, l'indice de Laspeyres, l'indice de Lowe ou l'indice de Laspeyres géométrique.

5.67 Supposons que nous ayons un échantillon de taille n et que les unités de cet échantillon soient dénommées 1, 2, ..., n . Très souvent, une des trois formules ci-après est utilisée comme estimateur de l'indice de strate :

La moyenne arithmétique des rapports de prix (indice de Carli) :

$$r = \frac{1}{n} \sum_{j \in S} \frac{p_j^1}{p_j^0} \quad (5.1)$$

Le rapport des moyennes des prix (indice de Dutot) :

$$a = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} p_j^1}{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} p_j^0} \quad (5.2)$$

La moyenne géométrique (indice de Jevons) :

$$g = \prod_{j \in S} \left(\frac{p_j^1}{p_j^0} \right)^{\frac{1}{n}} \quad (5.3)$$

Pour aller plus loin, il faut aussi introduire le rapport des moyennes harmoniques des prix :

$$h = \frac{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} 1/p_j^0}{\frac{1}{n} \sum_{j \in S} 1/p_j^1} \quad (5.4)$$

5.68 Si l'on compare les estimateurs susmentionnés à la forme fonctionnelle des paramètres du chapitre 20, il apparaît que des conditions très spéciales doivent être réunies pour en faire des estimateurs non biaisés de ces paramètres, ne serait-ce que parce qu'il n'y a pas de quantités dans les estimateurs de l'échantillon, contrairement à ce qui se passe pour les paramètres du chapitre 20.

5.69 Nous avançons, sans le prouver, certains résultats relatifs aux propriétés statistiques des estimateurs ci-dessus (voir Balk (2002) pour plus de détails). Supposons qu'il y ait dans l'univers N produits dénommés 1, 2, ..., N . Soit p_j^t , q_j^t les prix et quantité, respectivement, du produit j à la période t ($t = 0$ pour la période de référence et 1 pour la période en cours), et

$$w_j^0 = \frac{q_j^0 p_j^0}{\sum_{j=1}^N q_j^0 p_j^0} \quad (j = 1, \dots, N)$$

la part de dépenses consacrées au produit j dans la période de référence. Alors :

- En cas de tirage aléatoire simple, aucune des grandeurs r , a ou g n'estime sans biais les paramètres de population. Au contraire, il faut utiliser des pondérations dans les estimateurs également.
- En cas de PPT, si $\pi_j \propto w_j^0$ pour tous les j , alors r , moyenne des rapports de prix, n'est pas biaisé pour l'indice de Laspeyres (le symbole « \propto » signifie «proportionnel à»).
- En cas de PPT, si $\pi_j \propto q_j^0$ pour tous les j , alors a , rapport des moyennes des prix, est approximativement non biaisé pour l'indice de Laspeyres.
- En cas de PPT, si $\pi_j \propto w_j^0$ pour tous les j , alors g est approximativement non biaisé pour l'indice de Laspeyres géométrique. Dans ce cas, $\log g$ est non biaisé pour le logarithme de l'indice de Laspeyres géométrique. Le biais restant tend à être du même ordre que celui de a .

5.70 Tous ces résultats sont par nature un peu théoriques, puisque ni w_j^0 ni q_j^0 ne sont connus au moment où l'échantillon pourrait être sélectionné. C'est une raison pour introduire l'indice de Lowe :

- En cas de PPT, si $\pi_j \propto q_j^b$ (où b est une période antérieure à la période 0) pour tous les j , alors a est approximativement non biaisé pour l'indice de Lowe.

5.71 Il n'existe pas une façon simple de relier les estimateurs, quels qu'ils soient, à l'indice de valeur unitaire. En fait, l'estimation de cet indice suppose des échantillons distincts pour les deux périodes, puisque son numérateur et son dénominateur se réfèrent à des univers différents.

- Si l'on applique deux procédés d'échantillonnage différents, l'un pour la période 0 et l'autre pour la période 1, qui correspondent tous deux à des PPT et où $\pi_j^0 \propto q_j^0$ et $\pi_j^1 \propto q_j^1$, alors a est approximativement non biaisé pour l'indice de valeur unitaire. Dans ce cas, toutefois, l'interprétation de la formule a sera différente, puisque les échantillons figurant au numérateur et au dénominateur sont différents.
- Si l'on applique deux procédés d'échantillons différents, l'un pour la période 0 et l'autre pour la période 1, qui correspondent tous deux à des PPT et où $\pi_j^0 \propto v_j^0 = p_j^0 q_j^0$ et $\pi_j^1 \propto v_j^1 = p_j^1 q_j^1$ alors h , rapport des moyennes harmoniques des prix, est approximativement non biaisé pour l'indice de valeur unitaire. La reformulation algébrique suivante de l'indice de valeur unitaire aide à éclaircir ce point :

$$UV = \frac{\sum_{j \in S} v_j^1 / \sum_{j \in S} v_j^1 / p_j^1}{\sum_{j \in S} v_j^0 / \sum_{j \in S} v_j^0 / p_j^0}$$

Comme pour a , cependant, l'interprétation de la formule h sera différente, car les échantillons figurant au numérateur et au dénominateur sont différents.

5.72 L'expression «approximativement non biaisé» appelle une explication. Elle fait référence au fait que l'estimateur n'est pas exactement non biaisé, mais que le biais qu'il affiche est faible et diminue pour se rapprocher de zéro à mesure que la taille de l'échantillon et celle de l'univers tendent simultanément vers l'infini, selon certaines modalités mathématiquement bien définies. Dans le cas de l'estimateur de rapport applicable à a , le signe de ce biais est indéterminé et sa taille après agrégation est probablement négligeable. Dans le cas de la moyenne géométrique, cependant, le biais est toujours positif, ce qui veut dire qu'en moyenne pour beaucoup d'échantillons, la moyenne géométrique de l'échantillon tend à surestimer la moyenne géométrique de l'univers. Dans le cas d'un tirage aléatoire simple et d'une moyenne géométrique non pondérée à la fois dans l'univers et dans l'échantillon, le biais s'exprime de la façon suivante : $b \approx \sigma^2 / 2n$, où σ^2 est la variance des rapports de prix. Pour les univers de petite taille, une correction de la population finie doit être multipliée par cette expression. Ce résultat est obtenu aisément à partir de l'expression (4.1.4) dans Dalén (1999b). Le biais peut être significatif pour les échantillons de petite taille, et il faut donc être prudent si l'on rencontre de très petits échantillons dans une strate et qu'une moyenne géométrique s'applique.

Estimation de la variance

5.73 L'IPC est une statistique complexe, qui obéit à un procédé d'ordinaire complexe lui aussi. L'estimation de la variance d'un IPC n'est donc pas une tâche de routine. Dans la mesure où les échantillons ne sont pas

aléatoires, les estimations de la variance doivent utiliser un certain type de modèle dans lequel on suppose un tirage aléatoire. En l'absence de connaissances systématiques et généralement admises, les méthodes d'estimation de la variance utilisées dans quatre pays sont décrites brièvement ci-après.

Variances des formules d'indices d'agrégat élémentaire

5.74 Quelques estimateurs de la variance de formules d'agrégats élémentaires seront d'abord donnés à titre préliminaire. Pour ne pas alourdir le texte de formules, ce sont les estimateurs de la variance, et non la variance exacte, qui sont donnés ici. Les estimateurs de la variance sont approximativement non biaisés dans le cas d'un tirage aléatoire simple où le paramètre d'univers correspondant n'est pas pondéré. Ils s'appliquent aussi au cas des tirages PPT pour un paramètre d'univers pondéré, dans lequel la mesure de la taille est la même que la pondération du paramètre. Pour la définition des formules, voir les équations (5.1)–(5.3).

$$V(r) = \frac{\sigma_r^2}{n} \text{ o } \sigma_r^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j \in S} (r_j - r)^2 \text{ et } r_j = \frac{p_j^1}{p_j^0} \quad (5.5)$$

$$V(a) = \frac{1}{n(\bar{p}^0)^2} (\sigma_1^2 + r^2 \sigma_0^2 - 2r\sigma_{01}), \quad (5.6)$$

$$\text{o } \sigma_1^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j \in S} (p_j^1 - \bar{p}^1)^2, \sigma_0^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j \in S} (p_j^0 - \bar{p}^0)^2,$$

$$\sigma_{01} = \frac{1}{n-1} \sum_{j \in S} (p_j^1 - \bar{p}^1)(p_j^0 - \bar{p}^0),$$

$$\bar{p}^1 = \frac{1}{n} \sum_{j \in S} p_j^1 \text{ et } \bar{p}^0 = \frac{1}{n} \sum_{j \in S} p_j^0.$$

Cette estimation découle du fait que a , contrairement à r , est un rapport de variables stochastiques. Voir, par exemple, Cochran (1977) pour une dérivation de cette formule.

5.75 La moyenne géométrique est plus complexe, puisque ce n'est pas un estimateur linéaire. Toutefois, Dalén (1999b) en a déduit l'expression suivante de la variance, qui s'applique aisément et reste valable en offrant une bonne approximation si les rapports de prix n'enregistrent pas des mouvements excessifs (par exemple $\sigma_r/r < 0,2$) :

$$V(g) = \frac{\sigma_r^2}{n} \left(1 - \frac{\sigma_r^2}{r^2} \right) \quad (5.7)$$

La méthode des États-Unis

5.76 L'IPC établi aux États-Unis repose sur des procédures de tirage et d'estimation qui sont à bien des

égards uniques si on les compare à celles d'autres pays. Le procédé exact varie de toute évidence un peu avec le temps. La description qui suit repose sur U.S. BLS (1997) ainsi que sur Leaver et Valliant (1995).

5.77 L'IPC en vigueur aux États-Unis se compose d'éléments obtenus en croisant des zones géographiques avec des strates de produits pour donner, au total, 8.487 «strates IPC de base» correspondant aux agrégats élémentaires. Les 88 zones géographiques sont sélectionnées par PPT dans le cadre d'une procédure contrôlée, et 29 d'entre elles sont incluses avec certitude (autoreprésentation). Au sein de chaque strate IPC de base, on applique une procédure d'estimation dans laquelle les indices pour une période donnée reposent sur des unités d'échantillonnage se chevauchant (points de vente et produits élémentaires) entre cette période et celle qui la précède immédiatement. Les indices d'une période sur l'autre sont alors multipliés pour obtenir un indice de la période de référence à la période en cours. L'échantillonnage au sein de la strate IPC de base est approximativement PPT, sur la base de la description donnée plus haut.

5.78 L'estimation de la variance pour ce procédé se révèle trop complexe pour être utilisée en tant qu'estimateur direct de la variance selon le procédé retenu. On applique à sa place une méthode de duplication de groupe aléatoire, en utilisant pour ce faire le logiciel VPLX. D'autres méthodes ont également été mises à l'essai.

5.79 Leaver et Swanson (1992) donnent un compte rendu détaillé des méthodes d'estimation de la variance utilisées jusqu'à maintenant. Ils présentent aussi les estimations numériques suivantes des erreurs-types (médianes) des variations des IPC pour divers intervalles au cours de la période 1987–91 : erreur-type sur 1 mois : 0,074; erreur-type sur 2 mois : 0,103; erreur-type sur 6 mois : 0,130; erreur-type sur 12 mois : 0,143.

La méthode suédoise

5.80 La présentation suivante reprend les grandes lignes de la description donnée par Dalén et Ohlsson (1995). L'IPC suédois utilise une stratification primaire en groupes de produits, qui sont mesurés dans le cadre d'enquêtes sur les prix distinctes et indépendantes. La première étape de la méthode suédoise consiste par conséquent à noter que la variance de l'indice de tous les prix des produits élémentaires est une somme pondérée des variantes des enquêtes distinctes :

$$V(I) = \sum_h w_h^2 V(I_h) \quad (5.8)$$

5.81 Si l'on peut raisonnablement supposer que toutes ces enquêtes sont indépendantes, c'est parce qu'elles ne font pas appel, en l'occurrence, à un dispositif d'échantillonnage régional commun. Au total, une soixantaine d'enquêtes différentes sont ainsi effectuées. Certaines couvrent de nombreux groupes de produits et suivent des procédés complexes; on constate par ailleurs

une dépendance stochastique entre elles. D'autres ne couvrent qu'un seul groupe de produits et obéissent à un procédé simple. Certaines couvrent leurs univers, sans aucun échantillonnage, et affichent donc une variance égale à zéro.

5.82 Dans beaucoup de groupes reposant sur un simple produit, on est en droit de supposer que les rapports de prix obtenus sont effectivement des échantillons aléatoires. Dans certains cas, cela peut conduire à une certaine surestimation de la variance puisqu'il est procédé en fait, au sein du groupe, à une certaine sous-stratification ou à un échantillonnage par la méthode des quotas. Dans ces groupes de produits, des variances de strate pourraient alors être estimées en appliquant les formules (5.5) à (5.7). Lorsqu'une enquête sur les prix est stratifiée, la formule (5.8) peut être appliquée aux niveaux inférieurs, au-dessus de l'agrégat élémentaire.

5.83 Certaines enquêtes sur les prix sont cependant plus complexes. C'est vrai en particulier pour cette fraction importante de l'indice dans laquelle les points de vente et les produits sont échantillonnés simultanément. En Suède, ces enquêtes sont qualifiées d'enquêtes locales sur les prix et d'enquêtes sur les produits de première nécessité. Dans les deux cas, les points de vente sont échantillonnés par tirage aléatoire (PPT) à partir du registre central du commerce. Les produits sont échantillonnés par PPT dans le cadre des enquêtes sur les produits de première nécessité, mais par la méthode du produit représentatif dans les enquêtes locales sur les prix. Dans le modèle suédois d'estimation de la variance, l'échantillon final est considéré dans ces cas comme extrait de deux univers bidimensionnels de produits et de points de vente. Les unités d'échantillonnage finales sont donc les produits de l'échantillon vendus dans les points de vente de l'échantillon — soit un échantillon reposant sur une classification croisée.

5.84 Lorsqu'un échantillon repose sur une classification croisée, la variance totale peut être décomposée en trois parties :

- la variance entre produits (au même point de vente);
- la variance entre points de vente (pour le même produit);
- la variance de l'interaction entre point de vente et produit.

Dalén et Ohlsson (1995) donnent la formule exacte utilisée.

5.85 Dans l'enquête sur les produits de première nécessité, le modèle reposant sur une classification croisée donne des résultats assez proches du procédé d'échantillonnage effectif. Dans l'enquête locale sur les prix, c'est davantage un modèle, car on procède en fait à un tirage raisonné des produits. Ce modèle n'en a pas moins été jugé utile pour se faire une première idée de l'erreur d'échantillonnage et analyser les problèmes d'allocation.

5.86 La variance totale de l'IPC suédois, selon ce modèle, a été estimée à 0,04, ce qui correspond à un intervalle de confiance de $\pm 0,4$ au seuil de 95 %. Cette es-

timination apparaît relativement stable sur la période 1991–95 pour laquelle le modèle a été essayé.

La méthode française

5.87 En France, le calcul de la variance ne prend désormais en considération que les produits élémentaires représentant 65 % de la pondération totale de l'indice.

5.88 Le plus petit élément de calcul est un type de produit en zone urbaine. Deux formules peuvent être appliquées à un tel élément : le rapport des moyennes arithmétiques (si le produit est homogène) ou celui des moyennes géométriques (si le produit est hétérogène). On suppose un sondage aléatoire à deux degrés, le premier concernant les zones urbaines, le second un produit élémentaire donné (une variété de produit) dans un point de vente. La variance obtenue est donc la somme d'une composante «entre zones urbaines» et d'une composante «au sein des zones urbaines». Étant donné la nature non linéaire des estimateurs, une linéarisation est effectuée à partir d'extensions doubles. Des variances de niveau supérieur sont obtenues en pondérant les variances de niveau élémentaire.

5.89 Après l'exercice d'optimisation organisé en 1997, l'écart-type de l'indice de tous les produits (pour 65 % de la pondération totale de l'indice) a été estimé à 0,03. Cette valeur est proche de celle estimée en 1993, bien que le nombre d'observations ait diminué. La précision d'un certain nombre de sous-indices a par ailleurs été améliorée.

5.90 Les termes de covariance sont ignorés. Concrètement, cela introduit une très petite différence dans la composante «entre zones urbaines». La composante «au sein des zones urbaines» est indiscutablement plus touchée. L'effet n'en est pas moins considéré comme restreint, car une règle limite le nombre de produits observés au même point de vente.

5.91 S'agissant des 35 % de la pondération (appelés «tarifs») qui sont actuellement exclus du calcul de la variance, des calculs de ce type seront effectués à titre d'assurance. Les éléments nécessaires au calcul de la variance existent aussi pour les services des médecins et des dentistes. Les variances afférentes à ces produits, de même qu'aux automobiles neuves, seront bientôt calculées. Pour un certain nombre de sous-indices (tabac, produits pharmaceutiques), l'échantillon est en fait un comptage total, de sorte que les variances sont égales à zéro.

5.92 Un intervalle de confiance de 95 % pour une comparaison sur 12 mois peut s'exprimer sous forme d'un indice estimé à $\pm 0,06$ pour les produits élémentaires ordinaires, autres que les tarifs. Si l'on suppose une variance égale à zéro pour les 35 % restants de l'indice, le seuil de confiance pour l'indice de tous les produits s'établit alors à $\pm 0,04$. Cette hypothèse est à l'évidence trop optimiste, mais, si l'on s'en tient aux travaux consacrés jusqu'à présent à l'estimation de la variance, on peut conclure que le seuil de confiance est certainement inférieur à 0,1.

5.93 On trouvera de plus amples détails sur les calculs effectués en France dans Ardilly and Guglielmetti (1993).

La méthode du Luxembourg

5.94 L'IPC du Luxembourg peut être décrit comme un échantillon raisonné stratifié de 258 strates de produits. Un peu moins de 7.000 observations sont effectuées chaque mois, soit en moyenne 27 observations par strate. Dans chaque strate, les observations sont faites à partir de plusieurs points de ventes; mais le même point de vente est représenté dans de nombreuses strates de produits. Le point de vente sert ici à identifier l'organisation qui fixe le prix (le propriétaire pour les loyers, les compagnies spécialisées pour les assurances, etc.). Dans chaque strate, les prix sont observés dans plusieurs points de vente. Sachant qu'il y a de bonnes raisons de penser que chaque point de vente a ses propres habitudes de fixation des prix, le niveau et les variations des prix dans un même point de vente tendent à être corrélés, ce qui entraîne des covariances positives dans l'expression générale de la variance :

$$V(I) = \sum_k w_k^2 V(I_k) + \sum_k \sum_l w_k w_l \text{Cov}(I_k, I_l) \quad (5.9)$$

5.95 Dans le modèle d'échantillonnage, chaque échantillon de points de vente distinct au sein d'une strate de produits est considéré comme un échantillon aléatoire simple. On suppose ensuite un modèle à deux degrés tel que, dans un premier temps, un tirage aléatoire simple des points de vente ait lieu à partir d'une base de sondage (fictive) regroupant tous les points de vente du Luxembourg. Ensuite, dans chaque point de vente de l'échantillon, un échantillon de second degré est supposé être tiré à partir d'une strate de produits h , de sorte que la strate combinant produit et point de vente devienne le plus bas niveau de calcul de l'indice. On suppose que tous les échantillons de second degré sont indépendants les uns des autres et que les fractions d'échantillonnage sont faibles. Ce modèle débouche sur trois composantes de la variance totale :

- la variance au sein des points de vente;
- la variance entre les points de vente;
- la covariance entre les points de vente.

Les covariances sont difficiles à calculer, même avec l'aide d'un ordinateur. Fort heureusement, toutefois, il est possible de conjuguer algébriquement les deux composantes en une, avec un nombre de niveaux de sommation réduit.

5.96 Ce modèle a permis de procéder à des estimations numériques de 22 variations consécutives sur 12 mois, qui vont de la période janvier 1996–janvier 1997 à la période octobre 1997–octobre 1998. L'estimation de la variance moyenne est de 0,02 (ce qui correspond à une erreur-type de 0,14), chiffre dont la faiblesse peut surprendre vu la petite taille de l'échantillon. La raison de cette

faible valeur n'a pas été analysée plus en détail, mais tient à la conjugaison des conditions particulières en vigueur sur les marchés au Luxembourg et des procédures utilisées dans le système d'estimation de l'indice.

5.97 Le modèle d'estimation de la variance de l'IPC pour le Luxembourg et ses résultats font l'objet d'une présentation complète dans Dalén and Muelteel (1998).

Autres méthodes

5.98 Un certain nombre de modèles expérimentaux ont été mis à l'essai et ont permis d'effectuer des calculs au Royaume-Uni. Jusqu'ici, aucun d'eux n'a été reconnu comme méthode ou estimation officielle. Kenny (1995, et rapports antérieurs) a appliqué la méthode suédoise aux données du Royaume-Uni. Il a trouvé un écart-type d'environ 0,1 pour l'indice d'ensemble des prix de détail du Royaume-Uni. Cet écart-type apparaît plutôt constant sur plusieurs années, bien que la décomposition détaillée de la variance ait notablement évolué. Sitter et Balshaw (1998) ont utilisé une méthode de pseudo-population, mais sans obtenir d'estimations de la variance globale.

5.99 S'agissant enfin de la Finlande, Jacobsen (1997) a effectué des calculs partiels en appliquant un procédé similaire à la méthode suédoise. Son analyse a été utilisée pour proposer diverses modifications dans l'allocation de l'échantillon.

Allocation optimale

5.100 Dans de nombreux pays, l'établissement d'un indice des prix à la consommation est une opération majeure et des ressources considérables sont consacrées au relevé des prix. Il est bon, par conséquent, de veiller à ce que ces ressources soient allouées de la façon la plus efficace.

5.101 L'approche générale de l'allocation des échantillons élaborée par Neyman est décrite dans tous les manuels consacrés aux échantillonnages. Elle repose sur une expression mathématique de la variance de l'estimation et une expression de son coût. Variance et coût sont fonction de la taille de l'échantillon. Assurer une allocation optimale revient alors à réduire au minimum la variance pour un coût donné, ou à réduire au minimum le coût pour une variance donnée.

5.102 L'estimation de la variance a été examinée plus haut. Pour ce qui est du coût, il importe de noter que celui-ci n'est pas le même pour toutes les observations de prix. Il est moins onéreux de recueillir un prix supplémentaire dans un point de vente qui figure déjà dans l'échantillon que d'ajouter un prix dans un point de vente nouveau dans l'échantillon. Dans l'IPC suédois, par exemple, la fonction de coût suivante a été utilisée :

$$C = C_0 + \sum_h n_h \{a_h + b_h \sum_g m_g r_{gh}\} \quad (5.10)$$

où C fait référence au coût total et C_0 à la fraction fixe du coût indépendante de la taille de l'échantillon,

n_h est le nombre de points de vente dans la strate de points de vente h ,

m_g est le nombre de variétés de produit dans la strate de produit g ,

a_h est le coût unitaire par point de vente et reflète le temps nécessaire pour s'y rendre,

b_h est le coût unitaire par produit, qui reflète le coût supplémentaire lié à l'observation d'un produit lorsque l'enquêteur est déjà au point de vente,

r_{gh} est la fréquence relative moyenne des produits de la strate g vendus dans les points de vente de la strate h .

5.103 Dans la formule (5.10), a_h est en général beaucoup plus élevé que b_h . Ce fait milite en faveur d'une allocation dans laquelle les produits sont relativement plus nombreux que les points de vente, donc où il y aura plusieurs produits par points de vente. Cette allocation est encore renforcée par le fait que les variances entre produits dans un même point de vente et la strate de produits sont en général plus fortes que les variances entre points de vente pour le même produit. C'est ce que montre, en tout cas, l'expérience suédoise.

5.104 Lorsque la fonction de variance et la fonction de coût sont toutes deux spécifiées, il est possible, à l'aide de la technique mathématique des multiplicateurs de Lagrange, de calculer les tailles d'échantillon optimales dans chaque strate. Toutefois, il n'est d'ordinaire pas possible d'obtenir des expressions explicites, car on se heurte alors à un problème d'optimisation non linéaire pour lequel il est impossible de trouver une solution explicite.

5.105 Dans un IPC, l'indice couvrant tous les produits est en général la statistique la plus importante. L'allocation de l'échantillon devrait donc avoir pour but de réduire au minimum l'erreur à ce niveau. Il est important aussi que les autres sous-indices publiés soient de bonne qualité, mais c'est la qualité des sous-indices qui est souvent retenue comme critère pour la publication, plutôt que l'inverse.

Récapitulation

5.106 Les explications qui précèdent peuvent se résumer en une série de recommandations spécifiques.

5.107 *Clarté* — *Les règles d'échantillonnage doivent être bien définies.* Dans de nombreux IPC, il existe une large gamme d'échantillonnages et d'autres solutions pour les différents groupes de produits. Souvent, une méthode relativement bien définie est employée pour

le relevé des prix sur le terrain, mais les méthodes exactes utilisées pour recueillir les prix de nombreux produits à l'échelon central sont en général connues de quelques responsables seulement, et l'on ne dispose parfois que d'informations limitées à ce sujet. Il est essentiel, pour la crédibilité de l'IPC, que les règles d'échantillonnage et d'estimation (le traitement des valeurs aberrantes, par exemple) soient bien définies et décrites avec précision.

5.108 *La solution du tirage aléatoire doit être sérieusement envisagée.* Il convient de recourir davantage aux procédés de tirage aléatoire. Dans de nombreux secteurs, des bases de sondage utiles existent ou pourraient être bâties sans que cela pose de difficultés majeures. Le tirage PPT, ordonné et stratifié, est un type de procédé d'échantillonnage important qu'il y a lieu d'envisager dans bon nombre de situations. Les mesures de la taille utilisées pour l'échantillonnage doivent être interprétées dans une perspective de long terme, de façon à ne pas être corrélées aux variations des prix.

5.109 *Représentativité* — *Il ne faut pas laisser de côté des fractions importantes de l'univers considéré.* Lorsque les procédés d'échantillonnage sont conçus, la totalité de l'univers des produits alimentaires et des points de vente qui relèvent du groupe de produits élémentaires en question doit être prise en compte. Toutes les parties significatives de cet univers doivent être convenablement représentées, à moins que cela n'entraîne des coûts rédhibitoires ou des problèmes d'estimation.

5.110 *La variance ou l'erreur quadratique moyenne doit être aussi faible que possible.* Les échantillons doivent être raisonnablement optimisés, sur la base d'une analyse au moins rudimentaire de la variance de l'échantillon. À titre d'approximation de premier ordre, les tailles des échantillons peuvent être fixées de manière à être à peu près proportionnelles aux pondérations des groupes de produits. On obtient une meilleure approximation en multipliant chaque pondération par une mesure de la dispersion des variations de prix dans le groupe. Les considérations de variance et de coût militent, ensemble, en faveur d'allocations selon lesquelles les produits mesurés dans chaque point de vente sont relativement nombreux, et les points de vente relativement peu nombreux dans l'échantillon. Étant donné que les biais posent en général plus de problèmes que les erreurs d'échantillonnage, il sera le plus souvent préférable d'adopter des échantillons plus restreints mais de meilleure qualité, qui permettent des renouvellements plus fréquents et un suivi attentif des remplacements et des ajustements de la qualité.

RELEVÉ DES PRIX

Introduction

6.1 Les méthodes de sondage et d'analyse les mieux adaptées à une enquête sur les prix sont fonction de l'indice retenu et de la situation locale. Il y a lieu, par exemple, de tenir compte de la diversité des biens et services disponibles, de leur renouvellement, de la fourchette des prix pratiqués, de la fréquence et de l'ampleur des variations des prix, des habitudes d'achat des consommateurs (par téléphone, sur catalogue ou Internet) et de la structure du commerce de détail eu égard à l'économie locale, aux types de points de vente et à leur répartition géographique.

6.2 Dans le présent chapitre, nous procédons à un tour d'horizon de certains de ces facteurs, mais, compte tenu de ce qui précède, il faut retenir à l'évidence, pour les traiter, des solutions adaptées à la situation de chaque pays. Ces solutions ne sauraient être trop prescriptives et le statisticien devrait toujours être guidé par les principes et objectifs fondamentaux des indices des prix abordés dans les précédents chapitres. Le système économique des pays occidentaux, conjugué aux types de commerce de détail et aux habitudes d'achat des consommateurs qui en découlent, se prête à un relevé plus structuré des prix. En revanche, les économies de subsistance et celles en développement nécessitent de recourir à des techniques de relevé plus souples.

6.3 Il convient de réfléchir à la technique optimale de relevé des prix sur le triple plan de l'efficacité, de l'exactitude et de la représentation des habitudes d'achat des consommateurs. Un relevé direct à l'échelon local auprès de chaque magasin de la région ou du pays peut parfois être jugé approprié. Dans d'autres cas, il peut être plus judicieux de procéder à un relevé centralisé au siège ou aux bureaux régionaux de l'office national de statistique. Les deux types de relevé sont pertinents pour nombre des points couverts dans le présent chapitre.

6.4 Nous examinons ultérieurement dans le chapitre les avantages et les inconvénients des deux types de relevé pour les différentes catégories de prix. En bref, le relevé à l'échelon local présente l'avantage de couvrir une vaste gamme de sites et une meilleure sélection de produits élémentaires, pour ce qui est notamment des produits alimentaires, boissons alcoolisées, tabac et biens durables (vêtements, meubles et appareils électriques, par exemple). Le relevé centralisé est utile dans les cas suivants : prix difficiles à observer directement (coût du logement ou des services publics, entre autres), application d'une politique nationale des prix, biens vendus sur

catalogue ou par correspondance ou produits élémentaires dont les possibilités de relevé sont limitées ou pour lesquels les ajustements relatifs aux surcoûts liés à des considérations techniques ou de qualité (transport et services, en particulier) sont difficiles à effectuer.

Fréquence et dates des relevés

6.5 Dans un premier temps, la fréquence et les dates des relevés de prix peuvent être fonction du type d'économie. Lorsque les marchés ambulants jouent un rôle important pour un large éventail de la population, les dates de ces marchés influent sur celles de la collecte des prix, étant donné la nécessité de prendre en considération l'offre de biens et de services aux consommateurs.

6.6 Avant de fixer la fréquence et les dates des relevés de prix, il faut fondamentalement se demander si on rattache l'indice à des prix mensuels moyens ou aux prix d'un point précis dans le temps (jour ou semaine du mois, par exemple). Cette décision dépend d'un certain nombre de facteurs (utilisations de l'indice, aspects pratiques de la conduite des relevés, trajectoire des mouvements de prix et dates de publication de l'indice). Ces facteurs sont examinés ci-après.

6.7 On a soutenu que la question du rattachement de l'indice à une période ou à un point dans le temps perd en général de son importance à mesure que les prix sont relevés fréquemment. Cependant, il est loin d'être certain que cette remarque vaut dans tous les cas. Par exemple, les prix observés pendant certaines périodes de fête ou à des moments donnés de l'année risquent d'être particulièrement volatiles. La stabilité que procurent les estimations portant sur une période peut alors être considérée comme un avantage par rapport à la tendance à court terme, éventuellement erronée, qui ressort d'estimations beaucoup plus instables faites à des points dans le temps. La réponse à cette question nécessite aussi de prendre en compte l'utilisation principale de l'indice.

6.8 En principe, s'il est utilisé pour actualiser des revenus, des dépenses ou des ventes, l'indice doit porter sur la période correspondant aux flux monétaires en question. Pour des considérations d'analyse économique, lorsque l'indice est employé avec d'autres statistiques économiques se rapportant beaucoup plus à une période qu'à un point dans le temps, il semble logique, là encore en principe, qu'il reflète aussi une période.

6.9 En réalité, lorsqu'on prend cette décision, il faut comparer les raisons de principe avec diverses considé-

rations pratiques. Il convient d'abord de souligner que, si l'inflation est faible et stable, il n'y a guère de différence entre, par exemple, le taux annuel de variation de l'indice du lundi 3 janvier 2000 au mercredi 1^{er} janvier 2001 et le taux annuel de variation correspondant entre les mois complets de janvier 2000 et 2001. Il n'en est pas ainsi lorsque l'inflation est forte ou que les taux varient sensiblement pendant l'année. L'écart entre le taux d'inflation du 1^{er} janvier et du 1^{er} février et la moyenne des taux de janvier et de février peut être différent, en particulier si, comme dans certains pays, la loi ou des ordonnances locales limitent les périodes de «soldes». Pour certains produits fortement pondérés dans l'indice, comme l'essence, l'électricité et les télécommunications, dont les variations de prix sont soudaines et tendent à affecter l'ensemble du marché vers la même date, le choix entre une période ou un point dans le temps est important. Là encore, les arguments en faveur d'un prix moyen sur la période sont puissants. Les pondérations devraient à l'évidence tenir compte de la périodicité des relevés et des périodes de dépenses et de suivi des prix observées (par exemple, si les prix augmentent après le premier tiers de la période, les deux tiers de la pondération doivent alors refléter cette hausse).

6.10 Il n'est pas possible d'observer tous les prix en un seul jour, et encore moins à un moment donné de la journée. Cela est particulièrement vrai dans le cas des relevés à l'échelon local, et parfois aussi dans celui des relevés centralisés à cause des ressources disponibles à la direction générale. En pratique, il faut vraiment savoir si les observations sont étalées sur quelques jours afin de fournir des estimations approchées à un moment donné (par exemple du lundi au mercredi pour représenter les prix du mardi) ou sur le mois entier afin d'établir une estimation correspondant à la moyenne de ce mois.

6.11 Il convient également de se souvenir que la variance d'échantillonnage ne sera pas la même selon que l'indice est basé sur une période ou sur un point dans le temps et, dans ce dernier cas, en fonction de la fréquence des relevés. Lorsqu'on examine la date et la fréquence des collectes de prix, il faut aussi de façon plus générale trouver un compromis entre l'exactitude des statistiques et le coût des collectes. Il y a lieu de souligner que le relevé à l'échelon local auprès des magasins est relativement coûteux. En pratique, le budget prévu à cet effet limite d'ordinaire les solutions possibles.

6.12 La fréquence souhaitable des relevés de prix peut dépendre du produit et du rythme auquel les prix à observer varient. Par exemple, il est possible que les tarifs des services publics, les droits ou commissions perçus par l'administration centrale ou les collectivités locales ou les prix des biens vendus par correspondance soient révisés tous les ans ou tous les trimestres à des dates connues; en conséquence, les collectes peuvent être effectuées en fonction du calendrier des révisions et non tous les mois. En revanche, il faut relever plus souvent les prix des produits alimentaires lorsque les détaillants peuvent les réviser constamment pour refléter

le marché et les prix des fournisseurs. À l'évidence, les statisticiens doivent connaître parfaitement la fréquence des variations des prix d'un bien ou d'un service donné avant de décider de les relever moins souvent, ainsi que les politiques de prix en vigueur afin de répercuter immédiatement tout changement éventuel de ces politiques dans leur procédure de relevé. En outre, ils doivent savoir que, si les collectes sont moins fréquentes, ils risquent de ne pas prendre en compte toute évolution inhabituelle des prix, comme les modifications des taux des taxes indirectes ou les variations *ad hoc* des dates des augmentations (par exemple, les prestataires procédant à leurs hausses annuelles en mars au lieu d'avril ou les prix dans les cantines scolaires changeant chaque trimestre, ceux-ci commençant par un mois différent d'une année à l'autre).

6.13 Un autre point à souligner concerne les dates de publication des indices des prix obtenus. Ces dates peuvent être réglementées, auquel cas il faut relever les prix en temps voulu de façon à ce que les procédures d'assurance de la qualité, de traitement et d'agrégation aient été suivies avant la date limite.

6.14 Lorsque l'inflation est stable et que leur coût n'est pas un problème, les relevés peuvent être étalés sur le mois (voir *supra*). On doit alors prévoir de recueillir les prix dans les différentes collectivités à divers moments selon un calendrier qui sera le même tous les mois. Cette solution permet d'exploiter plus efficacement le temps dont disposent les enquêteurs et présente l'avantage d'offrir une fourchette de dates de relevé pour de nombreux produits élémentaires représentatifs. Il importe aussi que les prix soient observés à la même date chaque mois de façon à ce qu'un changement dans l'intervalle entre les dates de relevé ne modifie pas l'indice. Il est également important, surtout dans les pays du Moyen-Orient, de tenir compte de ce que les prix peuvent varier selon le jour de la semaine (où a lieu, par exemple, le marché) ou de l'heure de la journée en fonction des offres spéciales faites pour attirer davantage de clients à des périodes creuses ou pour refléter la fraîcheur des produits.

6.15 Lorsque l'objectif est de calculer un indice fondé sur des points dans le temps, les observations de prix doivent être étalées sur un très petit nombre de jours du mois. L'intervalle entre ces observations devrait être le même pour tous les points de vente. La longueur des mois variant, il convient de définir avec soin cet intervalle.

6.16 Il serait préférable de choisir les jours de la semaine et les périodes du mois où les achats sont concentrés et où les prix des stocks passent pour être représentatifs du mois entier. Dans les pays du Moyen-Orient, il ressort des enquêtes sur les dépenses des ménages que la plupart de ceux-ci font leurs courses le jour du souk. Cependant, il faut se souvenir que les détaillants risquent d'être moins coopératifs lorsqu'ils sont occupés, de sorte qu'il faut trouver un juste milieu entre le moment idéal pour le relevé et son impact sur les taux de réponse. Il convient de souligner qu'un intervalle déterminé n'est pas réalisable puisque la longueur

des mois varie et qu'il existe des jours fériés et des fêtes religieuses. L'une des solutions possibles est de prendre des séries de quatre ou cinq semaines successives, de façon à se doter d'une période mensuelle ou trimestrielle relativement stable; une autre est de se fixer une règle consistant par exemple à effectuer le relevé le jour du marché ou du mercredi au vendredi de la première semaine complète du mois.

6.17 Les dates (et parfois les heures) de relevé doivent être fixées à l'avance. Dans certains pays ou économies, il faut décider si ces dates doivent rester confidentielles afin d'éviter que les principales sources de données, comme les grands magasins ou les administrations, ajustent leurs prix et faussent ainsi les indices. Il est néanmoins important pour préserver l'intégrité de l'indice dans l'esprit du public qu'un office de statistique puisse expliquer la procédure utilisée pour fixer les dates de relevé et l'objectivité de sa méthode. Tout organisme qui relève des prix pour les offices nationaux de statistique doit connaître les dates de relevé longtemps à l'avance afin de planifier l'utilisation de ses ressources. Quiconque communique directement des prix au siège doit également connaître la date de relevé quelque temps à l'avance pour pouvoir préparer et envoyer les déclarations nécessaires.

6.18 Il est particulièrement important que le relevé se fasse à des dates régulières lorsque l'inflation est forte. Lorsqu'une date est prévue, il est également de la plus haute importance que les prix très instables soient relevés à cette date précise. Les produits élémentaires en jeu sont éventuellement la viande, les fruits et les légumes frais, ainsi que les produits assujettis à des taxes ou droits indirects (comme le tabac et l'essence). Dans le cas des denrées alimentaires vendues sur les marchés, l'heure et le jour de la semaine sont importants. Dans les pays du Moyen-Orient du moins, ces prix sont en général majorés le matin et réduits l'après-midi.

6.19 Les dates de relevé sont fixées une fois pris en considération divers facteurs influant sur les prix et les habitudes d'achat. Les jours fériés et les weekends devraient être évités, sauf pour les produits élémentaires enregistrant de fortes ventes à ces dates, comme l'essence, les services de loisirs et les distractions (repas au restaurant et attractions touristiques, par exemple). Dans certains pays, les magasins sont fermés la moitié de la journée certains jours et leurs heures d'ouverture sont limitées les autres jours, ce qui peut réduire le nombre des prix susceptibles d'être relevés ou privilégier dans l'échantillon certaines catégories de points de vente ou de prestataires de services. Les jours précédant de longues périodes fériées pendant lesquelles beaucoup de magasins sont fermés, les approvisionnements en aliments frais peuvent être limités et de nombreuses réductions anormales de prix offertes pour écouler les stocks. Les conséquences de toute réglementation des périodes de soldes devraient également être examinées.

6.20 Que le relevé se fasse sur une base continue ou à des points dans le temps, l'intervalle entre les observations successives de prix à chaque point de vente doit

être maintenu constant en visitant ce point de vente pendant une période déterminée chaque mois (ou trimestre).

6.21 Il faut aussi se pencher sur la façon dont sont fixés les tarifs (ceux du téléphone entre autres dépendent de l'heure de la journée et de la destination de l'appel) et les prix lorsqu'ils sont fonction de la demande (le prix d'un billet pour assister à une rencontre sportive ou un spectacle varie selon l'heure de la journée : il est plus élevé quand la demande est forte) ou lorsque l'offre est potentiellement limitée (billets d'avion et de train et tarifs des taxis). Dans ces cas, les prix devraient toujours être relevés avec cohérence et représenter les habitudes d'achat des consommateurs. Il faudrait choisir les produits élémentaires représentatifs en fonction du comportement des consommateurs (les tarifs aériens peuvent notamment être établis 6, 3, 2 et 1 mois à l'avance et inclure les réservations de dernière minute) et les pondérer en tenant compte des habitudes de dépenses de ces derniers (par exemple, pondérer les prix des billets d'accès à une piscine à la fois pendant les périodes de forte et de faible affluence).

6.22 Il convient enfin de souligner qu'avec un indice attaché à un point précis dans le temps, les principaux fixeurs de prix, notamment les administrations, peuvent agir sur l'indice selon que leurs nouveaux prix prennent effet à la date du relevé ou le jour qui précède ou suit cette date. La collecte des prix auprès de ces fixeurs étant souvent centralisée, il serait possible d'obtenir d'eux des informations sur l'ampleur et les dates des variations des prix à la fin de chaque mois, et ainsi de calculer un prix moyen pour l'ensemble du mois. Par exemple, si elles étaient établies tous les trimestres, et si les prix étaient majorés au cours de la période couverte, les factures d'électricité pourraient inclure 0, 1, 2 ou 3 mois au nouveau tarif.

Prise en compte de l'hyperinflation

6.23 Il peut être nécessaire de prendre des dispositions spéciales en cas d'hyperinflation. Il est alors encore plus important, pour que les chiffres ne soient pas erronés, de relever précisément à la même date tous les mois les prix des produits élémentaires dans les magasins. Il convient de réfléchir à la possibilité de collecter les prix et d'établir l'indice plus souvent. Si le relevé est normalement trimestriel, il peut être judicieux d'en accroître la fréquence. Si cela n'est pas possible, il peut alors être indiqué de majorer les prix proportionnellement selon un indicateur pertinent pour obtenir un indice mensuel approché. Dans ce cas, il faut choisir avec soin le comparateur, en particulier parce que les écarts entre les prix peuvent fluctuer spectaculairement en période d'hyperinflation.

6.24 Des actions devraient être engagées pour tenir compte des variations rapides ou fréquentes des prix qui ne concernent parfois que certains produits élémentaires. Par exemple, il se peut que les prix des produits alimentaires s'emballent à cause d'une mauvaise récolte et qu'il soit donc logique d'augmenter uniquement la

fréquence de l'indice des produits alimentaires. Une autre solution plus simple peut être de surveiller un petit nombre de prix pertinents sur une base régulière sans produire un indice complet des prix. De tels sous-indices pourraient être publiés séparément ou utilisés pour majorer les prix les plus récents relevés dans la période (voir *supra*). Ces produits élémentaires pourraient être choisis parce qu'ils occupent une place importante dans le budget des familles ou sont particulièrement susceptibles d'augmenter fortement.

Spécification des produits élémentaires

6.25 Il faudrait que les produits élémentaires représentatifs choisis traduisent bien les mouvements de prix du panier de l'IPC. Tout produit élémentaire consommé par les ménages ou les particuliers qui a un prix est un bien ou un service définissable. Cependant, dans le cas, par exemple, des menus à la carte des restaurants, des automobiles (lorsque l'acheteur peut ajouter des options au modèle de base) et des locations d'automobiles lorsque l'assurance est facultative), il faut décider de traiter le tout comme un seul produit élémentaire ou d'établir séparément le prix des composantes. En règle générale, l'ensemble devrait être considéré comme un seul produit élémentaire lorsqu'on peut s'attendre à ce que l'offre ne soit pas temporaire et que le consommateur achète le plus souvent l'ensemble des biens ou services offerts. Sinon, il faut traiter les composantes comme des produits élémentaires distincts et en obtenir le coût. Lorsqu'il est fréquent que l'achat ne porte pas sur l'ensemble, on peut d'ordinaire obtenir le prix des différentes composantes, ce qui, dans une certaine mesure, donne des informations permettant de savoir si le consommateur achète le tout ou les produits élémentaires séparément.

6.26 L'idéal serait de choisir les produits élémentaires à partir d'un recensement complet des transactions relatives aux différents produits achetés par les particuliers. En pratique, cette solution n'est pas toujours possible, encore que, dans certains pays, on puisse tirer des informations utiles des données saisies par lecture optique ou par des caisses enregistreuses électroniques.

6.27 Le degré de spécification des produits élémentaires est une question qui revêt une grande importance à la fois théorique et pratique. La réponse à cette question peut varier en fonction de circonstances particulières et ne pas être la même pour l'ensemble du panier de biens et de services dont il faut prendre en compte les prix. Les descriptions strictes permettent en général de mieux suivre la représentativité des échantillons (si, par hypothèse, une base de sondage ou une série de données de référence fiables est disponible), de neutraliser les différences de qualité et de réduire la variance des prix ou des rapports de prix, optimisant ainsi les résultats de certaines formules d'agrégation. Cependant, l'échantillon ainsi défini peut être plus étroit, la latitude laissée

aux enquêteurs pour choisir un produit élémentaire approprié dans un magasin donné étant moins grande. En revanche, les descriptions moins précises peuvent aboutir à des échantillons plus larges, tout en présentant des inconvénients sur le plan de leur représentativité, et sont normalement à l'origine de variances plus fortes.

6.28 Dans certains pays, les spécifications pour les prix des vêtements sont très strictes afin de réduire au minimum les différences de qualité. La description peut être détaillée au point de préciser : «haut tricoté, mi-saison, avec manches, sans col, sans boutons, made in Morocco, acrylique, léger-semi-léger». Par comparaison, une description large utilisée dans un autre IPC pour un produit élémentaire équivalent pourrait être : «chemise de ville pour homme, manches longues».

6.29 Quelle que soit l'approche utilisée, des règles devraient être établies pour choisir des produits élémentaires représentatifs correspondant aux descriptions (par exemple, les modèles qui se vendent le mieux selon le détaillant ou des produits choisis par tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la taille). Il importe que les produits choisis, que les descriptions soient strictes ou larges, soient vraiment représentatifs des habitudes de dépenses des consommateurs. Rien ne justifie, par exemple, de suivre le prix d'un produit élémentaire rarement vendu, parce qu'il présente bien dans la vitrine du magasin ou se trouve dans un endroit qui permet à l'enquêteur de le trouver facilement chaque mois. Les règles de sélection devraient également tenir compte de la méthodologie d'échantillonnage utilisée pour choisir les magasins. D'aucuns préconisent fortement de recourir à une certaine forme de tirage aléatoire pour choisir les produits élémentaires en utilisant des descriptions strictes lorsque les spécifications pour la sélection des magasins sont vagues ou vice versa. La raison en est que la représentativité de l'échantillon dépend d'autant plus de la qualité du choix initial des magasins que les descriptions des produits élémentaires sont larges et que la sélection des produits sur le terrain est peu contrôlée.

6.30 Il importe également, quel que soit le type de spécification, que les instructions remises aux enquêteurs décrivent adéquatement le produit élémentaire à suivre. Pour un lave-linge par exemple, les informations requises en cas de spécifications strictes peuvent être les suivantes : marque, numéro du modèle, capacité, programmateur ou non, chargement par le dessus ou par l'avant et vitesse d'essorage. Tout en assurant un contrôle efficace du sondage, cette solution fournit des informations utiles si l'enquêteur doit choisir l'équivalent le plus proche d'un modèle précis qui n'est plus disponible. Il est important d'examiner régulièrement le nombre de prix obtenus pour des biens ou services strictement spécifiés de façon à pouvoir actualiser les spécifications si ces produits élémentaires sont progressivement abandonnés ou si les habitudes d'achat des consommateurs changent.

6.31 Une spécification vague peut simplement préciser qu'il s'agit d'un lave-linge dont la capacité ou la

vitesse d'essorage se situe à l'intérieur d'une fourchette de chiffres donnée. Dans ce cas, il est néanmoins important que l'enquêteur décrive en détail l'appareil dont le prix doit être observé afin que, si la production de ce modèle cesse, un modèle comparable puisse être choisi ou qu'un autre enquêteur puisse relever les prix si le premier ne peut le faire.

Procédures de relevé

6.32 Un point important à prendre en considération dans le relevé des prix est le champ couvert par l'indice à construire. Par exemple, les prix des biens achetés en contrebande ou au marché noir doivent-ils être collectés? En principe, ils devraient l'être si cet achat constitue une part importante des dépenses. Un certain nombre de questions peuvent alors se poser — entre autres, comment trouver les points de vente nécessaires, qui peuvent être itinérants et ne pas faire de publicité, et comment suivre effectivement les prix de ces biens et services. Une autre difficulté concerne les activités jugées illégales dans certains pays (prostitution, jeu ou commerce de l'alcool, par exemple).

6.33 L'une des tâches les plus difficiles est de relever les prix des biens et services dans les économies où le marchandage joue un rôle important. Les exemples de ce qui précède vont des prix des automobiles, qui peuvent être individuellement négociés (y compris la reprise éventuelle de l'ancien véhicule), aux étals de marché dans certaines collectivités. En fin de compte, le prix obtenu dépend de la probabilité d'un achat réel et des talents de négociateur de l'enquêteur, ainsi que de facteurs comme la nécessité pour le détaillant de réaliser une vente. L'idéal serait que l'enquêteur obtienne le prix qu'un consommateur paierait effectivement. Il peut parfois être judicieux d'utiliser d'autres indicateurs ou méthodes de relevé (comme le prix annoncé dont, selon les circonstances, l'évolution pourrait être présumée analogue à celle du prix de marchandage).

6.34 Dans certains pays du Moyen-Orient où les prix varient en fonction de l'heure de la journée et ne sont, en général, pas annoncés (dans les souks, par exemple), il est nécessaire d'employer diverses techniques de relevé. Les prix de la viande et des légumes frais peuvent être relevés trois à six fois par jour (matin, midi et soir, entre autres). En outre, les enquêteurs peuvent être formés à reconnaître les «faux» prix et encouragés à flâner et à écouter les prix des vraies ventes.

6.35 Les techniques de relevé appliquées aux différents points de vente ne sont pas nécessairement les mêmes. Les points de vente permanents peuvent parfois être choisis à partir d'une base de sondage centralisée ou tirée d'une liste établie à l'échelon local (voir chapitre 5). Dans les souks ou sur les marchés, il peut être approprié d'utiliser d'autres techniques de relevé, en particulier lorsque les heures d'ouverture varient et que les étals et les biens en vente ne sont pas les mêmes aux diverses heures de la journée. La liste des produits élé-

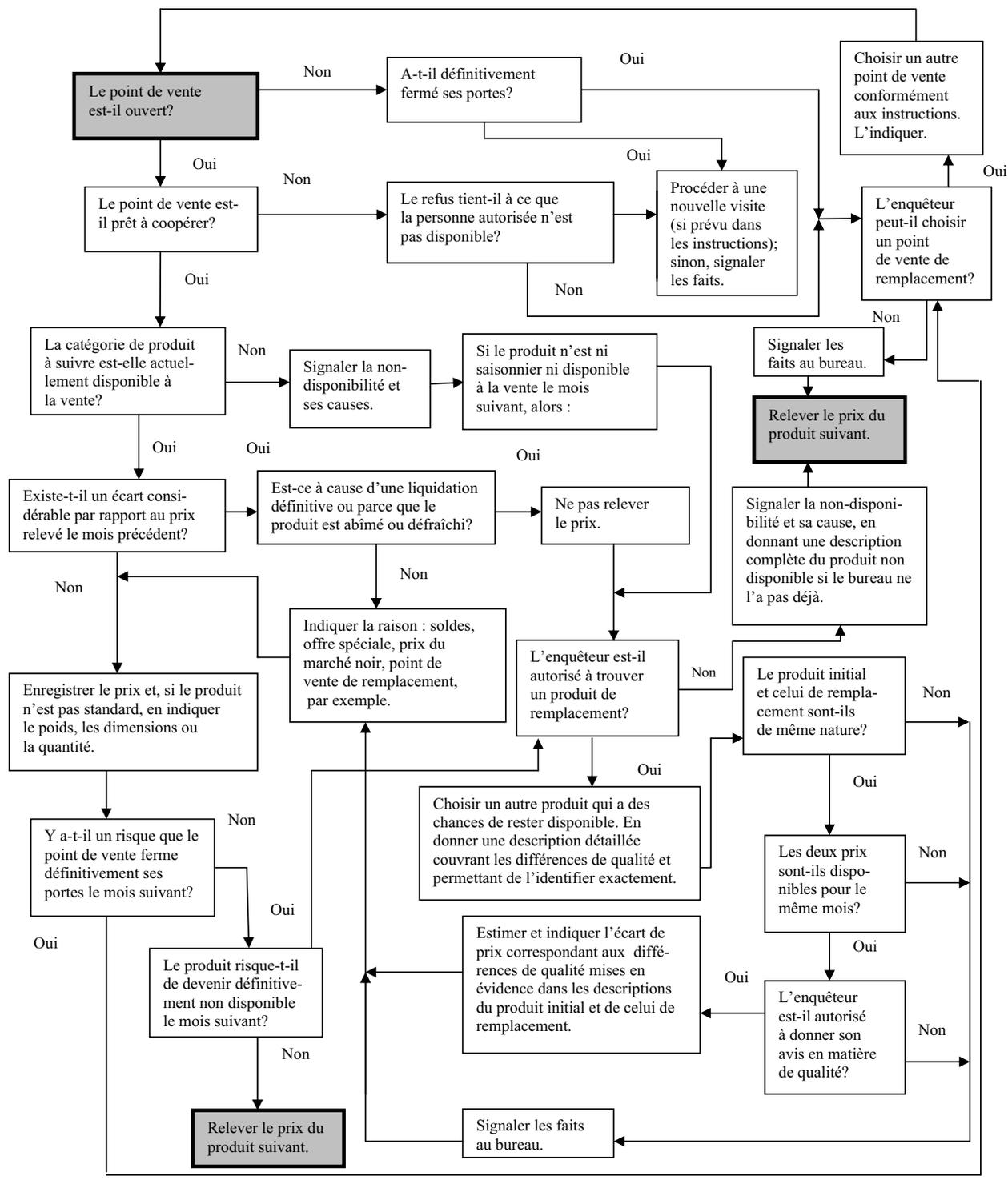
mentaires peut alors se limiter à ceux qui sont notoirement offerts dans le souk et on peut demander aux enquêteurs d'obtenir pour chaque produit un nombre déterminé de prix qui soit fonction des variétés en vente connues localement et des variations de prix. Il se peut que, pour certains produits, comme les fruits et légumes, il faille avoir plus de prix que pour d'autres, et qu'en conséquence, il soit nécessaire de relever ces prix à plusieurs reprises durant la journée (par exemple, trois fois le matin, le midi et l'après-midi ou le soir) afin de prendre en compte leur éventuelle variabilité à divers moments. On pourrait aussi envisager de collecter les prix auprès des agriculteurs (qui se rendent au souk pour vendre leurs produits) et des intermédiaires (qui achètent les denrées alimentaires aux agriculteurs pour les revendre).

6.36 Il convient également de signaler une autre différence qui peut exister entre les pays lorsque, dans certains d'entre eux, une proportion importante des dépenses est effectuée à l'étranger et que les produits élémentaires achetés sont importés (par exemple, les marchés de ventes d'automobiles en Lituanie sont fréquentés par les habitants des autres pays baltes). Dans ces conditions, il faut envisager de relever les prix en fonction du champ de l'indice (par exemple, doit-on prendre en considération les prix dans les autres pays?), ainsi que de la question plus complexe du suivi chaque mois du prix d'un véhicule de qualité identique ou analogue.

6.37 Un aperçu de relevé à l'échelon local de prix auprès de points de vente directe est donné au graphique 6.1. Nous supposons que les points de vente ont déjà été dénombrés et choisis, que le commerçant ou le siège de la chaîne a accepté que les enquêteurs puissent se rendre sur les lieux sur une base régulière et que les formalités usuelles d'identification à l'arrivée et au départ ont été remplies. Nous supposons également que les produits élémentaires ont déjà été sélectionnés les mois précédents. En général, la meilleure solution est d'effectuer avant le relevé une visite au cours de laquelle l'enquêteur se présente, se familiarise avec le magasin et explique la procédure de relevé au commerçant.

6.38 Le schéma expose en détail différentes décisions et mesures que l'enquêteur doit prendre pour relever le prix d'un produit élémentaire. Nous commençons avec l'arrivée de l'enquêteur au point de vente à un moment mutuellement convenu qui coïncide ou non avec les heures normales d'ouverture. Une fois entré dans le point de vente (ou un point de vente de remplacement), l'enquêteur essaie de connaître le prix du (des) produit(s) nécessaire(s). Dans les cas simples, le produit est immédiatement disponible à la vente et son prix collecté. La situation est plus complexe lorsque le produit présente des différences (dimension, description, poids ou quantité) par rapport à la précédente enquête, auquel cas, la procédure normale est d'observer le prix de ce produit et de signaler le fait au siège. Enfin, si le produit n'est pas disponible, un autre produit comparable ou un nouveau

Graphique 6.1 Procédures de relevé des prix



produit doit être choisi en remplacement. Ayant relevé le prix de tous les produits requis dans ce point de vente, l'enquêteur peut passer au point de vente suivant.

6.39 Le choix d'un produit élémentaire comparable est fait à partir des caractéristiques-clés qui affectent potentiellement le prix. Par exemple, la marque, les cycles de lavage, la capacité, la consommation d'énergie et la vitesse d'essorage peuvent influencer sur le prix d'un lave-linge.

6.40 Le cas le plus complexe est celui où il faut relever le prix d'un produit élémentaire différent dont la qualité n'est pas comparable. La solution dépend alors de la façon dont les prix sont ajustés pour tenir compte des changements de qualité. Par exemple, ces changements peuvent être traités implicitement en considérant le produit comme un nouveau produit assorti d'un prix de base imputé. Celui-ci peut être calculé au siège, où l'on peut chercher à obtenir des informations supplémentaires à partir du relevé des prix, ou par l'enquêteur dans le point de vente avec le concours des vendeurs.

6.41 Les produits élémentaires saisonniers nécessitent une attention particulière. Il arrive que le prix de produits comme les fruits, les légumes ou les vêtements ne puisse être suivi toute l'année. Afin d'en tenir compte dans l'indice, on peut notamment utiliser des pondérations saisonnières, qui diffèrent d'un mois à l'autre et qui reflètent les informations sur les dépenses extraites entre autres des enquêtes sur le budget des ménages. Il est également possible de collecter à différentes époques de l'année le prix d'autres produits saisonniers remplaçant directement les produits non disponibles (par exemple, le prix des maillots de bain et des shorts peut être suivi pendant six mois et celui des gants et des écharpes pendant six mois).

6.42 On pourrait aussi relever les prix de certains produits élémentaires à des intervalles moins fréquents que le mois, ce qui permettrait d'élargir l'échantillon global. De nombreux produits figurant dans l'indice des prix à la consommation des États-Unis ne sont collectés que tous les deux mois dans une région donnée; de même, les échantillons de loyers sont divisés en six groupes, dont le prix est suivi deux fois par an. Si elle complique les calculs, cette façon de procéder est peut-être plus efficace sur le plan statistique, ainsi que pour les enquêteurs.

Techniques de relevé des prix

6.43 Les prix de nombreux produits élémentaires seront relevés à l'échelon local par des agences travaillant pour l'office national de statistique, ou par ces propres employés, qui se rendent dans les points de vente au détail et enregistrent les prix courants d'une sélection convenue de produits. Toutefois, la collecte de certains prix peut être centralisée à l'aide de catalogues, de listes de prix couvrant une chaîne de magasins fournies directement par leur direction, par téléphone, télécopie, courrier papier ou électronique ou grâce à des sites Internet. Toutes ces méthodes peuvent être effi-

caces et économiques, ou nécessaires pour représenter divers aspects des habitudes d'achat des consommateurs, aussi n'est-il pas surprenant que de nombreux offices de statistique utilisent différentes techniques qui, en outre, permettent éventuellement d'appliquer en direction générale des procédures méthodologiques spécifiques (pour les changements de qualité, par exemple). Les agents locaux ou les services de la direction générale peuvent utiliser ces diverses méthodes de relevé des prix dont voici des exemples :

- Les prix peuvent être extraits de catalogues de vente par correspondance afin de représenter une certaine catégorie de points de vente au détail, ou lorsque les grands magasins de vente sur catalogue appliquent sur tout le territoire du pays une politique de prix uniforme. Dans certains pays, la vente par correspondance se fait de plus en plus sur Internet. Dans le cas des ventes via la poste ou Internet, il faut prendre soin de traiter correctement et de façon cohérente les prix de livraison et les taxes sur les ventes.
- Il est possible de relever les prix sur Internet pour des raisons de commodité (lorsque les grands magasins offrent les mêmes prix sur Internet ou dans les boutiques), ou par nécessité afin que l'échantillon reste représentatif lorsque ce type de vente au détail est de plus en plus utilisé (pour les livres par exemple).
- Certaines chaînes de magasins ont une politique de prix nationale rigoureuse, même pour les soldes ou les offres spéciales. Dans ce cas, un seul magasin peut être visité ou le siège de la chaîne peut accepter de donner la liste des prix uniques de tous les produits élémentaires ou des prix de certains produits spécifiques.
- Les prix peuvent être obtenus par téléphone ou par télécopie lorsqu'ils ne présentent aucune ambiguïté parce que le produit élémentaire dont le prix est suivi est courant et que l'entrepreneur indique le coût normal (par exemple, il est possible de téléphoner à des électriciens pour connaître le coût d'une prise de courant neuve). En outre, demander un prix par téléphone correspond à ce que le consommateur fait souvent en pratique. Un autre facteur est que de nombreux prestataires de services (plombiers, nettoyeurs de vitres, par exemple) n'ayant pas en général de magasin de détail, il serait difficile de les rencontrer à cause de leurs heures irrégulières de travail dans les locaux du client.
- Les prix peuvent être obtenus par lettre, télécopie ou courrier électronique, accompagné des formulaires pertinents que le correspondant doit remplir et renvoyer, lorsque le relevé centralisé est censé être plus efficace ou que le relevé à l'échelon local n'est pas possible (les tarifs notamment). À titre d'exemple de ce qui précède, il est possible de citer les prix relevés auprès d'un échantillon d'administrations locales, de compagnies d'assurance, de services publics ou de compagnies de téléphone.

- Les prix peuvent être relevés auprès d'autres organismes publics ou autorités de tutelle, qui peuvent agir comme intermédiaires dans le processus. Dans certains pays par exemple, on obtient ainsi les tarifs de l'électricité.
- Il est parfois possible d'obtenir des données sur des biens spécifiques à l'aide de sources secondaires. Les tarifs aériens et les véhicules d'occasion sont deux exemples tirés de l'IPC des États-Unis, mais qui ne se limitent nullement à ce pays. Un échantillon de vols réguliers est choisi à partir de données détaillées sur les billets fournies par le ministère des transports. On suit alors les prix mensuels en consultant sur Internet une base de données du secteur privé très utilisée par, entre autres, les agences de voyages. Dans le cas des automobiles et des camions d'occasion, les échantillons sont établis et les prix suivis grâce à des données publiées par une association de vendeurs. Les données secondaires permettent notamment d'avoir des échantillons plus vastes, d'accéder plus vite et à un coût moindre aux données et d'éviter des problèmes de relevé particulièrement aigus.

6.44 Lorsqu'on utilise d'autres sources (catalogues ou Internet, par exemple), il convient de faire très attention à ce que les prix soient correctement enregistrés, avec ou sans les taxes sur les ventes ou les frais de livraison. Dans ces cas, il faut également vérifier qu'ils sont pertinents pour la période couverte par l'indice.

6.45 Il est important de se souvenir que tous les principes classiques de relevé et considérations habituelles relatives à l'assurance de la qualité s'appliquent aussi aux prix obtenus sur Internet (y compris la nécessité d'une description détaillée, la disponibilité à l'achat immédiate du produit élémentaire, le régime des offres spéciales et la possibilité de remplacer le produit par un produit comparable ou nouveau).

6.46 Lorsque les prix sont obtenus par téléphone, il est recommandé, autant que faire se peut, de rencontrer le détaillant de temps à autre pour préserver les contacts personnels, maintenir le taux de réponse et éviter toute équivoque sur les produits élémentaires ou erreur dans les prix. Dans la mesure du possible, ces prix devraient être confirmés par écrit dans le cadre des procédures de contrôle de la qualité (voir chapitre 12).

6.47 Il se peut que beaucoup de ménages n'aient pas accès à Internet, alors que le commerce en ligne offre des services supplémentaires comme la livraison à domicile. On peut donc considérer qu'on utilise un nouveau point de vente ou un nouveau produit élémentaire lorsqu'on relève les prix sur Internet. Dans les deux cas, il faut prendre les mesures exigées par la procédure de maintien d'un échantillon représentatif au moment de la mise à jour régulière des produits élémentaires et des sites retenus (en général celui du chaînage). Il convient de souligner qu'il faut aussi se demander si le passage au commerce en ligne entraîne un changement de qualité. Dans le cas des achats de produits alimentaires par exemple, la livraison gratuite peut être incluse si la fac-

ture dépasse un certain montant ou la date habituelle de péremption peut différer de celle indiquée dans les points de vente traditionnels.

6.48 Le progrès technologique permet sans doute de collecter plus efficacement les données. On dispose sans arrêt de nouvelles méthodes de relevé, particulièrement dans les pays technologiquement avancés. Dans l'avenir, les données pourront notamment être saisies au moyen d'appareils à clavier ou par lecture optique, deux techniques qui offrent aux entreprises de nouvelles façons d'alléger la charge que représente la communication des données ou d'en réduire les inconvénients.

6.49 Il convient de se souvenir que, pour que l'indice demeure représentatif, il peut être indiqué de relever les prix d'un produit élémentaire de plusieurs façons. Par exemple, il est possible d'acheter des livres sur catalogue, dans diverses boutiques (librairies, maisons de la presse, supermarchés, magasins à rayons multiples, etc.) et sur Internet. Dans ces conditions, il est judicieux de collecter les prix dans tous les types de points de vente dont les opérations sont significatives.

Conception du questionnaire

6.50 Il est indispensable que le questionnaire (ou son équivalent électronique) soit bien conçu pour relever avec succès les prix. Non seulement il est important que les enquêteurs le jugent facile à utiliser, mais aussi, pour que les contrôles de qualité soient efficaces, son plan et sa présentation devraient faciliter l'exploitation des données (prix, description du produit élémentaire, observations, et ainsi de suite).

6.51 Lorsqu'on conçoit un questionnaire, il faut en premier lieu définir les informations à recueillir, et comment elles doivent l'être. Des formulaires différents correspondront aux méthodes employées (visite chez les détaillants ou relevé postal, par exemple). Toutefois, un certain nombre de principes communs s'appliqueront à tous les formulaires. Le questionnaire devrait être facile à utiliser sur le terrain par l'enquêteur, et aussi faciliter un minimum de contrôle de qualité. Pour cette raison, on soutient que le prix enregistré lors de l'enquête précédente devrait être indiqué, afin d'inciter l'enquêteur à poser des questions si le nouveau prix est très différent. Par contre, l'enregistrement du dernier prix risque de conduire l'enquêteur à identifier à tort le produit élémentaire à suivre par rapport à son prix plutôt qu'à sa description, ou, cas extrême, à estimer le prix ou à reprendre le prix précédent sans effectivement se rendre dans le magasin.

6.52 Il convient de ne pas oublier que, lors du chaînage de l'indice, le questionnaire portera sur tous les produits élémentaires figurant aussi bien dans l'ancien que dans le nouveau panier. Par exemple, un indice chaîné annuellement sur la base des prix de janvier nécessite qu'on dispose de l'ancien et du nouvel échantillon de sites et de produits pour le mois de référence.

6.53 On trouvera à l'appendice 6.1 un exemple de formulaire de relevé des prix. Il s'agit du formulaire

(sur support-papier ou électronique) qu'utilise l'enquêteur pour enregistrer les prix lorsqu'il se rend dans un point de vente. Il est également possible de demander au commerçant de remplir lui-même le formulaire et de l'envoyer à l'office national de statistique. Le formulaire peut donc servir à déclarer et à relever les prix. Si le formulaire offre la possibilité d'enregistrer les prix sur une série de mois successifs, l'enquêteur peut continuer de l'utiliser et transcrire aussi les prix sur un formulaire distinct qui est envoyé à l'office national de statistique. Lorsque le formulaire de relevé sert également à déclarer les prix, deux solutions sont possibles : soit le formulaire permet d'enregistrer les prix sur une série de mois et il fait la navette tous les mois entre l'enquêteur et l'office de statistique, soit de nouveaux formulaires de relevé et de déclaration sont imprimés par ordinateur tous les mois. Dans ce dernier cas, si cela est jugé souhaitable, le formulaire peut contenir les prix enregistrés le mois précédent et, parallèlement, ceux du mois courant. Il convient de souligner que le transfert — manuel ou électronique — des prix à un autre formulaire ou système risque d'engendrer des erreurs de transcription.

6.54 On considère de plus en plus qu'il est commode pour les enquêteurs de relever les prix à l'échelon local en utilisant un ordinateur de poche ou «assistant personnel» doté d'une version électronique du questionnaire (qui permet de vérifier la validité des résultats). Il est alors possible de transférer électroniquement les données en bureau en prévoyant une série d'étapes intermédiaires pour que l'agence de relevé des prix vérifie la validité des résultats.

6.55 On recommande de demander aux enquêteurs de décrire de façon exhaustive les produits élémentaires suivis afin de vérifier s'ils appliquent rigoureusement les instructions données, notamment celles concernant la sélection de ces produits. Cela permet aussi de bien identifier tout changement, y compris dans la qualité des produits, avec des informations suffisamment détaillées pour pouvoir décider des ajustements nécessaires. Les enquêteurs devraient recevoir une liste de contrôle ou une série de codes pour enregistrer les informations pertinentes sur les changements concernant les points de vente, les produits élémentaires ou les prix. Ces informations doivent être systématiquement recueillies. Par exemple, les codes relatifs aux ajustements de qualité doivent refléter les caractéristiques qui influent le plus sur les prix. Des études préalables menées, par exemple, selon la méthode hédonique, peuvent aider à les définir (voir chapitres 7 et 21).

6.56 Les codes servant à gérer l'échantillon de points de vente sont notamment :

- *cessation d'activité* : point de vente ayant définitivement fermé ses portes ou cessé son activité;
- *fermeture temporaire* : point de vente temporairement fermé, mais susceptible d'être ouvert le mois suivant;
- *refus* : refus du propriétaire ou du personnel de coopérer;

- *changement dans les données caractéristiques* : changement de propriétaire, de raison sociale ou d'objet.

6.57 Le principe de continuité est l'un des plus importants pour le relevé des prix. Comme un indice mesure les variations des prix, il est indispensable de suivre tous les mois les prix du même produit élémentaire afin de donner une image exacte des variations des prix. C'est pourquoi si, par exemple, un bocal de confiture de fraise de la marque d'un supermarché est choisi, il faut suivre cette marque et cette variété de confiture; en cas de rupture de stocks, une autre marque et une autre variété ne devraient pas être utilisées avant d'avoir vérifié s'il s'agit d'une situation temporaire ou non. Dans ce dernier cas, si une autre variété de confiture des mêmes marque, quantité et qualité est disponible, elle devrait normalement être choisie comme produit élémentaire «comparable» et la description du produit élémentaire être adaptée. Lorsqu'un produit d'une marque, quantité ou qualité différente est disponible, il est alors choisi comme «nouveau» produit, mais seulement si aucun produit comparable n'est disponible. Les mêmes principes s'appliquent aux autres produits élémentaires comme les vêtements et les fruits et légumes frais. Dans le cas des vêtements, il peut être important d'en spécifier la couleur, le tissu, le pays d'origine, le logo et la taille afin de s'assurer que le prix du même produit élémentaire est suivi tous les mois. Pour les fruits et légumes frais, les caractéristiques utiles à signaler peuvent être : «pays d'origine», «classe» et variété. En ce qui concerne le matériel électrique, il se peut que ce soient les spécifications et caractéristiques données dans le catalogue du fabricant qui soient importantes.

6.58 Il n'est pas possible d'être prescriptif, car le concept d'équivalence varie selon les pays : à toutes fins utiles cependant, il est important que les produits élémentaires suivis soient décrits en détail. Ces descriptions aideront l'enquêteur et au bureau à choisir un produit pour remplacer un produit retiré ou à confirmer le bien-fondé de ce remplacement et à identifier les changements de qualité. Il conviendrait de recenser essentiellement les caractéristiques qui servent à déterminer les prix.

6.59 Si l'enquêteur initialement prévu ne peut, pour quelque raison que ce soit, procéder au relevé normal, des descriptions complètes et exactes permettront à celui qui le remplacera d'effectuer le relevé sans aucune ambiguïté quant aux produits élémentaires à prendre en considération.

6.60 La plupart du temps, le produit élémentaire sera le même que celui dont le prix a été relevé le mois précédent et il suffira d'enregistrer son nouveau prix. Cependant, si des incertitudes pèsent sur le produit ou s'il a été modifié, les enquêteurs devront alors faire preuve de jugement et en informer le bureau, en ayant toujours présent à l'esprit que la décision définitive sera prise à ce niveau. Des spécifications précodées feraient gagner du temps et aideraient les enquêteurs dans la communication des informations. Les codes pourraient être les suivants :

Comparable (C) : le produit élémentaire initial n'est plus stocké, mais le prix d'un produit de remplacement comparable, dont les principales caractéristiques ne sont pas différentes, a été relevé. Il est probable, bien que ce ne soit pas toujours le cas, que ce prix s'inscrit à l'intérieur d'une fourchette analogue.

Nouveau (N) : le produit élémentaire a été remplacé par un nouveau produit qui n'est pas vraiment comparable, mais qui est également représentatif du groupe de produits. L'enquêteur devrait s'efforcer de trouver le prix du «nouveau» produit dans la période de chaînage (ou de référence).

Soldes ou offre spéciale (S) : rabais attribuable à de véritables soldes ou offres spéciales, avec étiquettes à l'appui. Cette définition ne s'étend pas aux stocks abîmés ou périmés, ni aux liquidations. Ces dernières ne devraient jamais en faire partie. Les rabais offerts sans que soient annoncées des soldes ou des offres spéciales ne sont pas des «soldes»; le prix du produit élémentaire devrait toujours être observé, mais sans le code S.

Retour à un prix normal (R) : retour, par exemple après des soldes ou une offre spéciale, à un prix de vente normal qui n'est pas nécessairement celui pratiqué avant les soldes ou l'offre spéciale.

Rupture temporaire de stocks (T) : il faudra informer l'enquêteur sur le sens du terme «temporaire» (la durée de vie escomptée peut varier selon les produits). Il peut être judicieux de remplacer immédiatement les produits élémentaires (vêtements de mode, par exemple, s'il est peu probable que leurs stocks seront reconstitués). En général, il conviendrait de ne pas utiliser le code T plus de deux mois consécutifs — et de choisir un produit de remplacement le troisième mois. Dans les magasins d'alimentation, il est très rare que des produits soient constamment en rupture de stock. L'enquêteur devrait toujours s'efforcer de vérifier avec le détaillant la disponibilité à venir des produits.

Manquant (M) : ce code est utilisé lorsque le point de vente n'a jamais stocké ou n'a plus l'intention de stocker un produit élémentaire et qu'il n'y a pas de produit de remplacement adéquat. Dans ce cas, il est recommandé de vérifier, lors des relevés ultérieurs, si un produit de remplacement adéquat n'est pas stocké.

Poids (P) : modification permanente du poids ou de la quantité du produit.

Consultation (Co) : il est possible d'utiliser ce code lorsqu'on fournit au bureau des renseignements additionnels (par exemple, «rabais supplémentaire de 10 %», «3 pour le prix de 2» ou écart de prix inhabituel que ne couvre aucun des codes, comme le numéro exceptionnel d'un magazine vendu à un prix majoré), des dispositions devant être en place au bureau pour répondre à ces observations et traiter en conséquence les prix relevés.

6.61 La façon dont sont utilisés ces codes est illustrée à l'appendice 6.1. Même si le détaillant affirme que ses prix n'ont pas varié depuis le mois précédent, l'enquêteur devrait de toute façon les confirmer. Cette opération, qui nécessitera de faire preuve d'un certain

doigté, est importante, car il est facile pour le commerçant d'oublier quelques hausses de prix ou la date de la dernière augmentation, voire d'induire délibérément en erreur l'enquêteur. Le recours à des codes est très utile pour des raisons opérationnelles. Par exemple, s'il est peu probable qu'un produit élémentaire soit encore disponible le mois suivant, il est alors possible de choisir à l'avance un produit de remplacement et de recueillir un double prix pour les deux produits.

6.62 En règle générale, un prix ne devrait être saisi que si le produit suivi est sur les étagères et est immédiatement disponible à la vente. Le prix de tout produit qui est temporairement en rupture de stock ne devrait pas être enregistré. Pour certains produits élémentaires de grande taille (meubles, par exemple) qui doivent normalement être commandés, le prix devrait être saisi aussi longtemps que le détaillant confirmera qu'il est disponible à la livraison dans un délai «acceptable».

6.63 Certains produits alimentaires, comme la viande, le poisson ou le fromage, peuvent être vendus au poids de sorte qu'il est judicieux d'en relever le prix à l'unité. L'enquêteur devrait reprendre le prix de l'étiquette apposée sur le paquet ou le calculer directement. Un conditionnement d'une dimension ou d'un type sensiblement analogue devrait être utilisé tous les mois, car le prix unitaire peut être inférieur pour un conditionnement plus grand ou varier en fonction du type de conditionnement. D'autres produits, comme les œufs, sont souvent vendus selon une certaine quantité, et il est essentiel que l'enquêteur prenne les prix de cette quantité, le prix total et le prix unitaire dépendant en général de la quantité achetée. Si le prix de X œufs doit être relevé et qu'il n'est pas donné directement, on peut alors obtenir le prix d'un œuf et le multiplier par X afin de connaître le prix requis. Cependant, il faut prendre bien soin de vérifier que le prix unitaire ne diminue pas en fonction de la quantité. Il est également possible de prendre comme exemple la menthe. Cette plante est souvent vendue en bottes de tailles différentes, de sorte qu'il convient de peser un certain nombre de bottes et d'en établir le prix au kilogramme.

6.64 Les prix d'autres produits alimentaires, comme les fruits ou les légumes, sont plus difficiles à suivre, car, selon les points de vente, ils peuvent être offerts à la quantité ou au poids. Par exemple, il est possible d'observer le prix des poivrons au poids où l'unité, quelle que soit leur grosseur, celui de l'ail au bulbe, à la gousse ou au poids et celui de diverses catégories de baies au poids ou dans des barquettes dont la taille ou le niveau de remplissage peuvent varier. Dans ces cas, il faut prêter la plus grande attention aux descriptions des produits. Les enquêteurs doivent se souvenir qu'il est important de relever les prix du même article d'un mois sur l'autre, de façon à en saisir les variations authentiques, et non celles qui découlent de changements quantitatifs ou qualitatifs.

6.65 L'utilisation d'ordinateurs de poche pour relever les prix à l'échelon local améliore la qualité sur le ter-

rain et au bureau — et élimine certains des inconvénients liés au support papier. Cette façon de procéder est approfondie ci-après. Il peut être plus rentable de faire un relevé centralisé des prix en demandant aux sièges des grandes chaînes de magasins de détail de les communiquer au moyen de formulaires électroniques (disquettes ou courriels) que d'envoyer des enquêteurs dans les magasins. Il faut alors prendre soin de vérifier que les prix ne varient pas d'un magasin à l'autre et qu'aucune offre spéciale locale ne soit couverte. Lorsque la présence de tels facteurs locaux est constatée, il convient d'en tenir compte, sinon le prix recensé risque de fausser l'indice.

6.66 Il faut décider s'il y a lieu de placer les grandes chaînes de magasins de détail dans des strates distinctes (on considère alors comme unité d'échantillonnage la chaîne au lieu d'un point de vente donné) ou d'établir un échantillon de points de vente de chaque chaîne (on prend dans ce cas comme unité d'échantillonnage un point de vente d'une chaîne donnée). En règle générale, s'il n'est pas possible de considérer comme unité unique d'échantillonnage une chaîne de magasins de détail qui n'a pas de politique de prix nationale, les enquêteurs peuvent éventuellement ne visiter que quelques magasins lorsqu'on peut établir qu'ils appliquent les prix de la chaîne sur un vaste territoire. D'ordinaire, on prend contact avec la direction de la chaîne pour vérifier sa politique de prix et obtenir l'autorisation de procéder à leur relevé. Chaque année, il convient de demander à la direction, lorsqu'elle est de nouveau contactée pour obtenir la permission de poursuivre le relevé des prix, de confirmer que sa politique de prix régionale n'a pas été modifiée. Les prix collectés sont alors assortis d'une pondération qui reflète la part de marché qu'ils représentent (comme les pondérations appliquées aux prix des chaînes faisant l'objet d'un relevé centralisé lorsqu'il n'y a aucune variation de prix entre les points de vente). Les questions concernant le relevé centralisé (entre autres par téléphone par les services de l'office national de statistique) des prix des commerces ou points de vente locaux et le relevé des prix des chaînes de magasins de détail auprès de leur siège sont approfondies ci-après.

Procédures sur le terrain

6.67 Des procédures sur le terrain adéquates sont nécessaires pour que la qualité de l'indice des prix ne soit pas compromise par des erreurs de relevé. Il convient de planifier et gérer soigneusement le relevé des prix et de donner des instructions et une formation efficace aux enquêteurs. Il est probable que la plupart des prix seront relevés par des enquêteurs qui se rendront dans divers points de vente. On trouvera au chapitre 12 des recommandations au sujet de l'organisation et de l'application des procédures de relevé des prix sur le terrain.

6.68 Dans certains cas, examinés dans la section suivante, il peut être plus efficace d'obtenir les prix à partir d'une seule source que par des enquêtes sur le terrain.

Relevé centralisé et en bureau

6.69 Une forme de relevé des prix centralisé et en bureau consiste à collecter à partir d'une seule source des données sur les prix d'un certain nombre de points de vente. Elle est possible lorsque les chaînes appliquent incontestablement une politique de prix nationale et que les prix normalement payés, ou les offres spéciales ou rabais, ne présentent aucune différence d'un magasin local à l'autre. Dans ces cas, il conviendrait d'exclure les points de vente des chaînes des relevés à l'échelon local et de pondérer les prix relevés en fonction des parts de marché.

6.70 Le choix de ce type de relevé et de calcul centralisés dépend en général au moins d'une des considérations suivantes : politique de prix (nationale ou locale), sources des données disponibles (y compris le concours des chaînes et leur engagement à communiquer les données dans un système centralisé), présentation et format des données (prix annoncés ou prix de vente moyens transmis par courriel, sur disquette ou sur support papier), dates de référence des données disponibles (listes de prix coïncidant avec le jour ou à la période de relevé) et fréquence des changements de prix.

6.71 Le relevé centralisé peut aussi être indiqué pour les prix de certains services; on peut citer entre autres :

- les cotisations fixées par les associations professionnelles ou les syndicats;
- les redevances perçues pour les services d'utilité publique ou ceux dont la prestation est assurée par des administrations ou des organismes déréglementés ou non (tarifs de l'eau, du gaz et de l'électricité, des transports par route ou par fer, droits d'enregistrement des actes de naissance, de mariage ou de décès);
- les prix fixés par l'administration centrale (par exemple, les sommes à acquitter pour accéder à des services, soins de santé ou éducation notamment, dont le financement peut être totalement ou partiellement public);
- les taxes et redevances acquittées à l'État (par exemple, redevances télévisuelles et droits d'accise sur les véhicules).

Il est parfois nécessaire de demander des données aux autorités régionales, lorsque, par exemple, certains prestataires de services publics sont régionaux.

6.72 Les données peuvent être demandées par écrit, par téléphone ou par voie électronique. Lorsque le support papier est choisi, il faut savoir si on peut se servir de la bureautique pour produire les lettres de demande (publipostage, par exemple), enregistrer les réponses, suivre le processus et envoyer des rappels aux non-répondants. Les renseignements sur l'état d'avancement du processus pourraient être regroupés comme suit : formulaire reçu, formulaire en cours de vérification, consultation demandée et attente de la réponse, chiffres arrêtés définitivement.

6.73 Les principaux avantages d'un relevé centralisé des prix par voie électronique sont sans doute les gains d'efficacité procurés par l'informatique, un meilleur suivi des travaux et une diminution des problèmes résultant d'erreurs de transcription. Le risque — que l'on retrouve dans tout relevé de ce type — est que le poids relativement élevé dont peut être assorti un prix ou une série de prix aggrave une erreur non détectée. À l'évidence, ce facteur devrait être pris en compte dans les techniques de contrôle de la qualité, ainsi que dans celles d'échantillonnage. On a constaté que les offices nationaux de statistique peuvent mettre beaucoup de temps à réexaminer leur procédure de contrôle de la qualité à la suite d'une centralisation plus poussée du relevé des prix. Cela peut amener les services en bureau à déployer des efforts disproportionnés pour vérifier les prix relevés à l'échelon local, notamment lorsqu'ils ont été examinés très attentivement sur le terrain; chacune des erreurs n'aura pas un impact notable sur l'indice sauf si elle fait partie d'un biais systématique imputable, par exemple, à des instructions aux enquêteurs inadéquates.

6.74 Les fournisseurs de biens et de services peuvent envoyer soit une liste complète de prix ou un barème dont un échantillon de prix et de pondérations peut être extrait, soit seulement les prix nécessaires pour établir l'indice. Parfois, comme dans le cas d'une administration de transport régionale, on peut accepter que les données soient communiquées sous la forme d'un indice des prix; à l'évidence, il importe alors de veiller à ce que cet indice ait été bien calculé en respectant les conditions fixées pour l'indice des prix à la consommation et en utilisant une méthodologie convenue, et que l'organisme centralisé exerce un contrôle de qualité rigoureux. Celui-ci peut être effectué, par exemple, en vérifiant les calculs au moins une fois par an à partir des données de base ou en mettant en place des systèmes automatisés de détection des variations anormales. On devrait s'entendre sur les points ci-après de la méthodologie de calcul : sélection des produits élémentaires, pondération des composantes, dates de relevé et construction mathématique de l'indice. L'indice devrait également être mis à la disposition de l'organisme centralisé, avec des informations et des explications complémentaires sur les mouvements des prix. Tout problème potentiel, comme la nécessité d'un rééchantillonnage lorsque des produits élémentaires précédemment suivis ne sont plus disponibles, devrait être examiné au préalable avec l'office national de statistique. Un contrôle continu de la qualité peut prendre la forme d'une analyse de rapprochement avec d'autres données connexes (y compris les changements de prix annoncés) et servir à identifier les valeurs aberrantes par rapport aux précédentes valeurs de l'indice. Les données et prix publiés par d'autres organisations ou entités publiques peuvent constituer un comparateur utile. Il est vivement recommandé que les prix saisis par téléphone soient confirmés par écrit afin qu'il soit possible de répondre à toute demande de consultation et de se référer aux docu-

ments de base pendant les mois suivants au cas où apparaîtraient des divergences qui ne peuvent être résolues.

6.75 Dans tous les cas, il importe de vérifier régulièrement que le bien ou le service suivi est toujours le même, sinon un ajustement de qualité peut s'imposer. Pour les supermarchés et les autres grands fournisseurs de données, il convient de demander à leur siège central de confirmer que les numéros de codes n'ont pas été modifiés afin de s'assurer que les produits élémentaires suivis n'ont subi aucun changement non intentionnel d'une période de relevé à l'autre.

6.76 Comme indiqué précédemment, la fréquence des relevés dépend à la fois de la gamme de prix à suivre et de la fréquence, connue ou estimée, des changements de prix. Par exemple, les tarifs des bus et des trains peuvent être modifiés une fois par an à une date pré-établie. Dans d'autres cas, les prix peuvent être changés à n'importe quel moment de l'année lorsque les différents fournisseurs réexaminent leurs barèmes, mais on peut aussi s'attendre à ce qu'ils ne varient guère. Par exemple, il suffit peut-être de ne contacter les compagnies d'assurance santé que tous les trimestres ou les administrations locales pour les prix des repas dans les cantines scolaires qu'au début de chaque trimestre. Les décisions sur ces questions seront prises au vu de la situation locale, des mécanismes satisfaisants étant en place pour détecter toute modification des procédures suivies.

6.77 Lors de chaque relevé, le nombre de prix requis dépendra de la situation à ce moment-là, ainsi que des pondérations et de l'homogénéité de l'indice et de l'instabilité sous-jacente des prix (voir chapitre 5). Il est en outre préférable d'éviter les cas où quelques prix relevés dans, par exemple, une chaîne de magasins de détail sont fortement pondérés dans l'indice. Le nombre des prix relevés dans un système centralisé devrait, si possible, refléter l'importance du produit élémentaire dans le panier de la ménagère, ainsi que la fourchette et l'instabilité des prix.

6.78 Il convient de suivre l'ensemble des principes de collecte des données susmentionnés pour tous les relevés de prix centralisés et en bureau, que ce mode de relevé ait été retenu pour des considérations pratiques ou de rentabilité ou des raisons méthodologiques particulières.

6.79 Les relevés de prix peuvent aussi être centralisés dans le cas de certaines redevances de transports, comme les péages des ponts, ou de prix fixés de façon uniforme pour tous les consommateurs alors qu'il existe une profusion de points de vente divers, ou encore dans le cas où il est préférable de procéder aux ajustements de qualité en exploitant une source de données unique. Par exemple, si les villes où les prix sont relevés à l'échelon local n'ont pas de péages pour leurs routes, ponts ou tunnels, ceux-ci risquent de se trouver exclus de l'indice par inadvertance, tandis qu'en choisissant un échantillon de routes, ponts ou tunnels dans le pays, l'indice demeure représentatif de ces catégories de dépenses avec un relevé centralisé. De même, si les prix des biens et services sont identiques sur l'ensemble du territoire indépendamment des points de vente (journaux et maga-

zines par exemple), un relevé centralisé est alors plus rentable. Cette solution est peut-être la plus satisfaisante lorsque les calculs des prix, y compris les ajustements de qualité, sont complexes sur le plan méthodologique. À titre d'exemple, il est possible de citer certaines dépenses en matière de logement, d'ordinateurs ou d'automobiles (lorsque les commerçants n'ont peut-être pas les renseignements sur les spécifications techniques requis au niveau de détail pour les ajustements de qualité).

Réductions de prix

6.80 L'un des principes concernant les prix à la consommation qui est appliqué à de rares exceptions près (comme le coût des logements occupés par leur propriétaire) est que seuls les prix de vente, c'est-à-dire les prix effectivement payés par les particuliers ou les ménages, devraient figurer dans l'indice. Ce prix peut être différent du prix annoncé si, par exemple, un rabais est offert. En pratique toutefois, les rabais discriminatoires, qui ne sont destinés qu'à un groupe restreint des ménages (par opposition aux rabais non discriminatoires dont tous les clients peuvent profiter), sont le plus souvent exclus en principe. Par exemple, normalement les coupons de réduction et les remises de fidélité ne sont pas pris en compte et les prix non réduits sont enregistrés. De plus, il peut être difficile de connaître le prix vraiment payé s'il a été négocié. Il n'est donc pas surprenant que, si la règle générale peut sembler simple, un certain nombre de cas nécessitent un traitement particulier à cause de questions théoriques ou de difficultés pratiques. Les recommandations faites ci-après, qui reflètent les pratiques constatées dans certains pays, ne constituent pas une série de règles, car la pratique à suivre sera fonction de la situation de chaque pays.

6.81 *Les rabais* ne devraient être pris en compte que s'ils sont en général offerts à tous les clients sans aucune condition, sinon le prix non réduit ou non subventionné est enregistré. La pratique générale est notamment d'ignorer les coupons de réduction et les remises de fidélité. Toutefois, il faut décider comment interpréter l'expression «généralement offerts». Par exemple, les prix qui sont réduits en cas de paiement par prélèvement automatique peuvent être pris en compte dans la mesure où l'ensemble de la clientèle a accès à ce service et l'utilise; aux fins du calcul de l'indice, il faut donc fixer avec discernement le seuil de cet accès. Une autre solution consiste à suivre séparément les prix fixés en fonction des méthodes de paiement utilisées (par exemple, des relevés distincts pour les factures d'électricité selon qu'elles sont payées au comptant, par prélèvement automatique ou par anticipation), ces prix étant ensuite pondérés ensemble afin de construire un indice unique pour le produit élémentaire en question.

6.82 *Discrimination par les prix.* Il convient de ne pas prendre en considération les rabais offerts uniquement à un groupe restreint de ménages, étant donné qu'ils sont discriminatoires, à moins qu'ils ne soient importants

ou destinés à la vaste majorité du public ou à des sous-groupes identifiables qui peuvent en profiter sur la base de caractéristiques démographiques ou autres sans intervention des personnes concernées au moment de l'achat. Dans ce dernier cas, ils devraient être traités sous l'angle de la stratification ou de la couverture de l'échantillon des produits élémentaires. Là encore, il faut faire preuve d'un certain discernement. Les exemples de discrimination autorisée sont notamment les prix réduits offerts aux retraités (pour, entre autres, des voyages ou des coupes de cheveux) et les rabais destinés à ceux qui reçoivent des prestations de l'État. On peut citer comme autre exemple de cas où certains prix ne sont pas offerts à toute la clientèle et où il faut aussi faire preuve de discernement, celui où le point de vente demande une cotisation symbolique. Les affiliations de cette nature, qui sont ouvertes a priori à tous les clients, doivent être abordées en considérant leur importance et les comportements généraux de dépenses des consommateurs, ainsi que les conditions éventuellement restrictives qui y sont attachées (un niveau minimum d'achats, notamment). La facilité d'accès au point de vente peut être un facteur déterminant si, par exemple, les clients doivent en fait s'y rendre en voiture.

6.83 *Les prix de solde ou d'offre spéciale* devraient être enregistrés s'ils correspondent soit à des réductions temporaires sur des biens qui seront sans doute disponibles de nouveau à des prix normaux, soit à des liquidations de stocks (ventes de janvier ou d'été, par exemple). Cependant, avant de désigner un prix de solde, il convient de vérifier très attentivement s'il s'agit bien d'une vente à partir du stock normal assortie d'une réduction de prix. Il arrive que le stock soit continuellement vendu en deçà du prix de détail recommandé ou affiché à titre d'offre spéciale, même si ce prix est offert toute l'année. Ces prix, qui ne devraient pas être considérés comme des prix de vente, peuvent néanmoins être relevés. Normalement, les achats spéciaux de biens de fin de série, abîmés, défraîchis ou défectueux ne devraient pas être pris en compte, car il est probable que ces biens dont la qualité n'est sans doute ni identique ni comparable à celle des biens dont le prix était précédemment suivi ne seront pas disponibles dans l'avenir. Si l'offre spéciale est limitée aux premiers clients, le prix du produit élémentaire ne devrait pas être suivi, l'offre n'étant pas faite à tous les clients. Les prix de lancement pourraient être pris en considération si tous les clients pouvaient en profiter. En réalité toutefois, étant donné la nécessité de suivre les prix du même «panier» tous les mois, les produits élémentaires bénéficiant de telles offres spéciales ne seront pas jugés représentatifs, à moins qu'elles ne soient lancées lors d'une mise à jour du «panier» ou du choix d'un produit de remplacement. Il convient de ne pas tenir compte des rabais sur les biens proches de leur date d'expiration, ou de les traiter comme des changements de spécification ou de qualité.

6.84 *Primes, quantités additionnelles et cadeaux gratuits.* Les prix des produits élémentaires qui sont

temporairement offerts en plus grande quantité (30 % de plus, par exemple) ne devraient pas être ajustés en conséquence si l'on estime que la plupart des consommateurs ne veulent peut-être pas de ce surplus ou que celui-ci n'influence pas leur décision d'achat ou ne sera pas consommé. De même, il ne faudrait pas prendre en compte les produits élémentaires offerts gratuitement avec d'autres achats (un produit gratuit pour deux achetés ou un cadeau gratuit avec chaque produit acheté), les coupons de remise pour de futurs achats (il n'est pas sûr que les consommateurs les utilisent ou souhaitent les recevoir), ni les cadeaux gratuits comme les jouets en plastique dans les paquets de céréales (ils ne sont pas inclus sur la liste des prix à observer et c'est le prix à payer pour obtenir les céréales qu'il faut relever). Les enquêteurs devraient savoir que les modifications temporaires de poids à titre d'«offre spéciale» (tant pour cent additionnels gratuits) peuvent devenir permanentes (par exemple, le passage des contenants de boissons alcoolisées de 440 à 500 ml) et répercuter l'information, dès qu'ils en prennent connaissance, au siège qui peut alors leur donner de nouvelles indications sur les spécifications du produit élémentaire ou modifier celles en vigueur.

6.85 *Timbres-ristourne.* Parfois, on donne aux acheteurs des timbres-ristourne qu'ils peuvent accumuler puis échanger contre des biens ou des services. Si le consommateur peut obtenir un rabais à la place, le prix réduit devrait être enregistré. Sinon, il convient de ne pas prendre en considération les timbres.

6.86 *Reprises.* En général, il ne faudrait pas tenir compte de la réduction de prix par rapport au prix nominal intégral qui résulte de la reprise d'un ancien produit élémentaire (une automobile, par exemple). C'est la façon de faire classique, car la transaction ne porte essentiellement que sur un bien d'occasion et seule la commission de service prélevée par le point de vente en achetant et en vendant le bien entre dans le champ de l'indice. En réalité toutefois, la situation n'est pas aussi nette. Par exemple, un garage peut fort bien consentir un rabais supérieur à la valeur vénale de l'automobile reprise et, en conséquence, accorder un rabais sur le nouveau véhicule. Très souvent, les rabais correspondant à des reprises sont très difficiles à évaluer. Il se peut que la valeur vénale soit toujours négociable et que le prix nominal intégral utilisé comme référence pour mesurer le rabais ne soit pas connu. Il peut donc être préférable d'indiquer le prix de catalogue ou le prix demandé.

6.87 *Taxes sur les ventes.* Dans les cas où une taxe indirecte ne figure pas dans le prix du produit élémentaire en vente dans un magasin, mais est ajoutée lorsque le client paie le produit, il faut prendre grand soin d'enregistrer le prix taxes incluses. Pour être certain qu'il en soit ainsi, lorsque le prix du produit est normalement annoncé taxes non comprises, et qu'une taxe générale sur les ventes est ajoutée à la facture, l'enquêteur devrait être tenu d'indiquer dans le formulaire de

relevé si le prix recensé comprend ou non la taxe de façon à ce qu'elle soit ajoutée si nécessaire.

6.88 *Pourboires.* Si le service obligatoire est compris, par exemple sur une facture de restaurant, seule la somme à payer devrait être incluse dans le prix, et non tout pourboire donné discrétionnairement. Les pourboires devraient être ajoutés au prix spécifié lorsque le service est en principe gratuit, mais est rarement obtenu, en pratique, sans verser ce qui revient à un pourboire, ou lorsqu'il est courant de donner un pourboire à un taux uniforme.

6.89 *Les ristournes ou remboursements normaux* ne devraient être pris en compte que lorsqu'ils se rapportent à l'achat d'un produit donné identifiable et sont accordés pour un délai qui, à compter de l'achat effectif, devrait influencer sensiblement sur les quantités que les consommateurs souhaitent acheter. Par exemple, il convient de déduire du prix les consignes des bouteilles si elles constituent une incitation suffisante pour les retourner, mais non les offres de remboursement sur les tondeuses à gazon valables après un délai de cinq ans. Quoiqu'il en soit, il faut appliquer une décision cohérente dans le temps pour chaque produit élémentaire. Il n'est pas facile de recommander comment traiter les ristournes, car les décisions dans ce domaine sont prises pour nombre d'entre elles au cas par cas et peuvent refléter une évolution des revenus plutôt que des dépenses et exiger un traitement différent dans l'optique, par exemple, des comptes nationaux.

6.90 *Les ristournes ou remboursements exceptionnels* ne devraient être pris en considération que lorsqu'ils concernent l'achat d'un produit donné et sont accordés pour un délai censé influencer sensiblement sur les quantités que les consommateurs sont disposés à acheter. On ne devrait pas tenir compte des coupons ou remises de fidélité donnés par les points de vente lors d'achats pour être honorés à l'occasion de futurs achats analogues ou autres, car ils sont discriminatoires. S'ils jouent un rôle, il convient de les traiter sous l'angle de la stratification ou de la couverture de l'échantillon (voir chapitre 5). Les ristournes ponctuelles (accompagnant par exemple une privatisation) ne devraient pas être prises en compte, car elles ne se rapportent pas à la période de consommation spécifique et n'influent guère sans doute sur la consommation. Il est possible de les considérer davantage comme une source de revenus supplémentaires.

6.91 *Les cartes de crédit et autres moyens de paiement comportant le versement d'intérêts, de frais de service ou de charges additionnelles* en cas de défaut de paiement dans un délai précis à compter de l'achat ne devraient pas être pris en considération. Par exemple, les prêts à intérêt, même à taux zéro, accordés pour financer un achat ne devraient pas entrer en ligne de compte dans la détermination du prix. Les réductions offertes en cas de paiement au comptant pourraient être retenues, mais en veillant à ce qu'elles soient traitées de façon cohérente d'une période à l'autre.

Marchandage

6.92 Le marchandage s'entend d'une situation où les prix ne sont pas fixés à l'avance, mais sont négociés au cas par cas par l'acheteur et le vendeur. Ce processus est typique, par exemple, des marchés dans de nombreux pays africains où on négocie le prix de presque tous les biens achetés, y compris un vaste éventail de produits nécessaires à la vie quotidienne et qui représente une part importante de la consommation des ménages. Le marchandage se caractérise par sa grande flexibilité dans la fixation des prix. Les quantités et les prix définitifs varient d'une opération à l'autre et ne peuvent être déterminés qu'une fois l'achat effectué; la qualité des biens achetés varie aussi d'une opération à l'autre. À l'évidence, ces situations particulières exigent d'utiliser des méthodes spéciales pour déterminer les prix payés par les acheteurs afin de les inclure dans l'indice des prix à la consommation.

6.93 On peut soutenir que, du point de vue du système de la comptabilité nationale, le marchandage est une forme de discrimination par les prix. L'acheteur n'est pas libre de choisir son prix, car le vendeur peut ne pas demander le même prix à des catégories différentes d'acheteurs pour des biens ou des services identiques vendus dans des conditions exactement analogues. Il s'ensuit qu'on devrait constater que des produits «identiques» vendus à des prix différents sont de même qualité, et qu'il faut faire la moyenne de ces prix afin d'obtenir un prix unique pertinent pour calculer les indices des prix. En réalité, il est rarement possible d'associer les différences de prix à des catégories identifiables de clients établies en fonction des prix. Il est vraisemblable que les acheteurs paient, par inadvertance, un prix plus élevé que celui qu'ils auraient pu trouver ailleurs ou en fin de compte négocier. Nonobstant ce qui précède, les enquêteurs ne devraient pas prendre pour acquis que les différences de prix ne sont pas liées à des différences de qualité (ou de quantité).

6.94 Lorsque les prix sont négociés, les méthodes normales d'enquête, qui consistent à relever les prix directement auprès des vendeurs, peuvent aboutir à des indices en dents de scie qui ne reflètent pas les mouvements effectifs des prix sur un marché. Par exemple, les prix relevés par les enquêteurs dépendent de leur capacité, volonté et pouvoir de négociation, comme pour les prix effectivement payés par les vrais acheteurs. En outre, les prix peuvent varier pendant la journée ou d'un jour à l'autre, ce qui ajoute une nouvelle dimension au concept de représentativité. Un certain nombre de méthodes d'enquête et de techniques de relevé ont été mises au point pour surmonter les difficultés inhérentes à l'évaluation des prix négociés.

6.95 *Enquêtes par achats de produits.* Le principe est que les prix devraient être relevés dans des conditions aussi proches que possible de celles dans lesquelles les transactions réelles ont effectivement lieu. Les enquêteurs se comportent comme des consom-

mateurs normaux en achetant vraiment les produits élémentaires suivis à divers moments de la journée pour des considérations de représentativité. Dans tous les cas, le superviseur doit vérifier régulièrement les quantités et les prix obtenus par les enquêteurs. Les techniques ci-après peuvent être utilisées :

- Les enquêteurs marchandent les produits élémentaires afin d'en déterminer le prix pertinent. Ils devraient recevoir une formation leur permettant de se comporter en acheteurs normaux et d'obtenir le prix le plus bas possible auprès d'une sélection de commerçants ou de points de vente. L'échantillon des vendeurs, étant donné leur forte rotation, devrait être en partie renouvelé régulièrement afin qu'il reste représentatif et convenablement chaîné.
- Les enquêteurs sont, en outre, incités à obtenir le meilleur prix pour les produits élémentaires qu'ils achètent. Par exemple, il se peut qu'un prix maximum soit fixé et que l'enquêteur reçoive une fraction de l'écart entre ce prix et celui qu'il obtient. Ces incitations permettent de remédier aux difficultés susceptibles de résulter de ce que l'enquêteur n'obtient pas le prix le plus bas car, à la différence d'un consommateur normal, il n'est pas concerné par une optimisation de sa dépense ni limité par ses revenus.

6.96 *Enquêtes auprès des acheteurs.* Les prix payés par les consommateurs sont relevés tout au long de la journée dès que ceux-ci quittent le point de vente ou le marché, en même temps que la quantité et la qualité des produits achetés. Il conviendrait de calculer l'ampleur du marchandage (prix de départ et prix final, par exemple), et d'indiquer les paramètres pertinents pour déterminer le prix. Il pourrait être nécessaire de prévoir des incitations pour faire participer à l'enquête les acheteurs réticents lorsque la réponse aux questions prend beaucoup de temps.

6.97 Les enquêtes par achats ou auprès des acheteurs devraient couvrir les produits élémentaires du panier servant à calculer l'IPC qui peuvent être marchandés. Le nombre de prix relevés doit être suffisant pour couvrir tous les produits pertinents et donner une indication fiable du prix moyen, ce qui peut être difficile à établir à l'avance, encore que les précédents relevés de prix devraient être utiles. On propose de remettre à ceux qui procèdent à une enquête auprès des acheteurs un formulaire où ils préciseraient le nombre de prix relevés par étal ou magasin, tel qu'indiqué par les divers répondants. Il serait ainsi possible de vérifier le nombre de prix relevés par rapport à celui fixé en bureau. Un exemple de ce formulaire est donné au tableau 6.1.

6.98 *Enquêtes sur les tendances des prix de gros.* Il pourrait être utile de relever parallèlement un nombre limité de prix de gros pour les produits élémentaires qui posent des problèmes lorsque les informations obtenues par les méthodes susmentionnées ne donnent que des résultats partiels (par exemple, lorsque le nombre d'observations est insuffisant). Idéalement, les prix devraient

être relevés auprès des grossistes qui ont approvisionné les détaillants. Il conviendrait d'observer tous les facteurs susceptibles d'entraîner une hausse des prix de vente (modification des taxes sur les opérations de détail, des droits de permis et du loyer de l'étal, par exemple). À supposer que ces facteurs restent constants, l'évolution des prix de gros pourrait permettre de calculer par approximation l'indice des prix de détail des produits pertinents. Le prix d'un produit pour la période courante serait estimé en multipliant celui de la période précédente par la variation correspondante du prix de gros.

Tableau 6.1 Exemple de formulaire d'enquête indiquant le nombre de prix relevés par magasin ou étal

Produits élémentaires	Nombre de prix à relever fixé en bureau	Nombre effectif de prix relevés			
		Magasin/étal 1	Magasin/étal 2	...	Magasin/étal n
Produit 1	5	0	3		5
Produit 2	4	4	5		4
Produit 3	8	5	8		8
...					
Produit k	5	7	2		6

6.99 La détermination des prix payés par un acheteur peut être délicate si le prix définitif couvre une offre groupée de produits élémentaires (par exemple, le responsable d'un étal donne en prime des biens à celui qui achète un certain nombre de biens). Si ce surplus porte sur plusieurs catégories de produits, y compris celui dont le prix de vente est directement négocié, l'achat doit alors être partagé en autant d'opérations qu'il y a de catégories. Il convient alors de faire preuve de bon sens. Il existe une distinction très fine entre ce cas et les offres de type «deux pour le prix d'un» que l'on trouve parfois, notamment dans les supermarchés de type occidentaux. On exclut souvent cette dernière forme de rabais du calcul des prix en se fondant sur l'argument que l'acheteur ne veut pas du surplus ou ne le consomme pas. Les biens périssables, par exemple, deviennent périmés et sont jetés. Cet argument est moins pertinent dans le cas des achats sur les marchés dans les pays en développement, où nombre de ménages vivent sur un revenu de subsistance et consomment tout ce qu'ils achètent. Les consommateurs négocient alors activement un prix global pour le panier d'achats, y compris tout bien «gratuit» qui y est inclus.

6.100 Pour illustrer la méthode de détermination du prix payé par l'acheteur, prenons l'exemple suivant : on offre en prime 500 g de carottes, 100 g de laitue et 200 g de courgettes au consommateur qui veut acheter 5 kg de carottes.

6.101 Il est possible d'identifier trois opérations : 5,5 kg de carottes, 100 g de laitue et 200 g de courgettes. La prime doit être évaluée aux prix auxquels le commerçant aurait vendu les produits en question et le consommateur les aurait achetés. On prend par hypothèse que ces prix, libellés

en unités monétaires locales (UML), auraient été négociés aux mêmes conditions que le prix du produit demandé (carottes). Si la valeur de départ de cinq kilos de carottes est de 15.000 UML et la valeur finale de 12.000 UML, et si la valeur de départ des autres denrées incluses dans la prime sont de 990 UML pour 264 g de laitue et de 4.620 UML pour 4,4 kg de courgettes, la valeur finale des carottes sera en fait déterminée comme indiqué au tableau 6.2. Le prix des carottes réellement payé par le consommateur est de 2,0967 UML le g, soit 2.096,7 UML le kg.

6.102 Si l'enquêteur ne connaît pas le prix auquel la laitue et les courgettes auraient été effectivement vendues par le vendeur de carottes, il est possible de l'estimer en relevant les prix de départ et les quantités normales à partir d'un échantillon de vendeurs du même marché ou dans différents points de vente de la même région. Le prix de départ moyen d'un produit élémentaire est égal à la somme des valeurs de départ de ce produit divisée par la somme des quantités normales pertinentes. Pour estimer le prix final de chaque produit remis en prime (laitue et courgettes), le prix de départ moyen obtenu est divisé par le taux de marchandage calculé pour le produit demandé (carottes). La valeur de chaque produit remis en prime est calculée en multipliant le prix final par la quantité offerte. Si le lot de produits remis en prime contient un produit de la même qualité que le produit demandé, ce produit sera évalué sur la base de la valeur finale du produit demandé.

Remplacement forcé, substitution de produits et ajustement de la qualité

6.103 L'une des difficultés rencontrées à l'occasion des relevés (à l'échelon local ou dans un système centralisé) est de trouver un produit de remplacement lorsqu'un produit dont le prix était suivi n'est plus disponible. Ce cas, qui est examiné brièvement dans le présent chapitre, puisqu'il se rapporte à des décisions auxquelles font vraiment face les enquêteurs sur le terrain, est approfondi aux chapitres 7 et 8. Lorsqu'il est nécessaire de trouver un produit de remplacement, l'enquêteur devrait normalement choisir le produit le plus proche disponible dans le point de vente, en prenant en considération les caractéristiques les plus pertinentes pour déterminer le prix de ce produit, ainsi que les habitudes des consommateurs (par exemple, il ne faudrait pas remplacer un produit périmé ou dépassé par un produit proche qui risque de présenter rapidement les mêmes inconvénients). Néanmoins, lorsqu'il est jugé souhaitable de prendre un produit de remplacement pour mettre à jour l'échantillon, il est possible de choisir un produit «très représentatif». Dans ce cas, il convient de s'assurer que des contrôles suffisants sont en place pour atteindre l'objectif souhaité.

6.104 Lorsqu'un produit est remplacé, il est important que l'enquêteur donne une spécification détaillée du nouveau produit afin que tout changement de qualité puisse être identifié en bureau et que l'indice des prix à

Tableau 6.2 Exemple illustrant la méthode de détermination du prix effectivement payé par l'acheteur en cas de marchandage

	Produit demandé		Produit remis en prime	
	Carottes	Carottes	Laitue	Courgettes
Valeur de départ de la quantité normale/ demandée (unités monétaires locales)	15.000	15.000	990	4.620
Quantité normale/demandée (g)	5.000	5.000	264	4.400
Prix unitaire de départ de la quantité normale/ demandée (unités monétaires locales/g)	3	3	3,75	1,05
Prix unitaire de départ de la quantité remise en prime (unités monétaires locales/g)		3	3,75	1,05
Quantité remise en prime (g)		500	100	200
Valeur de départ de la quantité remise en prime (unités monétaires locales)		1.500	375	210
Valeur finale des produits reçus (unités monétaires locales)	12.000	1.200	300	168
Nouveau prix (unités monétaires locales/g)	2,4	2,4	3	0,8
Taux de marchandage	1,25	1,25	1,25	1,25
Paielement (unités monétaires locales)	12.000			
Valeur finale estimée de la prime (unités monétaires locales)	1.668			
Valeur effective du produit demandé (ensemble des carottes) (unités monétaires locales)	10.332			
Quantité de produit demandé reçue (g)	5.500			
Prix unitaire effectif payé par le consommateur pour le produit demandé (unités monétaires locales/g)	2,0967 ¹			
Taux de marchandage révisé	1,43 ²			

¹(12.000 – 300 – 168) ÷ 5500 = 2,0967. ²3 ÷ 2,0967 = 1,43.

la consommation continue de refléter le coût de l'achat d'un même panier de biens de qualité constante. Les services en bureau devraient alors utiliser les informations recueillies pour décider s'il y a lieu de procéder à un ajustement de qualité.

6.105 Lorsqu'une telle situation se produit, il est nécessaire d'avoir un prix nominal pour le mois de référence (qui, dans le cas de certains indices, est le mois précédent) du nouveau produit ou du produit de remplacement. Il est possible de demander ce prix au commerçant ou d'estimer un nouveau prix de référence en utilisant l'une des trois méthodes suivantes : comparaison directe (lorsqu'il n'y a pas de changement de qualité) ou ajustement direct (explicite) ou indirect (implicite) de la qualité. Lorsqu'un produit nouveau plutôt qu'un produit comparable est retenu, il peut être nécessaire de ne pas inclure ce produit dans l'indice pendant un bref délai jusqu'à ce qu'on dispose d'informations suffisantes sur sa disponibilité à long terme et la stabilité de son prix.

6.106 Dans certains pays, un tableau des coefficients de qualité est utilisé pour ajuster les prix. Dans un pays d'Afrique du Nord par exemple, le produit élémentaire «thé vert» devrait être représenté par le thé Minara; cependant, si on ne peut le trouver, un autre thé pourrait être utilisé et son prix ajusté en fonction du coefficient pertinent (par exemple, thé Oudaya x 1,20). Des recom-

mandations plus détaillées au sujet de l'ajustement direct ou indirect de qualité sont faites au chapitre 7.

6.107 Si un point de vente ferme ou refuse que davantage de prix soient relevés, un autre point de vente analogue devrait être choisi au même endroit et un ajustement indirect de qualité effectué pour calculer de nouveaux prix de référence. À propos de l'échantillonnage des points de vente de remplacement, voir chapitre 5.

Questions connexes

Communication électronique

6.108 Le relevé et le traitement des prix, de même que l'apurement de la collecte, pourraient être plus efficaces si les données étaient communiquées sur support électronique dans le cas d'un système centralisé ou à l'aide d'ordinateurs de poche à l'échelon local, mais ces solutions nécessitent la mise en place de procédures efficaces de contrôle de qualité. Il est en outre probable que l'on aura de plus en plus recours dans l'avenir aux caisses enregistreuses électroniques ou aux données saisies par lecture optique.

6.109 *Communication électronique des prix dans un système centralisé.* La collecte électronique centralisée des données peut se faire de diverses façons. Une fois

qu'un premier contact a été établi avec les fournisseurs de données, une technique mutuellement acceptable peut être utilisée. Les solutions possibles sont les suivantes :

- échanges de feuilles de calcul issues de tableurs transmis par courrier électronique entre l'office national de statistique et les détaillants;
- envoi par les détaillants de listes de prix par courrier électronique aux dates convenues;
- utilisation d'appareils à clavier pour communiquer les données selon le format convenu;
- recours à Internet (complété le cas échéant par des appels téléphoniques pour clarifier les définitions et la disponibilité des données).

6.110 *Ordinateurs de poche.* Les principaux avantages procurés par l'emploi d'ordinateurs de poche pour relever localement les prix sont sans doute les suivants : transmission efficace des données, meilleure qualité des données grâce au mécanisme de mise en forme ainsi disponible sur le terrain et élimination des erreurs de transcription. En outre, ces ordinateurs permettent en général de travailler plus vite.

6.111 Les contrôles de validation effectués à l'occasion des relevés à l'échelon local avec des ordinateurs de poche ne différeront guère en général de ceux auxquels procède l'organisme centralisé lorsque les formulaires papier sont envoyés selon les méthodes traditionnelles. L'ordinateur de poche permet de valider les prix sur le terrain et, en conséquence, de corriger les erreurs au moment du relevé. En pratique, il peut être coûteux et très difficile de vérifier les prix après leur collecte. Par exemple, il se peut qu'ils aient changé et que l'enquêteur doive se fier à la mémoire du commerçant.

6.112 Le choix d'un ordinateur de poche dépendra d'un certain nombre de facteurs (prix, fiabilité, entretien et facilité d'emploi). Les fonctions de transfert des données (sauvegarde, téléchargement et compatibilité avec les systèmes de bureau) sont aussi importantes. En outre, les enquêteurs s'intéressent tout particulièrement à l'aspect ergonomique, la taille et le poids, les mécanismes de mise en forme et l'autonomie des piles. Le risque de vol et les autres questions de sécurité jouent également un rôle.

6.113 L'achat des ordinateurs de poche, la mise au point du logiciel et la formation des enquêteurs risquent d'entraîner des dépenses importantes. En outre, il faudra compter avec des frais permanents d'entretien. Pour réduire ou partager ces frais, il est parfois possible que l'office national de statistique recueille d'autres données avec ces ordinateurs, dans le cadre par exemple d'une enquête sur le budget des ménages, ou que des travaux soient sous-traités à d'autres organismes qui, éventuellement, utilisent déjà ces ordinateurs pour d'autres enquêtes statistiques. Ces coûts peuvent être compensés, en partie du moins, par les gains d'efficacité réalisés par les enquêteurs et les économies générées par une diminution des opérations manuelles de transcription et de saisie des données et une réduction des travaux de mise en forme en bureau.

6.114 Pour éviter les risques que comporte le passage d'un relevé sur support papier à un relevé informatisé, une planification soignée s'impose. Les offices nationaux de statistique doivent procéder à des essais-pilote d'envergure et aussi envisager de conserver parallèlement, dans une certaine mesure, l'ancien système afin de s'assurer que la nouvelle méthode est fiable et donne les mêmes résultats numériques.

6.115 Les fonctions supplémentaires offertes par les ordinateurs de poche, entre autres la mise en forme locale des données sur les prix et l'élimination de leur transcription, peuvent nécessiter un réaménagement général du processus de production de l'indice des prix à la consommation, ainsi qu'une redéfinition des rôles et de l'interaction des différents membres de l'équipe de production, ainsi que des enquêteurs et de l'organisme central.

6.116 Il est important que des règles et des procédures claires soient établies pour suivre les changements apportés par l'enquêteur sur le terrain ou effectués dans un système centralisé. Par exemple, il serait possible de prévoir à l'avance les points de vente susceptibles de remplacer ceux qui cessent leur activité ou refusent de laisser relever les prix. L'enquêteur devrait disposer d'une certaine latitude pour choisir et saisir les nouvelles caractéristiques des produits élémentaires de remplacement, sous réserve de l'application de procédures contrôlées en bureau.

6.117 *Caisses enregistreuses électroniques ou données saisies par lecture optique.* Les données des caisses enregistreuses électroniques sont celles qui sont obtenues directement d'un détaillant et les données saisies par lecture optique celles des bases de données commerciales qui rassemblent les données des caisses enregistreuses électroniques. Les offices nationaux de statistique estiment de plus en plus que ces deux techniques permettent d'obtenir des informations à jour et exactes non seulement sur la quantité et les prix des biens vendus, mais aussi sur leur spécification. La seconde peut être utilisée pour vérifier la représentativité de l'échantillon et mesurer les changements de qualité. Son avantage est que les données sont collectées électroniquement sans qu'il soit nécessaire d'envoyer des enquêteurs sur le terrain.

6.118 Lorsqu'on envisage d'utiliser des données saisies par lecture optique, il faut notamment tenir compte de la représentativité des points de vente et des produits couverts, et se demander si les prix moyens alors obtenus reflètent les prix de vente effectifs. En outre, on ne peut présumer que la couverture géographique et celle de la population ou le traitement des biens et des ventes soient ceux qu'exige la définition de l'indice. Les données saisies par lecture optique sont sans doute peu utiles pour relever les prix des services qui, dans de nombreux pays, représentent une part croissante des ventes et, par conséquent, une part croissante de la pondération des indices des prix à la consommation. D'un point de vue pratique, l'identification unique des produits risque parfois de

poser un problème, car il se peut qu'un produit élémentaire soit couvert par plus d'un numéro de code et que des numéros de code ne soient pas uniquement assignés à un produit et soient recyclés à mesure que disparaissent les produits élémentaires.

Parités de pouvoir d'achat

6.119 Les parités de pouvoir d'achat sont utilisées pour déflater les principaux agrégats économiques, tels que le produit intérieur brut, de façon à pouvoir comparer entre des pays des revenus en volume, c'est-à-dire ajustés pour tenir compte des prix locaux et des différentes habitudes de consommation. Les parités de pouvoir d'achat consistent à comparer entre des pays les prix d'un panier de biens et de services représentatif et comparable. Les données sur les prix utilisées diffèrent donc de celles utilisées dans les indices des prix à la consommation dans la mesure où les paniers de ceux-ci sont conçus pour n'être représentatif que de la consommation des ménages ordinaires sur le territoire économique d'un pays donné.

6.120 Il serait séduisant en principe d'établir les indices des prix à la consommation et les parités de pouvoir d'achat à partir de la même série de base de données sur les prix. En pratique, cette approche risque d'être limitée, car les objectifs sont différents. En particulier, la condition supplémentaire que les prix relevés dans le contexte des parités de pouvoir d'achat doivent être comparables entre les pays se traduit en général par un panier dont la définition est plus étroite que celui utilisé pour un indice des prix à la consommation.

6.121 Il se peut que l'on puisse découvrir des produits communs aux deux paniers, auquel cas, un seul relevé des prix pourrait convenir. Il peut s'agir en particulier de produits sans marque et de fruits et légumes frais locaux; par exemple, des pommes à couteau locales d'une qualité normale peuvent être comparées entre les pays sans se référer à la variété concernée. En revanche, les produits, alimentaires ou non, commercialisés sous une marque peuvent poser davantage de problèmes à cause de différences dans l'offre et leur spécification entre les pays.

6.122 Nonobstant les inconvénients susmentionnés, les données saisies par lecture optique constituent parfois une source commune utile de données sur les prix, du moins pour certains éléments du calcul des parités de

pouvoir d'achat. Certains points concernant les parités de pouvoir d'achat et le Programme de comparaison internationale (PCI) sont approfondis à l'annexe 4.

Qualité des données et contrôle de la qualité

6.123 Il conviendrait de vérifier si les données sur les prix sont correctes et si l'indice a été établi selon la bonne méthodologie et de s'assurer dès que possible dans les processus de relevé et de compilation que les données sont complètes et exactes. À mesure que le temps s'écoule, il est de plus en plus difficile de retourner dans le magasin pour ressaisir les données et le risque est grand que les prix aient changé depuis le relevé initial. Il n'est pas possible de prescrire le type et la gamme de vérifications à exécuter. Les vérifications se feront au cas par cas, y compris en ce qui concerne la conception de l'échantillon et les moyens utilisés pour relever les prix. Par exemple, la vérification sera beaucoup plus poussée lors du relevé initial dans le magasin si l'enquêteur travaille avec un ordinateur de poche et non sur support papier. D'autres recommandations sur le contrôle de la qualité sont données au chapitre 12.

Documentation

6.124 On ne saurait trop insister sur l'importance d'une bonne documentation. Des documents sont nécessaires pour expliquer ce qu'il faut faire et quand, comment et pourquoi cela doit être fait. La préparation de ces documents est une bonne occasion de vérifier la qualité des procédures utilisées pour relever les prix et d'établir l'indice. Elle donne aussi la possibilité de revoir et d'améliorer ces procédures. Une fois en place, la documentation a une double fonction dans le contexte de l'établissement de l'indice. Premièrement, elle permet de poursuivre au pied levé les travaux si l'enquêteur tombe malade ou quitte son emploi. Deuxièmement, elle permet aussi un contrôle de la qualité afin de vérifier si les procédures sont bel et bien suivies. De façon plus générale, elle est une référence utile pour les utilisateurs des indices des prix à la consommation. La documentation est examinée de façon plus approfondie au chapitre 12.

Appendice 6.1 Extrait d'un formulaire simple de relevé des prix

Notes : L'enquêteur remplit les quatre dernières colonnes, ne répondant pas à la question «marque ou produit» lorsqu'elle est sans objet. Il existe en général un questionnaire distinct pour chaque type de produit élémentaire ou pour chaque point de vente.

Date du relevé :		Nom de l'enquêteur :		Nom du point de vente :		Code ¹	Explications complémentaires (remplir, s'il y a lieu, pour les points de vente/produits élémentaires en utilisant les messages précodés convenus)
Produit élémentaire	Point de vente	Description : marque ou produit	Prix				
Pommes de terre — nouvelles, en vrac le kg	Green Fingers Green Grocers	Jersey Royals	59p	C			Produit élémentaire comparable. Mois précédent, Egyptian Queens. Variation saisonnière.
Beuf du pays, haché de qualité supérieure, le kg	SuperBuys Supermarket	Marque de la chaîne. Premier choix. Emballage rouge et bleu.	3,45£	S			Offre spéciale. Prix réduit de moitié.
Pizza congelée, de dimension moyenne, 300–450 g	SuperBuys Supermarket	Marque de la chaîne. Assortiment complet. Boîte rouge avec photo de la pizza.	400 g	P			Poids précédent : 450 g.
Lait, pasteurisé, 4 pt ou 2 l	SuperBuys Supermarket	Entier, pasteurisé. Bouteilles en plastique avec étiquette bleue.	89p				
Chemise de ville pour homme, manches longues	Formal for Men	Marque «Dickie Dirts». Blanche, 75 % coton, 25 % polyester. Made in England. Note de bleu sur l'emballage.	34,99£	Co			Cravate gratuite.
Chaussures mode pour femmes	Steps	Escarpins noirs. Nom : «Sleezie». Semelles et dessus en cuir. Made in China.	30,00£	R			Retour à un prix normal après un rabais de 25 %.
Repas au restaurant, plat principal, repas du soir, préciser	Fill up	Morue, pommes de terre frites et salade. Menu principal.	7,50£	C			A remplacé : «carrelet, pommes de terre frites et salade».
Billet de théâtre, soirée, orchestre, adulte	Civic Theatre	Jack and the Beanstalk. Séance du soir (lundi–jeudi).	12,00£	N			A remplacé : «Talking heads».

¹C = comparable; S = soldes ou offre spéciale; P = poids; Co = consultation; R = retour à un prix normal; N = nouveau.

Introduction

7.1 La mesure des variations des prix à la consommation est compliquée par l'apparition de nouveaux produits et services et la disparition de produits et services anciens, ainsi que par l'évolution de la qualité des produits et services proposés. Si ces complications n'existaient pas, il suffirait de prendre un échantillon représentatif des produits élémentaires consommés par les ménages au cours de la période 0, d'enregistrer leurs prix et de les comparer à ceux des mêmes produits au cours de périodes postérieures, disons t . On serait ainsi en mesure de comparer les prix de produits identiques. Toutefois, les complications évoquées sont bien réelles. Il se peut par exemple qu'un produit élémentaire consommé à la période 0 ne soit plus produit à la période $t+1$, ce qui empêche toute comparaison de prix.

7.2 Diverses méthodes permettent de remédier à cette situation. Il est possible qu'un produit remplaçant existe à la période $t+1$. S'il est de qualité identique, son prix peut être comparé au prix de l'«ancien» produit élémentaire à la période t . Mais le produit remplaçant peut fort bien être d'une qualité différente. Une première option serait de négliger la différence de qualité et de continuer à comparer le prix du «nouveau» produit remplaçant à la période $t+1$ avec celui de l'ancien produit à la période t afin de poursuivre la série. Cette option n'est pas moins une méthode d'ajustement de la différence de qualité; celle-ci est tout simplement rudimentaire en ce sens que le changement de qualité est négligé et ne se répercute pas sur le prix. Une deuxième solution consisterait à exclure de l'indice tous les produits élémentaires dont la qualité varie, et à ne suivre l'évolution des prix entre les périodes t et $t+1$ seulement pour les produits ayant des caractéristiques techniques identiques. Cette exclusion équivaldrait à une hypothèse implicite sur l'ajustement de la qualité où l'on supposerait que l'écart global de prix, ajusté de la qualité, entre les produits disparus et les produits remplacés serait identique à l'écart de prix des produits appariés. En réalité, les variations de prix diffèrent en général selon les étapes du cycle de vie d'un produit. Par exemple, les variations qui surviennent lorsqu'un produit est remplacé à la vente par un produit amélioré peuvent être très différentes de celles observées aux autres étapes. Il se peut donc que l'hypothèse implicite soit erronée. Troisièmement, la variation de prix d'un produit remplaçant peut entrer dans la composition de l'indice si les prix du produit élémentaire remplacé et de

celui qui le remplace peuvent coexister pendant une période donnée, disons la période t . La variation de prix du produit élémentaire ancien entre la période 0 et la période t est multipliée par la variation de prix du produit remplaçant entre la période t et la période $t+1$. Pourtant, ici encore, il y a ajustement implicite de la qualité en ce sens que l'écart entre le prix du produit ancien et celui du produit remplaçant à la période t est censé tenir compte de l'effet résultant de la différence de qualité. Mais cet écart peut également s'expliquer en partie par une stratégie de tarification liée à une étape particulière du cycle de vie du produit.

7.3 Il existe d'autres méthodes d'ajustement des prix de produits remplaçants non comparables, qui se fondent notamment sur des estimations explicites de l'impact de la variation de la qualité sur le prix. Ces estimations sont obtenues selon diverses méthodes et la pertinence des ajustements explicites de la qualité dépend tout autant du choix de la méthode que de la disponibilité de données adaptées à celle-ci. Dans chaque cas, et quelle que soit la méthode adoptée par l'office de statistique, on *corrige* les prix des variations de qualité à chaque période où un produit élémentaire n'est pas disponible. L'objet de ce chapitre est d'évaluer le bien-fondé de ces ajustements de la qualité.

7.4 L'examen des modalités de correction des variations de qualité se justifie pour trois motifs. Le premier, est l'ampleur et la rapidité des innovations méthodologiques. Deuxièmement, les méthodes utilisées par les offices de statistique pour tenir compte des changements de qualité ne concordent pas et donc les comparaisons d'indices de prix à la consommation entre groupes de produits, pays ou périodes peuvent être trompeuses. Troisièmement, diverses études empiriques sur les conséquences de l'emploi de méthodes différentes ont fait ressortir l'importance du choix de la méthode (Dulberger, 1989; Armknecht et Weyback, 1989; Moulton et Moses, 1997; Lowe, 1996).

7.5 Cela dit, il faut reconnaître que les offices de statistique se prémunissent contre les variations de qualité en utilisant la méthode de l'appariement des modèles. Les enquêteurs enregistrent les caractéristiques techniques des produits élémentaires choisis et recueillent des données sur les prix de modèles identiques à des périodes postérieures afin de pouvoir opérer des comparaisons homogènes. Si dans un groupe considéré les produits ne présentent pas de variation de qualité ou qu'aucun produit ou service n'a disparu ni n'a été créé, la méthode de l'appariement des modèles fondée sur des

produits représentatifs donne des résultats satisfaisants. De manière générale, la méthode de l'appariement des modèles peut être source de trois types d'erreurs : produits élémentaires manquants, variation de l'univers d'échantillonnage et apparition de nouveaux produits.

Pourquoi la méthode de l'appariement de modèles peut échouer

7.6 La variation à long terme du prix d'un produit élémentaire se mesure en comparant son prix à la période en cours à son prix à la période de référence, c'est-à-dire la période durant laquelle il a été, avec la plupart des autres produits élémentaires, intégré à l'échantillon.

Produits élémentaires manquants

7.7 La première source d'erreur — examinée dans le présent chapitre — se manifeste lorsqu'un produit élémentaire n'est plus disponible dans un point de vente. Il se peut que l'on ait cessé de le produire ou qu'il ne soit plus disponible sous la même spécification — autrement dit, que sa qualité ait changé — et qu'il soit impossible de se le procurer pendant la période en cours. D'autres raisons peuvent également expliquer l'absence de prix, telles que le caractère saisonnier du produit, le fait qu'il ne soit pas nécessaire d'enregistrer le prix fréquemment ou bien encore le cas de figure d'un produit ou service adapté aux exigences particulières du client.

7.8 Il faut faire une distinction entre les produits élémentaires selon qu'ils manquent de manière permanente ou temporaire. L'absence d'un produit élémentaire et de son prix est dite *temporaire* lorsqu'elle se produit durant le mois considéré, mais non durant les mois qui suivent. Le produit peut manquer parce qu'il fait l'objet d'une demande saisonnière, comme dans le cas de certains fruits et légumes, parce qu'il y a pénurie ou pour d'autres raisons. Les prix de certains produits de base sont établis de manière moins fréquente, par exemple sur une base trimestrielle ou semestrielle, parce que leurs variations sont irrégulières. Ils manquent par conséquent lorsqu'ils sont «hors cycle».

7.9 Les produits élémentaires saisonniers soulèvent des difficultés en ce sens qu'il est nécessaire d'imputer les prix manquants jusqu'à ce que les produits réapparaissent sur les marchés. Dans certains cas, les méthodes d'imputation sont semblables à celles utilisées pour les ajustements de variation de qualité. Toutefois, la nature provisoire de l'imputation exige qu'aux fins d'une enquête les absences «temporaires» soient classées séparément des produits «saisonniers». Les principes et méthodes qui sous-tendent ces imputations sont énoncés dans les ouvrages de Armknecht et Maitland-Smith (1999), Feenstra et Diewert (2001) ainsi qu'au chapitre 22. Le présent chapitre porte sur les produits manquant de manière permanente et sur les imputations à caractère continu ou le choix de produits de remplacement.

7.10 La question des produits manquants peut être abordée de diverses manières :

- Un produit peut être exclu en partant du principe que la variation globale de prix d'un ensemble d'autres produits élémentaires tient compte du changement du produit manquant; autrement dit, l'on procède à un ajustement implicite du prix au changement de qualité.
- Un produit remplaçant peut être choisi, et son prix utilisé pour la comparaison, parce qu'il est jugé d'une qualité comparable à celle du produit manquant.
- Le produit remplaçant peut être jugé non comparable au produit manquant, mais les prix de l'un et de l'autre peuvent coexister pendant une certaine période. La différence de prix au cours de cette période peut alors servir à estimer la différence de qualité et, partant, à ajuster le prix du produit remplaçant en conséquence.
- Le prix d'un produit remplaçant non comparable peut être utilisé pour procéder à une estimation explicite de l'ajustement de prix au changement de qualité et faire apparaître la variation «pure» de prix et de qualité.

7.11 Dans bien des cas, il faut donc ajuster le prix du produit remplaçant au titre d'un changement de qualité. En l'occurrence, il s'agit d'un ajustement du prix (variation de prix) du produit remplaçant (par rapport au produit manquant) dont l'objet est de neutraliser la part de la variation de prix attribuable aux changements de qualité. L'ajustement de la qualité peut être considéré comme un coefficient que l'on multiplie par le prix du produit remplaçant pour que, du point de vue du consommateur, il soit comparable au prix du premier produit.

7.12 À titre d'exemple, supposons que la taille (ou la quantité) d'un produit élémentaire soit un attribut de qualité. Supposons aussi que la taille du produit manquant et celle du produit remplaçant diffèrent, et posons comme hypothèse qu'une quantité k du produit remplaçant se vend au même prix qu'une quantité j du produit initial. Que le consommateur achète une unité du produit initial ou j/k unités du produit remplaçant, la valeur est la même dans les deux cas. Pour faire en sorte que le prix d'une unité du produit remplaçant soit comparable au prix d'une unité du produit initial, il faut multiplier le produit remplaçant par k/j , à savoir l'ajustement nécessaire au titre du changement de qualité. Par exemple, si 2 unités du produit remplaçant équivalent à 3 unités du premier produit, l'ajustement à apporter au prix du produit de remplacement devrait être $2/3$. Imaginons qu'une unité du produit remplaçant se vende effectivement au même prix qu'une unité du produit initial; une fois ajusté, le prix du produit remplaçant est égal à seulement $2/3$ du prix du produit initial. Si une unité du produit remplaçant se vend au double du prix du produit initial, le prix ajusté au changement de qualité sera égal à $4/3$ de celui du produit initial; le prix aura donc augmenté de 33 %, et non pas de 100 %. L'indice des prix à la consommation vise à enregistrer l'écart entre le prix du produit initial et le prix du produit remplaçant corrigé des variations de qualité.

7.13 Les méthodes énoncées au paragraphe 7.10 et les hypothèses qui les sous-tendent seront analysées de manière plus approfondie un peu plus loin. Il va de soi que l'on ne peut déterminer les prix de produits qui ne sont pas disponibles. Il est donc difficile d'établir l'exactitude de certaines hypothèses au sujet des variations de prix (si ces produits avaient été disponibles). Ce qu'il importe de souligner, c'est que l'appariement de prix de produits permet de mesurer des variations de prix sans qu'interviennent des changements de qualité. Lorsque des produits sont remplacés par de nouveaux produits dont la qualité est différente, il faut ajuster leurs prix en conséquence. Si l'ajustement est inapproprié, il se produit une erreur, et s'il l'est de façon systématique, il se produit un biais. Pour éviter les erreurs et les biais, il faut des méthodes rigoureuses d'ajustement de la qualité. Ces ajustements constituent l'objet du présent chapitre.

Problématique de l'échantillonnage

7.14 L'échantillonnage pose quatre grands problèmes. Premièrement, l'appariement des prix de produits identiques risque d'aboutir à terme, de par sa nature, à un échantillon de moins en moins représentatif de l'ensemble des transactions. Il arrive que les prix des anciens produits soient relativement bas et ceux des nouveaux produits relativement élevés et que ces écarts de prix subsistent même lorsque les différences de qualité sont prises en considération (Silver et Heravi, 2002a). Pour des raisons d'ordre stratégique, il peut être dans l'intérêt d'une entreprise d'abandonner d'anciens modèles pour pouvoir en lancer de nouveaux d'un prix relativement élevé. Si l'on ne tient pas compte de ces modèles «non appariés» dans la détermination de l'indice des prix à la consommation, celui-ci peut être biaisé à la baisse (voir les paragraphes 7.150 à 7.152 ci-dessous). Autrement dit, ironiquement, la méthode d'appariement, qui sert justement à assurer une qualité constante, peut être source de biais du fait de l'exclusion de produits dont les variations de prix sont peu communes (voir aussi, par exemple, Koskimäki et Vartia (2001)). D'après le chapitre 8 la stratégie d'ajustement des prix en fonction de la qualité doit être elle-même liée à une stratégie de sélection et de chaînage de produits. La stratégie est particulièrement pertinente dans les secteurs caractérisés par des innovations technologiques dynamiques (voir aussi l'analyse des indices de prix hédoniques ci-dessous).

7.15 Deuxièmement, en raison des ressources supplémentaires qu'exigent les ajustements de prix aux changements de qualité, il peut être dans l'intérêt — ou même du devoir — des enquêteurs et des statisticiens d'éviter les remplacements par des produits non comparables et les ajustements de qualité qui en découlent. Autrement dit, les produits font l'objet d'un suivi jusqu'à ce qu'on cesse de les produire, y compris lorsqu'ils sont anciens et qu'ils sont vendus en quantités

limitées. Or, il arrive qu'à l'approche de la fin de leur cycle de vie ces produits accusent des fluctuations de prix atypiques attribuables aux stratégies de commercialisation des entreprises. Celles-ci évaluent généralement les gains afférents à diverses stratégies de prix à divers stades du cycle de vie des produits, notamment au début et à la fin (Parker, 1992). La pondération (implicite ou autre) des produits en fin de cycle demeure donc relativement élevée puisqu'elle se fonde sur leur part dans les ventes totales au moment de l'échantillonnage. En outre, des produits nouveaux non appariés se vendant en quantité relativement importante ne seraient pas pris en considération. Par conséquent, une pondération excessive serait attribuée aux variations atypiques de prix des produits appariés en fin de cycle de vie.

7.16 Troisièmement, se pose la question du moment de la substitution d'un produit ancien par un produit nouveau. La recherche d'un produit de remplacement comparable pour éviter la complexité des ajustements ne fait qu'accroître la difficulté. De par leur nature, les produits obsolètes sont à la fin de leur cycle de vie et pour être comparables, les produits de remplacement risquent donc d'être proches, eux aussi, de la fin de leur cycle de vie. Autrement dit, les produits de remplacement risquent, eux aussi, d'accuser les mêmes variations de prix atypiques de fin de cycle. Il s'ensuit que le problème du caractère non représentatif des échantillons est aggravé et que l'indice continue d'être faussé en raison d'une mauvaise pondération de produits techniquement supérieurs offrant des flux de service à meilleur marché.

7.17 Enfin, le quatrième problème se présente lorsque les enquêteurs continuent de relever les prix des produits jusqu'à ce que leur remplacement s'impose, c'est-à-dire jusqu'à ce que les produits ne soient plus disponibles, et qu'ils soient donc censés être remplacés par des produits de consommation courante ou particulièrement recherchés. Si les échantillons gagnent en couverture et en représentativité, il est cependant d'autant plus difficile de procéder à des ajustements fiables de prix pour tenir compte des changements de qualité (entre produits obsolètes et produits nouveaux plus recherchés). Les écarts de qualité risquent d'être plus importants que ceux que l'on peut attribuer aux différences de prix entre un produit en fin de vie et un nouveau produit pendant la période où ils coexistent. En outre, les différences techniques sont susceptibles d'être d'une ampleur telle qu'il sera plus difficile d'établir des estimations explicites et fiables de l'effet des écarts de qualité sur les prix. Enfin, il est peu probable que les différences de prix (corrigées des variations de qualité) entre produits très anciens et produits nouveaux se conforment aux hypothèses de «variations de prix semblables à celles des produits ou classes de produits existants» sur lesquelles reposent les méthodes d'imputation. La plupart des méthodes utilisées pour traiter l'ajustement de qualité dans le cas de produits non disponibles sont plus performantes lorsque l'adoption d'un produit de remplacement se fait suffisamment

tôt. Les problèmes d'échantillonnage peuvent être considérés comme étant intimement liés aux méthodes d'ajustement de la qualité. Ces questions seront abordées dans la partie du chapitre 8 consacrée à la sélection des produits et à la nécessité de recourir à une méthode intégrée permettant de traiter à la fois la représentativité et les prix corrigés des changements de qualité.

Nouveaux produits

7.18 Les nouveautés sur les marchés peuvent constituer une troisième source d'erreurs. Il est difficile de distinguer un produit nouveau d'un produit ancien qui change de qualité; cette difficulté est analysée au chapitre 8. Lorsqu'un produit réellement nouveau apparaît sur le marché, on observe un gain immédiat de bien-être ou d'utilité à mesure que diminue la demande de l'ancienne technologie et des autres biens. Par exemple, l'apparition de la fermeture éclair s'est traduite par un gain initial d'utilité et de bien-être à mesure que les consommateurs délaissaient une vieille technologie — en l'occurrence les boutons — pour adopter cette nouveauté. L'indice ne pourra pas exprimer correctement ce gain s'il faut attendre un changement de base ou au moins deux périodes successives de prix de fermetures éclair pour ensuite opérer un raccordement avec l'ancien indice. Les prix futurs pourraient être constants et même chuter. Le gain initial de bien-être serait calculé en comparant le prix à la période d'introduction et le prix hypothétique à la période *précédente* où l'offre serait nulle. Les outils pratiques permettant d'estimer ce prix hypothétique ne sont pas encore parfaitement au point, mais ce sujet est abordé de manière plus approfondie au chapitre 21. Dans le cas d'un indice des prix à la consommation fondé sur le concept d'une période de base et d'un panier fixe, il n'y a, à proprement parler, aucun problème. Le nouveau produit ne figurait pas dans l'ancien panier et n'a pas à être exclu. Bien qu'un indice permettant de mesurer correctement un ancien panier fixe semblerait approprié d'un point de vue théorique, il ne serait pas représentatif de ce que nous achetons et, partant, ne présenterait aucune utilité pratique. Dans le cas d'un indice du coût de la vie ayant pour objet de mesurer la variation des dépenses nécessaire pour maintenir un niveau constant d'utilité (voir chapitre 17), l'inclusion du nouveau produit serait bel et bien conceptuellement appropriée.

La nature du changement de la qualité

7.19 Cette section précise ce que l'on entend par changement de qualité et décrit les méthodes que l'on peut utiliser lorsque des prix ne sont pas disponibles. Pour comprendre ce que «signifie» un changement de qualité, il faut un cadre conceptuel et théorique qui puisse servir de repère aux ajustements.

7.20 Tout d'abord, il convient de rappeler que la qualité de ce qui est produit varie au fil du temps. Pre-

nons l'exemple des nouvelles voitures. Bode et van Dalén (2001) ont effectué une étude exhaustive de l'estimation des prix des nouvelles voitures aux Pays-Bas de 1990 à 1999. Selon l'étude, les prix nominaux ont augmenté en moyenne d'environ 20 % sur cette période, mais les paramètres de qualité ont eux aussi évolué. Par exemple, la puissance (cv) est passée en moyenne de 79 à 92 cv; le rendement énergétique moyen est passé de 9,3 litres/100 km à 8,4 litres/100 km; la part des voitures munies d'un dispositif d'injection (carburant) est passée de 51 % à 91 %, d'une direction assistée, de 27 % à 94 %, et d'airbags, de 6 % à 91 %. Il en va d'ailleurs de même pour beaucoup d'autres dispositifs comme le verrouillage centralisé, les pare-brise teintés, etc. L'évolution de ces paramètres constitue un aspect du changement de la qualité. Lorsque l'on apparie les prix d'un échantillon de modèles en janvier, par exemple, avec ceux des mêmes modèles au cours des mois qui suivent, les paramètres de qualité sont maintenus à un niveau constant pour éviter de fausser les comparaisons. Toutefois, comme on le verra plus tard, l'échantillon de modèles qui en résulte tend à négliger les modèles plus récents, qui technologiquement sont peut-être plus avancés et dont la variation de prix, du fait du niveau de qualité fourni, est en réalité différente. La méthode des régressions hédoniques avec variables indicatrices (voir ci-dessous) permet de corriger des variations de qualité tout en utilisant l'ensemble de l'échantillon. En recourant à diverses formulations de régressions hédoniques, Bode et van Dalén (2001) ont constaté que les prix corrigés des variations de qualité de ces nouvelles voitures étaient à peu près constants sur l'ensemble de la période alors qu'en termes nominaux, ils avaient augmenté d'environ 20 %.

7.21 Le chapitre 21 explique que les variations de prix observées sont causées en principe par divers facteurs, dont les changements de qualité, l'évolution des goûts et des préférences et les progrès technologiques chez les producteurs. En termes plus théoriques, les données de prix relevées se trouvent à l'intersection des courbes de demande de divers consommateurs aux goûts différents et des courbes d'offre de divers producteurs dont les technologies de production peuvent varier. On ne peut séparer les effets de l'évolution des goûts et des préférences, des changements de qualité que dans des conditions très spécifiques. Le chapitre 8 recommande le chaînage ou le changement périodique de base pour éviter que les pondérations, qui traduisent les goûts et les préférences, ne s'éloignent pas trop de la réalité.

7.22 Il n'y a pas que le caractère changeant des attributs des produits qui soulève des difficultés. Il se pose également un problème pratique, en ce sens qu'il n'est pas toujours possible d'observer ou de chiffrer des attributs comme le style, la fiabilité, la facilité d'usage ou la sécurité de ce qui est produit. Le chapitre 16 du *Système de comptabilité nationale 1993 (SCN 1993)* sur la détermination des prix et des quantités indique que des facteurs autres que les variations des caractéristiques phy-

siques influent sur la qualité. On y signale notamment que «le transport d'un bien jusqu'à un lieu où sa demande est plus forte constitue une opération de production en soi qui a pour résultat de transformer le bien en question en un bien de meilleure qualité». Un même bien offert en un lieu différent et plus commode peut se vendre à un prix plus élevé et être de qualité supérieure. En outre, des moments différents de la journée ou des périodes différentes de l'année peuvent également se traduire par des différences de qualité : «Ainsi, l'électricité ou les prestations de transport fournies en périodes de pointe doivent être considérées comme de qualité supérieure à celles fournies en dehors de ces périodes. Le fait qu'il existe des périodes de pointe démontre que les acheteurs ou utilisateurs attachent une plus grande utilité aux services en ces périodes, tandis que les coûts marginaux de production sont en général plus élevés en période de pointe...». D'autres différences, notamment les conditions de vente ou de fourniture ou livraison des biens ou services, peuvent contribuer sensiblement aux écarts de qualité. Par exemple, un détaillant peut attirer des clients en offrant une livraison gratuite, une plus grande variété de produits ou un crédit à la consommation ou encore en étant plus accessible, en offrant des délais de livraison moins longs, des prestations plus personnalisées, un étiquetage plus clair, un meilleur soutien et de meilleurs conseils, un stationnement plus commode, une gamme plus large de marques ou un environnement plus agréable ou plus adapté aux goûts des consommateurs. Ces avantages ne sont pas toujours précisés dans la description du produit, et ce pour diverses raisons. Premièrement, ils n'entraînent pas de frais particuliers (ils sont inclus dans le prix des biens vendus). Deuxièmement, lorsque les prix de modèles offerts dans des points de vente particuliers sont apparés, le niveau de ces services est présumé constant. Toutefois, d'un point de vue conceptuel, il ne faut pas conclure pour autant que ces augmentations de qualité ne doivent pas relever de l'indice. Si ces avantages varient, il convient d'ajuster le prix en fonction de leur valeur estimée.

7.23 Avant de s'interroger sur la façon de corriger les prix des variations de qualité, il faut d'abord définir ce que l'on entend par «qualité». Bien que l'on puisse intuitivement penser qu'un produit consommé à une période donnée soit supérieur à sa contrepartie à la période suivante, il importe d'établir un cadre théorique qui puisse servir de repère pour ce type de comparaisons. Imaginons, par exemple, qu'un vêtement serve d'échantillon et que, quelques mois plus tard, cet article disparaît. Pour résoudre cette difficulté, on pourrait remplacer le produit manquant par un produit semblable. Le produit le plus immédiatement comparable pourrait comporter plus de tissu, être muni d'une doublure, de coutures ou de boutons différents, être de couleur différente ou mieux adapté à la mode. Il faut alors quantifier ces différences en termes monétaires pour que la comparaison entre les produits puisse être homogène. Pour

être en mesure de proposer, et *a fortiori* de critiquer, une méthode d'ajustement de la qualité, il faut avoir une idée de ce qui est théoriquement souhaitable pour pouvoir alors situer la procédure choisie. Bien qu'une telle analyse nous écarte des considérations pratiques, son utilité deviendra manifeste dans les sections qui suivent.

Une méthode fondée sur l'utilité

7.24 Le chapitre 17 définit l'indice du coût de la vie (ICV) comme le rapport des dépenses minimales permettant d'assurer un niveau de vie ou d'«utilité» donné entre une période de base et la période courante. Ajuster un prix en fonction des différences de qualité, signifie qu'il faut tenter de mesurer la variation du prix d'un produit dont les caractéristiques techniques ont évolué et qui offre au consommateur un niveau d'utilité différent. Si l'indice du coût de la vie apparaît comme un cadre logique pour apprécier les liens entre les changements de qualité et les changements d'utilité, il n'est cependant pas le seul. Un indice de prix à panier fixe (IPPF) peut également se révéler utile si la qualité est perçue sous cet angle. Bien qu'un tel indice présuppose l'établissement du prix d'un panier fixe de produits, certains produits finiront par ne plus être disponibles et les produits remplaçants sélectionnés pour maintenir l'échantillon peuvent ne pas être de qualité identique. Il s'agit de déterminer la part de la variation de prix qui est une variation «pure» de prix et celle qui est attribuable au changement de qualité. Le concept d'utilité servira à mieux comprendre cette seconde causalité.

7.25 Pour appréhender un changement de qualité il importe de considérer, d'une part, l'évolution des caractéristiques d'un produit et, d'autre part, les différents niveaux d'utilité fournis. Prenons l'exemple d'un nouveau produit de qualité supérieure censé remplacer un ancien produit à la période t , le consommateur pouvant choisir entre les deux. Supposons que les deux produits sont offerts au consommateur au même prix, soit $p^t=100$. Si on demande au consommateur de choisir entre les deux, il choisira bien entendu le nouveau. Supposons maintenant que le prix du produit ancien soit réduit progressivement jusqu'à un point, disons $p^{t*}=75$, où le consommateur est indifférent et où il peut tout aussi bien choisir l'ancien produit à $p^{t*}=75$ ou le nouveau à $p^t=100$. L'utilité qu'il tirerait de l'un ou l'autre serait donc identique. Si en revanche p^{t*} passe sous la barre des 75, le consommateur préférera le produit de qualité ancienne.

7.26 L'écart entre p^t et p^{t*} renseignerait sur l'utilité supplémentaire que le consommateur tirerait du produit de qualité nouvelle et sur le prix maximum que le consommateur serait prêt à payer en sus de ce qu'il paierait pour le produit de qualité ancienne. D'après la théorie économique, comme l'indique le chapitre 21, si les consommateurs (ou les ménages) sont indifférents entre deux achats, c'est que l'utilité qu'ils attribuent à l'un est identique à celle qu'ils attribuent à l'autre. La différence entre 75 et 100 provient donc de l'utilité que les con-

sommateurs attribuent à chacun des deux produits, c'est-à-dire à leur différence de qualité. Si cette approche semble logique, elle soulève cependant certains problèmes de mise en œuvre, encore que cela n'ait pas lieu de nous inquiéter pour notre propos. Notre objectif est avant tout de jeter les bases analytiques sur lesquelles fonder notre réflexion.

7.27 La question de l'utilité est celle de savoir comment les consommateurs choisissent entre produits de qualité différente. S'ils tirent une plus grande utilité d'un produit de qualité supérieure et donc préfèrent ce type de produit, cela n'explique cependant pas pourquoi ils achètent un produit plutôt qu'un autre. Il faut aussi connaître le prix des différents produits car si le produit de qualité inférieure est moins cher, c'est peut-être celui-là qu'ils achèteront. C'est ce que visait à montrer l'exemple cité plus haut où l'on a déterminé le seuil au-dessous duquel le produit de qualité inférieure serait acheté, $p^* \leq 75$.

7.28 Définir le changement de qualité en fonction de son effet sur l'utilité est manifestement avantageux pour la conception économique des indices (chapitre 21). Fixler et Zieschang (1992), Feenstra (1995), Triplett (1987) et Diewert (2003a) ont mis au point des cadres théoriques pour les indices du coût de la vie qui s'apparentent à ceux définis au chapitre 21 tout en intégrant des biens et des services dont la qualité varie. Silver et Heravi (2001a et 2003) et Kokoski *et al.* (1999) ont entrepris des études empiriques fondées sur ces cadres à des fins de comparaisons entre périodes et entre régions géographiques, respectivement. Toutefois, le recours à l'utilité comme moyen de mieux comprendre les ajustements de prix en fonction des changements de qualité ne se limite pas aux considérations relevant de la théorie économique des indices de coût de la vie (chapitre 21). Les indices de prix à la consommation fondés sur la notion d'un panier fixe doivent être corrigés des variations de qualité lorsqu'un produit n'est pas disponible, et rien dans la définition d'un indice de panier fixe n'empêche d'utiliser les écarts d'utilité comme repère. Si le produit A est supérieur à sa version ancienne, le produit B, c'est parce qu'il offre quelque chose de plus au consommateur disposé à payer un prix plus élevé. C'est précisément ce «quelque chose» que l'on appelle utilité.

7.29 Il convient aussi d'établir une distinction entre deux concepts de valeur utilisés dans le cadre de l'analyse de l'ajustement de la qualité : le *coût de production* et la *valeur d'usage*. La valeur que les utilisateurs retirent de leur consommation est leur utilité. Triplett (1990, p. 222–223) étudie comment un indice de prix à la consommation diffère d'un indice de prix à la production :

Fisher et Shell (1972) ont été les premiers à démontrer que des indices différents (ils ont pris les indices des prix à la production et les indices des prix à la consommation) entraînent des traitements différents des variations de qualité et que, d'un point de vue théorique, le traitement approprié de cet effet de qualité consiste à effectuer

les calculs à partir du «coût de production» et de la «valeur d'usage», respectivement. Triplett (1983) parvient au même résultat dans les cas où «le changement de qualité» est lié aux attributs des biens et, par conséquent, à des méthodes empiriques hédoniques. Se dégage ainsi la conclusion que le coût de production est la base d'ajustement approprié de la qualité dans le cas de l'indice des prix à la production et que la valeur d'usage l'est dans le cas d'un ICV ou d'un indice de coût des facteurs.

7.30 Cette affirmation n'est pas accueillie de manière unanime. Diewert (2002d) préconise une méthode de coût d'usage pour l'indice des prix à la production. Cette recommandation découle pour une part de la nécessité de consolider les entrées et les sorties à prix constants dans la comptabilité nationale. Si, lors de l'établissement de l'indice des prix des facteurs et de l'indice des prix à la production, les ajustements de qualité pour des produits identiques diffèrent, alors les séries de valeur ajoutée à prix constants, tout comme leur différence, ne s'équilibreront pas. Le problème de l'utilisation de la valeur d'usage se pose généralement dans le cas des indices de prix à la production. Il ne met pas en question l'utilisation de ce concept dans le cas des indices de prix à la consommation.

Indices conditionnels

7.31 Le domaine d'un indice de coût de panier fixe (ICPF) est son panier fixe de biens et de services. L'utilisation d'un indice du coût de la vie (ICV) comme cadre analytique exige que l'on examine tout d'abord certaines questions plus vastes sur notre qualité de vie. Le milieu physique, économique et social subit des changements qui exigent plus ou moins de dépenses pour assurer un niveau donné d'utilité. Plusieurs facteurs influent sur notre bien-être et dans la pratique ils ne peuvent pas tous être pris en considération dans le calcul d'un indice des prix à la consommation. Il convient donc d'envisager des indices *conditionnels* qui reposent sur l'hypothèse que les facteurs exclus demeurent constants. Ces facteurs comprennent généralement l'état de santé, l'environnement et la quantité et la qualité de biens et de services fournis par les pouvoirs publics. Les dépenses minimales nécessaires au maintien d'un niveau donné d'utilité augmenteront, par exemple, dans la mesure où les services policiers deviendront moins efficaces. Il faudrait alors effectuer des dépenses pour assurer une plus grande sécurité des ménages. Il en coûterait davantage qu'à la période précédente pour maintenir un niveau donné d'utilité. De même, le maintien d'un niveau donné d'utilité au moment où apparaît une maladie exige des dépenses accrues de médicaments. Un hiver plus rigoureux qu'à l'accoutumée accroît les dépenses de chauffage requises pour maintenir le niveau d'utilité antérieur. Dans chaque cas, le coût de la vie a effectivement été modifié. Pourtant, il n'est pas généralement admis que l'indice des prix à la consommation doive tenir compte de ces variations. Ce dont il doit être tenu compte, ce sont les varia-

tions des prix des serrures, des médicaments et des produits énergétiques occasionnées par les variations de la demande de ces produits. De plus, à mesure que les dépenses au titre de ces produits augmentent ou diminuent, les pondérations utilisées pour déterminer l'indice doivent être rajustées. Plus les pondérations sont mises à jour fréquemment, mieux l'indice exprimera l'effet de ces variations de dépenses. Mais, normalement, l'indice n'est pas censé tenir compte des variations à court terme des *quantités* de services de sécurité, de médicaments et de chauffage résultant des facteurs externes précités. Gordon et Griliches (1997, p. 87) font des observations semblables :

En outre, il n'est pas évident que des phénomènes tels qu'un hiver plus rigoureux, l'apparition du SIDA ou une hausse de la criminalité doivent entrer dans la définition d'un indice des *prix*. Une variation des dépenses occasionnée par un changement non anticipé des conditions météorologiques ne devrait entraîner une augmentation de l'indice des prix que lorsque les prix énergétiques augmentent et non leur consommation. Si le phénomène considéré persiste, il finira par influencer sur les pondérations des produits de l'indice, mais il s'agit là d'une toute autre question. (Les italiques ont été ajoutées).

7.32 On aurait sans doute tort de faire abstraction des facteurs environnementaux s'ils ont un impact sensible sur un groupe particulier. Dans ces cas, l'indexation visant à tenir compte de facteurs spéciaux s'effectue en marge de l'indice. Par exemple, l'État peut accorder une subvention de chauffage aux retraités si la température passe sous un certain seuil. Si un facteur particulier a un effet sensible sur un groupe important de ménages, on peut établir un indice supplémentaire tenant compte de cet effet.

Aperçu des méthodes d'ajustement de la qualité utilisées en l'absence de produits appariés

7.33 Il ressort de ce qui précède que les ajustements de prix aux différences de qualité ne se réduisent pas à l'application systématique des mêmes méthodes au prix d'un groupe de produits donné. Diverses méthodes sont proposées ci-dessous. Certaines d'entre elles sont mieux adaptées à certaines catégories de produits. Pour effectuer des ajustements de qualité satisfaisants, il faut bien comprendre le fonctionnement du marché de la consommation, connaître les caractéristiques technologiques des activités de production et avoir accès à diverses sources de données. Il faut aussi accorder une attention particulière aux catégories de produits dont les pondérations sont relativement élevées et où les substitutions de produit sont fréquentes. Certaines des méthodes sont relativement complexes et exigent des connaissances approfondies. Pour obtenir des ajustements de qualité, on doit procéder de manière graduelle et produit par produit. Ces mises en gardent ne doivent cependant pas servir d'excuse pour ne pas avoir à estimer les ajustements

de prix dus aux différences de qualité. La façon dont les offices de statistique traitent les produits manquants, même si cela consiste à ne pas en tenir compte, donne lieu à certains ajustements implicites de la qualité. Cette méthode implicite n'est pas nécessairement la meilleure et peut même induire en erreur. L'ampleur des changements de qualité et la rapidité de l'évolution des technologies exigent des méthodes appropriées.

7.34 Pour mesurer les variations globales de prix, on établit un échantillon représentatif de produits provenant de divers points de vente et on retient un grand nombre de détails qui définissent chaque prix. Les prix des produits sont recalculés chaque mois. Les spécifications propres à chaque produit figurent chaque mois dans le formulaire de révision pour contribuer à faire en sorte que les calculs de prix portent sur des produits identiques. Merkel (2000) propose que l'on utilise des listes détaillées des caractéristiques des produits, faisant valoir que si les spécifications ne sont pas clairement énoncées, elles risquent d'induire en erreur. Il faut savoir que les enquêteurs chargés de relever les prix sont peu portés à signaler les changements de spécifications puisque toute modification entraîne un surcroît de travail. Il faut également veiller à ce que les spécifications utilisées contiennent toutes les données pertinentes influant sur le prix, faute de quoi un changement de qualité risque de passer inaperçu dans le processus de calcul du prix.

7.35 Lorsque, pour des raisons qui n'ont rien à voir avec le cours des saisons ou son cycle de vie, un produit vient à manquer, il arrive que le produit remplaçant soit de qualité différente et qu'on ne puisse plus comparer des produits homogènes. Diverses méthodes peuvent être utilisées dans une telle situation, et elles sont abondamment documentées pour ce qui est de l'indice des prix à la consommation (IPC); elles sont énoncées dans Turvey *et al.* (1989), Moulton et Moses (1997), Armknecht *et al.* (1997), Moulton *et al.* (1999) et Triplett (2002). Bien que la terminologie diffère d'un auteur à un autre et d'un office de statistique à un autre, il s'agit des méthodes suivantes :

- imputation (dissemblable corrigé) : cette méthode est utilisée lorsqu'on ne dispose d'aucune information permettant d'estimer l'effet d'un changement de la qualité sur le prix. La variation de prix du produit manquant est estimée avec les variations de prix de tous les produits identiques ou plus ou moins semblables;
- recouvrement : cette méthode est utilisée lorsqu'on ne dispose d'aucune information permettant d'estimer l'effet d'un changement de la qualité sur le prix, mais qu'un produit remplaçant existe à la même période que l'ancien produit. La différence de qualité est supposée égale à l'écart de prix entre l'ancien produit et son remplaçant durant la période du recouvrement;
- comparaison directe (remplacement en équivalence) : si un autre produit est directement comparable, c'est-à-dire que l'on est en droit de présumer qu'il possède

plus ou moins les mêmes caractéristiques que le produit manquant, son prix remplace alors celui de ce dernier. On suppose que tout écart de prix entre le nouveau et l'ancien produit provient, non pas de différences de qualité, mais de variations de prix;

- ajustement explicite de la qualité : lorsque la qualité du produit remplaçant est sensiblement différente de celle de l'ancien produit, on estime l'effet des variations de qualité sur les prix pour permettre des comparaisons des prix corrigés des variations de qualité.

7.36 Avant de décrire et d'évaluer ces méthodes, il convient d'évoquer l'ampleur du problème. Celui-ci surgit lorsqu'un produit n'est pas disponible. Le problème n'existe pas uniquement lorsque des produits *comparables* ne sont pas disponibles puisque tout jugement sur ce qui est et n'est pas comparable exige que l'on estime les écarts de qualité. Un système de méta-informations (présenté au chapitre 8) permet notamment de recenser et de surveiller les secteurs où tendent à se produire des remplacements et de vérifier si les produits remplaçants utilisés sont réellement comparables. Des études majeures menées aux États-Unis et au Canada permettent de mieux saisir l'ampleur de ces remplacements. Moulton *et al.* (1999) ont analysé la non-disponibilité d'articles liés aux télévisions pour le calcul de l'IPC aux États-Unis. Entre 1993 et 1997, 10.553 prix concernant des téléviseurs ont été utilisés, dont 1.614 (15 %) étaient des produits remplaçants. De ces 1.614 produits, 934 (57 %) ont été jugés directement comparables. Autrement dit, une télévision restait généralement moins d'un an dans l'échantillon. L'expérience canadienne sur les téléviseurs au cours d'une période quasi-identique (de 1993 à novembre 1997) a permis d'établir que 750 des 10.050 prix (7,5 %) étaient des prix de produits remplaçants. De ces derniers, 178 (24 %) étaient directement comparables, 162 (22 %) devaient faire l'objet d'un jugement et 410 (55 %) étaient «raccordés» — la différence de prix entre le produit remplaçant et le modèle non disponible aux deux périodes étant attribuée à des différences de qualité (Lowe, 1999). La fréquence des remplacements totaux variait donc beaucoup, bien que la fréquence de remplacements non comparables ait été à peu près similaire (6,4 % dans le cas de l'échantillon américain et 5,7 % dans celui de l'échantillon canadien). Liegey (2000) a constaté qu'avec 215 prix mensuels moyens (d'août 1999 à avril 2000) obtenus dans le cas des gros appareils d'électroménager pour l'IPC des États-Unis, les prix manquants ont nécessité 22 remplacements de produit dont 16 par un produit comparable et 6 par un produit non comparable.

7.37 Des informations sur un éventail plus large de produits sont disponibles dans le cas des États-Unis. Armknecht (1996) a constaté qu'en 1993, 1994 et 1995, l'établissement de l'IPC a exigé en moyenne chaque année 835.443 observations de prix dont 59.385 (7,1 %) provenaient de produits de substitution (par opposition

aux imputations utilisées pour les valeurs manquantes). Environ la moitié de ces substitutions a été effectuée à l'aide de produits remplaçants équivalents, moins d'un quart avec une méthode d'imputation par la moyenne globale, environ 12 % avec un ajustement direct de la qualité et 10 % avec une imputation par la moyenne des remplacements à qualité constante. Il convient de signaler que ces chiffres font abstraction des ajustements implicites de la qualité qui se produisent lorsque le *Bureau of Labor Statistics* renouvelle son échantillon entre changements de base. La méthode du *recouvrement* est appliquée lors du renouvellement de l'échantillon; les échantillons de points de vente et de produits sont resélectionnés sur environ un cinquième des zones géographiques, et les prix des produits anciens et nouveaux sont échantillonnés au cours du même mois. Tous les écarts de prix entre les produits anciens et les produits nouveaux sont traités comme des écarts de qualité à mesure que le nouvel échantillon est raccordé à l'ancien.

7.38 Les méthodes d'ajustement au titre des changements de qualité relèvent généralement de deux catégories : les méthodes d'ajustement implicite/imputé (ou indirect) — en l'occurrence, les appellations varient considérablement — et les méthodes d'ajustement explicite (ou direct). On trouvera ci-dessous une analyse des méthodes implicites et explicites. Dans les deux cas, l'écart de prix entre l'ancien produit et le produit remplaçant se décompose en variation attribuable à la qualité et en variation pure de prix. Toutefois, dans le cas des ajustements explicites, on effectue une estimation explicite de la différence de qualité, en s'appuyant généralement sur des informations extérieures, et la variation résiduelle est la variation pure de prix. Dans le cas des ajustements implicites, pour comparer l'ancien produit et le produit remplaçant, on utilise un procédé de calcul où l'ampleur du changement de qualité et celle de la variation de prix proprement dite sont déterminées implicitement à partir des hypothèses inhérentes au procédé. L'exactitude de la méthode repose moins sur la qualité de l'estimation explicite que sur la validité des hypothèses. Les ajustements explicites font intervenir des estimations distinctes de la part des prix attribuée aux écarts de qualité, de sorte que le prix du produit initial puisse se comparer à celui d'un produit remplaçant de qualité identique. La pertinence des méthodes explicites est donc pour une bonne part tributaire de la qualité moyenne de ces estimations. Les ajustements implicites font intervenir des hypothèses sur les fluctuations de prix qui, en dernière analyse, se fondent sur l'intuition ou la théorie. Toutefois, dans certains cas, il arrive que les offices nationaux de la statistique utilisent des données empiriques plus précises sur le fonctionnement du marché.

Ajustement additif et ajustement multiplicatif

7.39 Les ajustements de prix aux changements de qualité peuvent être effectués en ajoutant un montant

fixe au prix ou en multipliant le prix par un ratio. Par exemple, si m est l'ancien produit et n son produit remplaçant pour une comparaison aux périodes t , $t+1$, $t+2$, l'utilisation de la méthode du recouvrement à la période $t+1$ exige que l'on utilise le ratio comme indice de l'écart de qualité entre l'ancien produit et son produit remplaçant. Ce ratio peut alors être multiplié par le prix de l'ancien produit à la période t , pour obtenir les prix corrigés des changements de qualité comme suit :

	t	$t+1$	$t+2$
Ancien produit m		p_m^{t+1}	
Produit remplaçant n	p_m^t	p_n^{t+1}	p_n^{t+2}

7.40 Il est généralement recommandé de retenir cette formule multiplicative car elle peut être utilisée indépendamment de la valeur absolue du prix. Il se pourrait autrement que la valeur absolue du changement de spécification excède la valeur du produit à une période antérieure ou (du fait des progrès technologiques) à une période postérieure. Cela dit, il peut y avoir des produits dont la valeur des parties constituantes ne semble pas être proportionnelle au prix. Autrement dit, les parties constituantes ont leur propre valeur intrinsèque, absolue, et additive qui demeure constante dans le temps. Par exemple, les entreprises qui vendent leur produit par Internet peuvent inclure des frais d'affranchissement qui, dans certains cas, peuvent être identiques quel que soit le prix du produit. Si les frais d'affranchissement sont par la suite exclus du prix, la diminution de qualité devrait être considérée comme un montant fixe.

Ajustement de la période de référence et ajustement de la période en cours

7.41 Pour ajuster les prix en fonction des changements de qualité, on peut ajuster soit les prix de la période de référence, soit ceux de la période en cours. Par exemple, dans la méthode du recouvrement décrite ci-dessus, le coefficient d'ajustement implicite de la qualité a servi à ajuster p_m^t . Il est une autre procédure qui consiste à multiplier le ratio p_m^{t+1} / p_n^{t+1} par le prix du produit remplaçant p_n^{t+2} pour obtenir le prix ajusté au changement de qualité p_n^{t+2} , etc. La première méthode est plus facile car, une fois le prix de la période de référence ajusté, aucun autre ajustement n'est requis. On peut en effet comparer le prix de chaque nouveau produit de remplacement au prix ajusté de la période de référence. Dans le cas des ajustements multiplicatifs, le résultat final est le même quelle que soit la méthode utilisée. Dans le cas des ajustements additifs, les résultats diffèrent et il est préférable d'effectuer les ajustements de prix à proximité de la période du recouvrement.

Comparaisons à court terme et à long terme

7.42 Une bonne part de l'analyse des ajustements de la qualité décrite dans le présent manuel a été effectuée en comparant les prix de deux périodes; par exemple les prix à la période 0 et ceux à une période postérieure 1. Dans le cas des comparaisons à long terme, on prend une période de référence, par exemple la période t , et l'indice est établi en comparant les prix à la période t à ceux à la période $t+1$; puis les prix à la période t à ceux à la période $t+2$; puis les prix à la période t à ceux à la période $t+3$, etc. Le cadre à court terme peut servir à articuler les comparaisons à long terme entre, disons, les périodes t et $t+3$, sous la forme d'une succession de chaînons reliés entre eux par une multiplication, par exemple la période t avec la période $t+2$, et la période $t+2$ avec la période $t+3$; ou en enchaînant la période t avec la période $t+1$, la période $t+1$ avec la période $t+2$ et la période $t+2$ avec la période $t+3$. Les avantages du cadre à court terme pour les imputations sont analysés aux paragraphes 7.165 à 7.173.

7.43 Après avoir analysé les méthodes d'ajustement implicite et explicite de la qualité, il convient d'étudier les questions qui entrent en ligne de compte dans le choix d'une méthode. Les méthodes d'ajustement implicite et explicite sont présentées dans un cadre Laspeyres classique à long terme où les prix d'une période de référence (ou de base) sont comparés à ceux de chaque période postérieure. Toutefois, lorsque la technologie des produits évolue rapidement ces méthodes risquent de ne pas être appropriées. L'appariement de produits semblables et le calcul de nouveaux prix, et «l'insertion» de prix remplaçants corrigés des changements de qualité lorsque l'appariement échoue sont des méthodes appropriées lorsque les échecs sont l'exception. Toutefois, dans les marchés de produits technologiquement avancés, caractérisés par une succession rapide de modèles, les échecs sont généralement la règle. D'autres méthodes fondées sur des cadres hédoniques ou chaînés sont alors également envisagées. Il s'agit là de méthodes radicales visant à répondre aux exigences d'un portefeuille de produits qui évoluent rapidement. Enfin, le recours à des comparaisons à court terme comme solution de rechange à des comparaisons à long terme est considérée comme une approche intermédiaire — d'ailleurs plus appropriée dans le cas des imputations. Le chapitre 22 traite de manière plus approfondie de questions liées aux produits saisonniers.

Méthodes implicites d'ajustement de la qualité

7.44 La présente section traite des méthodes implicites suivantes d'ajustement de la qualité : le recouvrement, l'imputation par la moyenne globale ou par la moyenne ciblée, l'imputation par la moyenne des remplacements à qualité constante, le remplacement par équivalence, le chaînage pour mettre en évidence l'absence de variation de prix et le report ou reconduction.

Le recouvrement

7.45 À titre d'illustration, envisageons les cas où les produits sont échantillonnés, disons en janvier, et où les prix sont comparés à ceux des autres mois de l'année. On effectue des comparaisons appariées des prix de janvier et des prix correspondants aux mois qui suivent. On suppose qu'il existe cinq produits en janvier et qu'ils sont vendus dans deux points de vente aux prix p^{11} , p^{21} , p^{51} , p^{61} et p^{81} (tableau 7.1 (a)). À ce niveau d'agrégation, nous pouvons faire abstraction des pondérations à supposer que chaque produit ne fait l'objet que d'un seul relevé. L'élaboration d'un indice de prix de février par rapport à janvier (où janvier = 100) est relativement simple puisque seuls les prix des produits 1, 2, 5, 6 et 8 sont utilisés et comparés à partir de la moyenne géométrique des ratios de prix : indice des prix de Jevons (qui est équivalent au ratio de la moyenne géométrique de février à la moyenne géométrique de janvier — voir chapitre 20). En mars, les prix des produits 2 et 6 sont manquants. Un de ces produits provient d'une chaîne de magasins spécialisés et l'autre de grands magasins.

7.46 Le tableau 7.1 (b) est une contrepartie numérique du tableau 7.1 (a) qui sert à mieux illustrer les calculs. Pour employer la méthode du recouvrement il faut que les prix des produits anciens et des produits remplaçants soient disponibles au cours de la même période. Au tableau 7.1 (a), aucun prix n'est indiqué en mars pour le produit 2. Supposons que le produit de remplacement soit le produit 4. La méthode du recouvrement mesure simplement le rapport, au cours de la période du recouvrement (février), du prix de l'ancien produit avec celui du produit de remplacement (les produits 2 et 4, respectivement). Ce ratio est considéré comme un indicateur de leur écart de qualité. Les deux méthodes décrites ci-dessus sont applicables : ajouter un prix corrigé du changement de la qualité pour le produit 4 en janvier et de continuer à utiliser la série du produit remplaçant 4 ou bien prolonger la série du produit 2 en y insérant les prix du produit 4 corrigés des changements de qualité. Les deux méthodes produisent le même résultat. Examinons en effet la première méthode. Pour une moyenne géométrique de Jevons de la période janvier–mars s'appliquant *uniquement aux chaînes de magasins spécialisés*, en postulant des pondérations égales à un :

$$P_j(p^1, p^3) = [p^{13} / p^{11} \times p^{43} / (p^{42} / p^{22}) \times p^{21}]^{1/2} \\ = [6/4 \times 8 / ((7.5/6) \times 5)]^{1/2} = 1,386 \quad (7.1)$$

Il convient de noter que les comparaisons sont des comparaisons à long terme, c'est-à-dire qu'elles portent sur les prix de janvier et ceux du mois en question. Le cadre à court terme modifié de Laspeyres offre une base pour les variations à court terme à partir des données du mois en cours et de celles du mois précédent. Aux ta-

Tableau 7.1 Illustrations des méthodes implicites d'ajustement de la qualité

(a) Illustration générale

Point de vente	Produit	Janv.	Févr.	Mars	Avr.
Chaînes de magasins spécialisés	1	p^{11}	p^{12}	p^{13}	p^{14}
	2	p^{21}	p^{22}		
	3			p^{33}	p^{34}
	4		p^{42}	p^{43}	p^{44}
Grands magasins	5	p^{51}	p^{52}	p^{53}	p^{54}
	6	p^{61}	p^{62}		
	7			p^{73}	p^{74}
	8	p^{81}	p^{82}	p^{83}	p^{84}

(b) Illustration numérique

Point de vente	Produit	Janv.	Févr.	Mars
Chaînes de magasins spécialisés	1		4	5
	2		5	6
	2. recouvrement			
	– imputation			6,9
– imputation ciblée			7,2	
– remplacement équivalent			6,5	
3				6,5
4			7,5	8
Grands magasins	5		10	11
	6		12	12
	– imputation			
	– imputation ciblée			13,13
7				14
8		10	10	10

bleaux 7.1 (a) et 7.1 (b), la comparaison portant sur les chaînes de magasins spécialisés porterait sur les prix de janvier et de février des produits 1 et 2, et le résultat serait multiplié par le résultat de la comparaison des prix des produits 1 et 4 en février et en mars. Implicitement, on continue d'utiliser les écarts de prix de la période du recouvrement de février entre les produits 2 et 4 comme indice de ce-t écart de qualité. Le résultat obtenu est identique à celui obtenu auparavant :

$$\left[\frac{5}{4} \times \frac{6}{5} \right]^{1/2} \times \left[\frac{6}{5} \times \frac{8}{7.5} \right]^{1/2} = 1,386$$

Si l'on souhaite par exemple enregistrer les variations de prix entre janvier et octobre, la formule consistant à prendre d'abord les variations de janvier à septembre puis de septembre à octobre a cela d'avantageux qu'elle permet au statisticien de comparer immédiatement les variations mensuelles aux fins d'ajustement des données. Elle offre d'ailleurs d'autres avantages concrets au regard des imputations (voir les paragraphes 7.53 à 7.68 ci-dessous) pour lesquelles les résultats obtenus diffèrent selon que l'on utilise la méthode à long terme ou la méthode à court terme. Les formules à court terme et à long terme sont analysées de manière plus approfondie aux paragraphes 7.159 à 7.173.

7.47 La validité de la méthode est entièrement tributaire de celle des hypothèses sous-jacentes. Supposons que $i = 1 \dots m$ produits où p_m^t est le prix du produit m à la période t , que p_n^{t+1} est le prix d'un produit remplaçant n à la période $t+1$ et qu'il y ait recouvrement des prix des deux produits à la période t . Supposons en outre que le produit n remplace le produit m , mais diffère en qualité. Admettons alors que $A(z)$ soit l'ajustement de p_n^{t+1} au changement de qualité qui permette de mettre celle-ci au niveau de p_m^{t+1} , de sorte que l'on ait le prix ajusté au changement de qualité $p_m^{*t+1} = A(z^{t+1})p_n^{t+1}$. L'indice dans le cas du produit en question au cours de la période $t-1$ à $t+1$ est alors :

$$I^{t-1,t+1} = \left(p_m^t / p_m^{t-1} \right) \times \left(p_n^{t+1} / p_n^t \right) \\ = \frac{p_n^{t+1}}{p_m^{t-1}} \times \frac{p_m^t}{p_n^t} \quad (7.2)$$

7.48 L'ajustement des prix aux changements de qualité à la période $t+1$ est défini de la même façon que précédemment : $p_m^{*t+1} = A(z^{t+1})p_n^{t+1}$, ce qui correspond à l'ajustement de p_n à la période $t+1$ qui fait que son utilité équivaut à celle de p_m à la période $t+1$ (s'il avait existé). L'expression suivante représente donc une mesure souhaitable de la variation de prix entre les périodes $t-1$ et $t+1$:

$$\left(p_m^{*t+1} / p_m^{t-1} \right) \quad (7.3)$$

La formulation du recouvrement lui est égale lorsque :

$$\frac{p_m^{*t+1}}{p_m^{t-1}} = A(z^{t+1}) \frac{p_n^{t+1}}{p_m^{t-1}} = \frac{p_n^{t+1}}{p_n^t} \times \frac{p_m^t}{p_m^{t-1}} \\ A(z^{t+1}) = \frac{p_m^t}{p_n^t} \quad \text{et ainsi de suite pour les futures périodes de la série} \\ A(z^{t+1}) = \frac{p_m^t}{p_n^t} \quad \text{pour} \quad \frac{p_m^{*t+i}}{p_m^{t-1}} \quad \text{pour} \quad i = 2, \dots, T \quad (7.4)$$

L'hypothèse est que l'écart de qualité à toutes les périodes correspond à l'écart de prix au *moment du recouvrement*. Le *moment* du passage de m à n revêt donc une importance cruciale. Hélas, les enquêteurs chargés de relever les prix préfèrent généralement conserver leurs produits et n'en changer, par exemple, qu'à la fin de durée de vie de l'ancien produit ou au début de celle du nouveau.

7.49 Mais qu'en est-il si l'hypothèse ne peut être maintenue? Qu'arrive-t-il si les prix relatifs à la période t , $R^t = p_m^t / p_n^t$, ne sont pas égaux à $A(z)$ à une période future, par exemple $A(z^{t+i}) = \alpha_i R^t$? Si $\alpha_i = \alpha$, les comparaisons

entre les prix de périodes successives futures, disons entre ceux à la période $t+3$ et ceux à la période $t+4$, demeurent inchangées, ce qui est normal puisque cela revient à comparer le produit n avec lui-même :

$$\frac{p_m^{*t+4} / p_m^{t-1}}{p_m^{*t+3} / p_m^{t-1}} = \frac{\alpha R^t p_n^{t+4}}{\alpha R^t p_n^{t+3}} = \frac{p_n^{t+4}}{p_n^{t+3}} \quad (7.5)$$

Toutefois, si les écarts entre les prix relatifs des produits ancien et remplaçant varient au fil du temps, alors :

$$\frac{p_m^{*t+4} / p_m^{t-1}}{p_m^{*t+3} / p_m^{t-1}} = \frac{\alpha_4 p_n^{t+4}}{\alpha_3 p_n^{t+3}} \quad (7.6)$$

Il convient de signaler que, dans ce cas, l'écart de qualité n'est pas lié aux spécifications techniques ou aux coûts de production mais aux prix relatifs acquittés par les consommateurs.

7.50 Les prix relatifs peuvent aussi résulter d'une tarification particulière visant des segments minoritaires du marché. Dans l'exemple des produits pharmaceutiques (Berndt *et al.*, 2003), le recouvrement du prix d'un produit générique et d'un produit de marque était censé témoigner des besoins de deux segments différents du marché. On peut utiliser la méthode du recouvrement, mais il faut choisir judicieusement la période de recouvrement. Autant que faire se peut, il faudrait retenir une période antérieure à l'utilisation du produit remplaçant car, à ce moment-là, la stratégie de prix vise à écouler rapidement le vieux modèle pour laisser la place au nouveau.

7.51 La méthode du recouvrement est utilisée implicitement lorsqu'on procède à un roulement dans les échantillons; autrement dit, l'ancien échantillon est utilisé pour calculer la variation de l'indice des prix de la catégorie entre $t-1$ et t , et le nouvel échantillon est utilisé entre t et $t+1$. Le «raccordement» de ces fluctuations d'indice s'appuie sur l'hypothèse selon laquelle — au niveau du groupe plutôt que de celui du produit — les écarts de prix à un moment donné traduisent fidèlement les écarts de qualité.

7.52 La méthode du recouvrement s'appuie sur le principe selon lequel lorsque l'on relève un écart de prix, celui-ci est nécessairement attribuable à une différence de qualité physique ou à un attribut pour lequel les consommateurs sont disposés à payer plus (achat à un moment ou à un endroit particulier, conditions de l'achat, commodité, etc.). Selon la théorie économique, ces écarts de prix ne devraient pas persister car les marchés mettent en rapport des producteurs et des consommateurs rationnels. Toutefois, le chapitre 16 du *SCN 1993* mentionne trois raisons qui pourraient infirmer cela :

En premier lieu, les acheteurs ne sont pas toujours nécessairement bien informés au sujet des différences de prix existantes et peuvent par conséquent payer, par inadvertance, des prix plus élevés. On peut naturelle-

ment s'attendre qu'ils recherchent les produits ou les services les moins chers, mais cette recherche comporte un certain coût (...).

En deuxième lieu, les clients ne sont pas toujours libres de choisir le prix auquel ils vont acheter parce que le vendeur peut se trouver en mesure de demander des prix différents selon la catégorie d'acheteurs, pour des biens ou des services identiques vendus exactement dans les mêmes circonstances, en d'autres termes, de pratiquer une discrimination de par les prix (...).

En troisième lieu, les acheteurs ne peuvent pas toujours acheter autant qu'ils souhaiteraient le faire à un prix plus bas parce que l'offre à ce prix est insuffisante. Cette situation se présente typiquement quand existent deux marchés parallèles. Il peut y avoir un premier marché ou marché officiel, sur lequel les quantités vendues et les prix auxquels elles le sont font l'objet d'un contrôle officiel ou d'un contrôle des pouvoirs publics, et un deuxième marché, libre ou non officiel, dont l'existence est parfois, mais pas toujours, reconnue officiellement.

Imputation par la moyenne globale ou par la moyenne ciblée

7.53 Cette méthode utilise les variations de prix d'autres produits pour estimer les variations de prix des produits manquants. Envisageons un indice élémentaire de prix Jevons, soit une moyenne géométrique de prix relatifs (chapitre 20). Le prix des produits manquants de la période en cours, disons $t+1$, sont imputés en multipliant leurs prix à la période précédente t par la moyenne géométrique des prix relatifs des produits apparés restants entre ces deux périodes. La comparaison est ensuite reliée par une multiplication aux variations de prix des périodes antérieures. De toutes les méthodes, c'est celle dont les calculs sont les plus simples puisque l'estimation peut être effectuée en faisant simplement abstraction des produits manquants. En pratique, la série est prolongée en incluant les prix imputés dans la base de données. Elle repose sur l'hypothèse que les évolutions de prix sont similaires. Il est une variante plus ciblée de cette méthode qui utilise des variations semblables de prix d'une cellule ou d'un agrégat élémentaire de produits semblables. Elle peut aussi se fonder sur des variations de prix à un niveau d'agrégation plus élevé si le niveau inférieur n'offre pas un échantillon de taille insuffisante ou si les variations de prix au niveau plus élevé sont considérées plus représentatives des variations de prix du produit manquant.

7.54 Dans l'exemple du tableau 7.1, la comparaison entre janvier et février concernant les deux catégories de points de vente est fondée sur les produits 1, 2, 5, 6 et 8. Dans le cas de la comparaison entre mars et janvier — les pondérations étant toutes égales à un — les prix des produits 2 et 6 sont imputés en utilisant la variation des prix à court terme de février (p^2) par rapport à mars (p^3) à partir des produits 1, 5 et 8. Comme diverses formules sont utilisées pour les agrégations élémentaires, les méthodes de calcul des trois principales formules sont

illustrées ci-dessous (mais il y a lieu de consulter le chapitre 20 concernant le choix des formules). La moyenne géométrique des ratios de prix — l'indice Jevons — se calcule comme suit :

$$\begin{aligned} P_J(p^2, p^3) &= \prod_{i=1}^N [p_i^3 / p_i^2]^{1/N} & (7.7) \\ &= [(p^{13} / p^{12}) \times (p^{53} / p^{52}) \times (p^{83} / p^{82})]^{1/3} \\ &= [(6/5) \times (12/11) \times (10/10)]^{1/3} \\ &= 1,0939, \text{ soit une hausse de } 9,39 \%. \end{aligned}$$

Le ratio des prix moyens — l'indice de Dutot — se calcule comme suit :

$$\begin{aligned} P_D(p^2, p^3) &= (\sum_{i=1}^N p_i^3 / N) / (\sum_{i=1}^N p_i^2 / N) & (7.8) \\ &= [(p^{13} + p^{53} + p^{83}) / 3] \div [(p^{12} + p^{52} + p^{82}) / 3] \\ &= (6+12+10) / (5+11+10) \\ &= 1,0769, \text{ soit une hausse de } 7,69 \%. \end{aligned}$$

La moyenne des ratios de prix — l'indice des prix de Carli — se calcule comme suit :

$$\begin{aligned} P_C(p^2, p^3) &= \sum_{i=1}^N (p_i^3 / p_i^2) / N & (7.9) \\ &= [(6/5 + 12/11 + 10/10)] / 3 \\ &= 1,09697, \text{ soit une hausse de } 9,697 \%. \end{aligned}$$

En pratique, le chiffre imputé serait inscrit sur la fiche technique. Au tableau 7.1(b), les imputations de la moyenne globale en mars des produits 2 et 6 fondées sur l'indice de Jevons sont $1,0939 \times 6 = 6,563$ et $1,0939 \times 12 = 13,127$, respectivement : ces données apparaissent en caractères gras. Il convient de noter que, dans ce cas-ci, l'indice de Dutot est inférieur à l'indice de Jevons, ce qui est inattendu compte tenu des relations établies au chapitre 20. Dans ce dernier chapitre, la relation présume que la variance des prix s'accroît au fil des ans, alors qu'au tableau 7.1(b) elle diminue dans le cas des trois produits. La moyenne arithmétique des variations (l'indice de Carli) pondère de la même manière chaque variation de prix tandis que le ratio des moyennes arithmétiques, l'indice de Dutot, pondère les variations de prix en fonction des prix du produit à la période de référence par rapport à la somme des prix de la période de référence. Le prix du produit 1 étant relativement peu élevé (4) à la période de référence, la pondération l'est aussi, mais ce produit enregistre la plus forte augmentation de prix (6/5). L'indice de Dutot est donc inférieur à l'indice des prix de Carli.

7.55 Comme mentionné ci-dessus, il est possible d'affiner la méthode d'imputation en «ciblant» l'imputation, c'est-à-dire en incluant la pondération des produits non disponibles par groupes susceptibles de subir des variations similaires de prix, disons par catégorie de points de vente, par catégorie de produits ou par région géographique. Tout système de stratification utilisé pour la sélection des points de vente faciliterait ce processus. Par exemple, au tableau 7.1, supposons que les variations de prix du produit manquant 2 en mars aient plus de chances de suivre les variations de prix du produit 1 dans les chaînes de magasins spécialisés, et que le produit 6 soit plus susceptible de subir des variations de prix similaires à celles des produits 5 et 8 dans les grands magasins. Si on compare les prix de mars à ceux de février en présumant que toutes les pondérations sont égales à un, la moyenne géométrique des ratios de prix — l'indice de Jevons — se calcule comme suit :

$$\begin{aligned} P_J(p^2, p^3) &= \prod_{i=1}^N (p_i^3 / p_i^2)^{1/N} & (7.10) \\ &= [(p^{13} / p^{12})^2 \times (p^{53} / p^{52} \times p^{83} / p^{82})^{3/2}]^{1/5} \\ &= [(6/5)^2 \times (12/11 \times 10/10)^{3/2}]^{1/5} = 1,1041 \end{aligned}$$

Il convient de noter les pondérations utilisées : dans le cas des chaînes de magasins spécialisés, le prix unique représente deux prix tandis que, dans le cas des grands magasins, les deux prix représentent trois prix, soit $3/2 = 1,5$ chacun.

Le ratio des prix moyens — l'indice de Dutot — se calcule comme suit :

$$\begin{aligned} P_D(p^2, p^3) &= \left(\frac{\sum_{i=1}^N p_i^3 / N}{\sum_{i=1}^N p_i^2 / N} \right) & (7.11) \\ &= [(2p^{13} + 1,5p^{53} + 1,5p^{83})/5] \\ &\quad \div [(2p^{12} + 1,5p^{52} + 1,5p^{82})/5] \\ &= [(2 \times 6 + 1,5 \times 12 + 1,5 \times 10)] \\ &\quad \div [(2 \times 5 + 1,5 \times 11 + 1,5 \times 10)] = 1,0843 \end{aligned}$$

La moyenne des ratios de prix — l'indice des prix de Carli — se calcule comme suit :

$$\begin{aligned} P_C(p^2, p^3) &= \sum_{i=1}^N (p_i^3 / p_i^2) / N & (7.12) \\ &= \frac{2}{5}(p^{13} / p^{12}) + \frac{3}{5}[(p^{53} / p^{52} + p^{83} / p^{82}) \cdot 2] \\ &= \frac{2}{5}(6/5) + \frac{3}{5}[(12/11 + 10/10)/2] = 1,1073 \end{aligned}$$

7.56 Il y a une autre méthode, plus simple, où l'on inscrirait au tableau 7.1(b) les prix imputés des produits 2 et 6 en mars, en utilisant uniquement les fluctua-

tions de prix des chaînes de magasins spécialisés et des grands magasins pour les produits 2 et 6, respectivement, et où les indices seraient calculés en conséquence. À partir d'un indice de Jevons, la valeur imputée du produit 2 en mars est $6/5 \times 6 = 7,2$ et celle du produit 6 est $[(12/11) \times (10/10)]^{1/2} = 12,533$. Il semble donc que non seulement le choix de la formule soit important, comme l'indique le chapitre 20, mais que le ciblage de l'imputation le soit également. Dans la pratique, il arrive que l'échantillon des produits d'un sous-groupe ciblé soit trop petit. Il convient de disposer d'une strate appropriée avec un échantillon suffisamment grand. L'on peut toutefois être amené à faire un choix entre les gains d'efficacité que procure un échantillon plus large et la représentativité des variations de prix. La stratification par catégorie de produits et par région est parfois préférable à une stratification uniquement par catégorie de produits si on prévoit des écarts de prix d'une région à une autre, mais la taille de l'échantillon qui en résulte risque d'être trop petite. En général, la strate utilisée pour la cible doit reposer sur les connaissances que l'analyste a du marché, sur une maîtrise des similitudes de variations de prix entre strates et à l'intérieur d'une même strate et sur la fiabilité de l'échantillon pour être représentative des variations de prix.

7.57 Les hypothèses sous-jacentes à ces méthodes doivent être analysées puisque, comme l'indique Triplett (1999 et 2002), il arrive fréquemment qu'elles soient mal comprises. Supposons $i = 1 \dots m$ produits où, comme auparavant, p_m^t est le prix du produit m à la période t et p_n^{t+1} est le prix d'un produit remplaçant n à la période $t + 1$. Bien que de qualité différente, n remplace maintenant m . Comme auparavant, posons donc que $A(z)$ soit l'estimation du changement de qualité de p_n^{t+1} qui fasse que son utilité soit égale à p_m^{t+1} , de sorte que l'on ait le prix ajusté au changement de qualité $p_m^{*t+1} = A(z)p_n^{t+1}$. Pour que la méthode de l'imputation fonctionne de manière satisfaisante, il faut que la variation moyenne de prix des produits $i = 1 \dots m$, y compris le prix ajusté au changement de qualité p_m^{*t+1} , figurant du côté gauche de l'équation (7.13), soit égale à la variation moyenne de prix obtenue en utilisant uniquement la moyenne globale du reste des produits $i = 1 \dots m-1$ du côté droit de l'équation (7.13). L'écart ou le biais de la méthode est le terme d'équilibrage Q . C'est l'ajustement implicite qui permet à la méthode de fonctionner. On trouvera ici la formulation arithmétique, mais il est possible d'établir rapidement une formulation géométrique. L'équation pour un seul produit non disponible peut être formulée comme suit :

$$\frac{1}{m} \left[\frac{p_m^{*t+1}}{p_m^t} + \sum_{i=1}^{m-1} \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right] = \left[\frac{1}{(m-1)} \sum_{i=1}^{m-1} \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right] + Q \quad (7.13)$$

$$Q = \frac{1}{m} \frac{p_m^{*t+1}}{p_m^t} - \frac{1}{m(m-1)} \sum_{i=1}^{m-1} \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \quad (7.14)$$

et pour x produits non disponibles :

$$Q = \frac{1}{m} \sum_{i=m-x+1}^m \frac{P_m^{*t+1}}{P_m^t} - \frac{x}{m(m-x)} \sum_{i=1}^{m-x} \frac{P_i^{t+1}}{P_i^t} \quad (7.15)$$

7.58 Les relations sont aisément visualisées dès lors que r_1 est défini comme la moyenne arithmétique des variations de prix des produits qui continuent à être enregistrés et r_2 comme celle des variations de prix corrigés des changements de qualité de produits non disponibles. Pour ce qui est du cas arithmétique,

$$\begin{aligned} \text{où } r_1 &= \left[\sum_{i=1}^{m-x} P_i^{t+1} / P_i^t \right] \div (m-x) \text{ et} \\ r_2 &= \left[\sum_{i=m-x+1}^m P_i^{*t+1} / P_i^t \right] \div x \end{aligned} \quad (7.16)$$

il s'ensuit que le biais de la moyenne arithmétique des ratios résultant d'une substitution des équations (7.16) dans l'équation (7.15) est :

$$Q = \frac{x}{m} (r_2 - r_1) \quad (7.17)$$

qui est égal à zéro lorsque $r_1 = r_2$. Le biais est tributaire du ratio des valeurs non disponibles et de l'écart entre la moyenne des variations de prix des produits existants et la moyenne des variations de prix des produits remplaçants corrigés des changements de qualité. Le biais diminue à mesure que diminue x/m ou la différence entre r_1 et r_2 . En outre, la méthode repose sur une comparaison entre les variations de prix des produits existants et les variations de prix de produits ajustés aux changements de qualité. Cette démarche a plus de chances d'être justifiée qu'une comparaison sans les ajustements de prix aux changements de qualité. Par exemple, supposons qu'il y ait $m = 3$ produits et que le prix de chacun s'établit à 100 à la période t . Supposons en outre que le prix de deux produits à la période $t + 1$ soit de 120, mais que le troisième ne soit pas disponible, soit $x = 1$, et qu'il soit remplacé par un produit dont le prix est 140, dont 20 unités sont attribuables à des écarts de qualité. Le biais arithmétique correspondant aux équations (7.16) et (7.17) où $x = 1$ et $m = 3$, est alors le suivant :

$$\frac{1}{3} \left[(-20 + 140) / 100 - \left[\left(\frac{120}{100} + \frac{120}{100} \right) / 2 \right] \right] = -0$$

Si le biais était tributaire du prix non ajusté de 140 par rapport à celui de 100, l'imputation risquerait d'être gravement erronée. Dans ce calcul, la direction du biais est déterminée par $r_2 - r_1$ et ne dépend pas d'une augmentation ou d'une diminution de la qualité, c'est-à-

dire de la question de savoir si $A(z) > 1$ ou si $A(z) < 1$. Si $A(z) > 1$, soit une amélioration de la qualité, il est encore possible que $r_2 < r_1$ et que le biais soit négatif, aspect qu'a mis en relief Triplett (2002).

7.59 La présente analyse fait intervenir des variations de prix à court terme. Les variations à court terme entre les prix d'une période et ceux de la période précédente servent à l'imputation, ce qui n'est pas le cas pour une imputation à long terme où le prix d'une période de référence est comparé aux prix des mois postérieurs et où les hypothèses implicites sont plus restrictives.

7.60 On trouvera au tableau 7.2 une illustration où la variation (moyenne) des prix des produits qui continuent d'exister, r_1 , peut fluctuer pour des valeurs comprises entre 1,00 et 1,5 — donc entre une variation de prix nulle et une augmentation de 50 %. On suppose que la variation (moyenne) des prix des nouveaux produits dont la qualité a été ajustée par rapport à ceux des produits qu'ils remplacent ne change pas, bref que $r_2 = 1,00$. Le biais est donné pour les ratios des valeurs manquantes de 0,01, 0,05, 0,1, 0,25 et 0,5, tant pour les moyennes arithmétiques que les moyennes géométriques. Par exemple, si 50 % des prix relevés sont manquants et que les prix ajustés aux changements de qualité des produits manquants ne varient pas, alors que les prix des produits existants augmentent de 5 % ($r_1 = 1,05$), le biais de la moyenne géométrique est alors représenté par le facteur proportionnel 0,9759; autrement dit, l'indice ne devrait plus être égal à 1,05 mais à $0,9759 \times 1,05 = 1,0247$. Pour une moyenne arithmétique, le biais est $-0,025$; on devrait donc avoir 1,025 plutôt que 1,05.

7.61 L'équation (7.17) indique que le ratio x/m et la différence entre r_1 et r_2 détermine le biais. Le tableau 7.2 indique que le biais peut être considérable si x/m est relativement élevé. Par exemple, lorsque $x/m = 0,25$, un taux d'inflation de 5 % s'appliquant aux produits existants se traduit par une variation d'indice de 3,73 % et de 3,75 % dans le cas des formulations arithmétique et géométrique, respectivement, lorsque $r_2 = 1,00$, c'est-à-dire, lorsque les prix corrigés des changements de qualité de produits non disponibles sont constants. Si l'on faisait abstraction des produits non disponibles, on obtiendrait 1,05 au lieu de 1,0373 et 1,0375. Même si 10 % des produits sont manquants ($x/m = 0,1$), un taux d'inflation de 5 % s'appliquant aux produits existants se traduit par une variation de 4,45 % et de 4,5 % selon les formulations géométrique et arithmétique, respectivement, lorsque $r_2 = 1,00$. Si on envisage un ratio x/m relativement faible, disons 0,05, même lorsque $r_2 = 1,00$ et $r_1 = 1,20$, il apparaît à la lecture du tableau 7.2 que les taux corrigés d'inflation devraient être 18,9 % et 19 % respectivement selon les formulations géométrique et arithmétique. Sur des marchés concurrentiels, il est peu probable que r_1 et r_2 diffèrent considérablement car r_2 est une comparaison de prix entre le nouveau produit et l'ancien produit après l'ajustement au titre des différences de qualité. Si r_1 et r_2 sont identiques, la méthode ne comporterait aucun biais même si $x/m = 0,9$. Toutefois, la variance d'échantillon-

nage pourrait être plus grande. Il n'est pas conseillé de comparer les biais entre moyennes arithmétiques et moyennes géométriques, du moins dans la forme qu'ils prennent au tableau 7.2. Le biais de la moyenne géométrique aurait une moyenne inférieure, et la comparaison ne serait plus significative.

7.62 Une connaissance des conditions du marché des produits concernés permet de mieux saisir les différences probables entre r_1 et r_2 . Le problème se pose lorsque les prix varient tout au long du cycle de vie des produits. Par exemple, lorsqu'un nouveau modèle est lancé, la variation de prix peut être fort différente de celle que connaissent d'autres produits déjà existants. Autrement dit, il n'est peut-être pas judicieux de poser comme hypothèse que tous les prix connaissent des mêmes variations similaires, même avec des ajustements de qualité. Greenlees (2000) propose l'exemple des ordinateurs : les nouveaux modèles sont commercialisés à des prix égaux ou inférieurs aux prix des modèles précédents, mais ils sont plus performants. On ne peut donc pas poser comme hypothèse $r_1 = r_2$. Il prend ensuite l'exemple de l'habillement, les nouveaux articles étant lancés à des prix corrigés des différences de qualité relativement élevées alors que les vêtements démodés ou hors-saison se vendent à des prix réduits. Ici encore, il y aura un biais puisque r_1 diffère de r_2 .

7.63 Certains de ces écarts s'expliquent par le fait que les marchés comprennent plusieurs segments consommateurs. De fait, la formation des experts en marketing tient compte de la nécessité de développer ces segments et de définir pour chacun d'eux les quatre variables «P» du mix marketing que sont prix, produit, promotion et place (distribution) (Kotler, 1991). En outre, ces experts apprennent à programmer le mix marketing durant le cycle de vie des produits. Dans ce travail de planification, ils font intervenir à divers degrés chacune des variables aux divers stades du cycle de vie.

C'est ainsi que l'on procédera à un «écrémage du marché» au cours de la période d'introduction, lorsque des prix plus élevés sont affichés pour écrémer l'excédent que les consommateurs de certains segments sont prêts à payer. La théorie économique de la discrimination par les prix prévoit également un tel comportement. Autrement dit, la variation de prix ajusté au changement de qualité d'un ancien produit par rapport au prix du nouveau produit remplaçant est parfois plus élevée que les variations de prix d'autres produits faisant partie du même groupe de biens. Après l'introduction du nouveau produit, son prix peut chuter par rapport à ceux des autres produits faisant partie du groupe. Il se peut qu'il n'y ait pas de loi de variation unique de prix s'appliquant à des produits différenciés au sein d'un marché. Berndt *et al.* (2003) démontrent clairement que, lors de l'expiration d'un brevet, le prix d'un produit pharmaceutique de marque sur ordonnance s'accroît parfois alors que l'on introduit sur le marché de nouveaux produits génériques à prix inférieur, certains consommateurs très loyaux et moins influencés par les prix préférant demeurer fidèles au produit de marque.

7.64 La théorie économique ou la théorie du marketing ne permet donc pas de justifier des variations similaires de prix (ajustés au changement de qualité) relatives à des produits nouveaux ou remplaçants par rapport aux variations de prix d'autres produits du même groupe. Il est utile d'avoir une certaine connaissance des caractéristiques du marché considéré pour examiner la pertinence de cette méthode. Si l'on envisage de l'adopter, il ne faut pas perdre de vue deux choses. La première est la proportion des produits remplaçants; le tableau 7.2 donne des indications utiles à cet égard. La deuxième est l'écart prévu entre r_1 et r_2 ; comme nous l'avons vu plus haut, sur certains marchés il est peu probable qu'ils soient semblables. On ne saurait conclure pour autant qu'il ne faille pas recourir à

Tableau 7.2 Exemple du biais lié à un ajustement implicite de la qualité dans l'hypothèse où la variation (moyenne) de prix de nouveaux produits ajustés aux changements de qualité par rapport à la variation de prix des produits qu'ils remplacent demeure inchangée ($r_2 = 1,00$)

	Moyenne géométrique					Moyenne arithmétique				
	0,01	Ratio des produits manquants, x/m			0,5	0,01	Ratio des produits manquants, x/m			0,5
		0,05	0,1	0,25			0,05	0,1	0,25	
r_1										
1	1	1	1	1	1	0	0	0	0	0
1,01	0,999901	0,999503	0,999005	0,997516	0,995037	-0,0001	-0,0005	-0,001	-0,0025	-0,005
1,02	0,999802	0,99901	0,998022	0,995062	0,990148	-0,0002	-0,001	-0,002	-0,005	-0,01
1,03	0,999704	0,998523	0,997048	0,992638	0,985329	-0,0003	-0,0015	-0,003	-0,0075	-0,015
1,04	0,999608	0,998041	0,996086	0,990243	0,980581	-0,0004	-0,002	-0,004	-0,01	-0,02
1,05	0,999512	0,997563	0,995133	0,987877	0,9759	-0,0005	-0,0025	-0,005	-0,0125	-0,025
1,1	0,999047	0,995246	0,990514	0,976454	0,953463	-0,001	-0,005	-0,01	-0,025	-0,05
1,15	0,998603	0,993036	0,986121	0,965663	0,932505	-0,0015	-0,0075	-0,015	-0,0375	-0,075
1,2	0,998178	0,990925	0,981933	0,955443	0,912871	-0,002	-0,01	-0,02	-0,05	-0,1
1,3	0,99738	0,986967	0,974105	0,936514	0,877058	-0,003	-0,015	-0,03	-0,075	-0,15
1,5	0,995954	0,979931	0,960265	0,903602	0,816497	-0,005	-0,025	-0,05	-0,125	-0,25

r_1 = variation (moyenne) des prix des produits qui continuent d'exister.

cette méthode. Elle est simple et rapide, mais il ne faudrait pas l'utiliser de manière systématique sans évaluer au préalable les variations de prix escomptées et le moment de son adoption. En outre, son utilisation doit être ciblée, c'est-à-dire réservée à des produits dont les variations de prix peuvent être similaires. Toutefois, la sélection de ces produits doit tenir compte de la nécessité d'avoir un échantillon suffisamment grand pour éviter les erreurs d'échantillonnage.

7.65 Il convient aussi d'examiner la façon dont sont effectués les calculs. La formule la plus simple, sans doute sur une feuille de calcul, consisterait à décrire chaque produit et à enregistrer les prix à intervalle mensuel. Les prix imputés des produits manquants sont inscrits sur la feuille de calcul et sont surlignés pour signaler qu'ils sont imputés. Il faut signaler leur particularité, premièrement parce qu'ils ne doivent pas être considérés comme des prix effectifs lors d'imputations postérieures et, deuxièmement, parce que l'inclusion de valeurs imputées peut donner à penser que la taille de l'échantillon ne soit plus grande qu'elle ne l'est en réalité. Lors de toute vérification du nombre de prix utilisés pour établir l'indice, les prix en question doivent apparaître comme étant «imputés».

7.66 La méthode décrite ci-dessus correspond à une imputation à court terme. Comme mentionné aux paragraphes 7.165 à 7.173 ci-dessous, plusieurs facteurs militent en faveur de l'utilisation d'imputations à court terme plutôt que d'imputations à long terme.

Méthode d'imputation par la moyenne des remplacements à qualité constante

7.67 La méthode d'ajustement implicite de prix au changement de qualité dite de la moyenne des remplacements à qualité constante telle qu'elle est utilisée pour l'IPC aux États-Unis a été analysée par Section de la passation des marchés Schultz (1996), Reinsdorf, Liegey et Stewart (1996), Armknecht, Lane et Stewart (1997), et Armknecht et Maitland-Smith (1999). Cette méthode a été mise au point en réponse aux difficultés mentionnées dans la section présente, à savoir que des variations inhabituelles de prix ont été observées au cours de la période de lancement de nouveaux modèles, notamment dans le cas de biens de consommation durables. S'appuyant sur des données de l'IPC des États-Unis de 1995 pour leur étude de certains produits, Moulton et Moses (1997) ont constaté que la variation pure de prix n'était en moyenne que de 0,12 % dans le cas de produits identiques dont le prix est rajusté (sur une base mensuelle ou bimestrielle) alors que le pourcentage correspondant dans le cas de produits de substitution comparables (c'est-à-dire de produits jugés équivalents aux produits qu'ils remplacent) était de 2,66 %. L'évolution des prix des produits permanents ne semble donc pas être un indicateur exact de la composante de prix pure de la différence entre le prix de l'ancien produit et le prix du produit remplaçant.

7.68 L'imputation par la moyenne des remplacements à qualité constante a été adoptée en 1989 aux États-Unis pour l'IPC des automobiles. Elle a été introduite par étape dans le cas de la plupart des autres produits de base non alimentaires à compter de 1992. Elle ne diffèrait de la méthode d'imputation de la moyenne globale qu'en regard de la source du taux imputé de variation de prix de l'ancien produit à la période $t+1$. Plutôt que de recourir à la variation de l'indice de catégorie obtenue en utilisant tous les produits non manquants de la catégorie, le taux imputé de variation de prix reposait sur des produits remplaçants de qualité constante — ceux-là que l'on estimait comparables ou dont les prix étaient ajustés directement aux changements de qualité. Cette méthode était considérée comme un perfectionnement de la méthode d'imputation de la moyenne globale parce que les variations imputées de prix étaient fondées sur des produits qui, non seulement avaient été remplacés, mais dont le prix de remplacement avait bénéficié d'un ajustement de qualité, ou sur de nouveaux produits remplaçants que l'on estimait directement comparables. Toutefois, il se peut qu'on ne dispose pas d'échantillons assez importants de produits comparables de substitution ou de produits dont les prix ont été directement corrigés des changements de qualité. Ou il arrive que les ajustements de qualité et la sélection de produits comparables ne soient pas jugés suffisamment fiables. Dans ce cas, on pourrait envisager une imputation ciblée. La moyenne ciblée est moins ambitieuse puisqu'elle cherche à tenir compte uniquement des variations de prix de produits similaires, quel que soit leur stade dans le cycle de vie. Elle n'en constitue pas moins une amélioration de l'imputation de la moyenne globale pour autant que la taille des échantillons soit suffisamment grande.

Remplacement en équivalent ou comparaison directe

7.69 La méthode du remplacement comparable exige que le répondant considère le produit remplaçant comme étant d'une qualité semblable à celle de l'ancien produit et que toute variation de prix soit indépendante de tout changement de qualité. Dans le cas de la chaîne de magasins spécialisés du tableau 7.1(b), le produit 3 pourrait être considéré comparable au produit 2 et ses prix au cours des mois qui suivent pourraient être utilisés pour prolonger la série. Le prix du produit 3 (6,5) en mars servirait de prix du produit 2 en mars, prix dont la variation entre janvier et mars serait égale à $6,5/6 \times 100 = 1,0833$ ou 8,33 %. Lowe (1999) constate qu'il est courant chez les fabricants de téléviseurs de modifier les numéros de modèle lorsqu'il y a une nouvelle série de production, et ce même s'il n'y a aucun changement physique ou lorsque l'on modifie légèrement certaines spécifications, par exemple le type de télécommande ou le nombre ou l'emplacement des prises. La méthode du remplacement en équivalent est tributaire de l'efficacité des enquêteurs et, par conséquent, de la qualité des spécifications utilisées

pour décrire les produits. Les offices de statistique ont sans doute raison de se méfier des échantillons dont on réduit la taille en supprimant des produits dont le prix doit être imputé, tout comme de l'utilisation intensive de ressources pour effectuer des estimations explicites comme indiqué ci-dessous. Le recours à des produits dont les spécifications sont comparables et dont les prix ont été modifiés paraît fort recommandable. Toutefois, si la qualité des produits s'accroît, cela signifie que le produit antérieur était de qualité inférieure. À toujours négliger les petites variations de la qualité des produits remplaçants, on risque de biaiser l'indice à la hausse. Le risque est fonction de la fréquence de ce phénomène, du nombre de fois où un produit est accepté en dépit de la différence de qualité, et de la pondération de ces produits. On trouvera au chapitre 8 des propositions relatives aux diverses méthodes d'ajustement de la qualité classées selon les catégories de produits qui peuvent servir de base pour définir une stratégie d'ajustement explicite là où cela est le plus nécessaire.

Dissemblable pur ou chaînage indiquant l'absence de variation de prix

7.70 Le chaînage attribue au changement de qualité toute la variation entre le prix du produit remplaçant à la période en cours et celui de l'ancien produit à la période antérieure. Par exemple, au tableau 7.1(b), un produit remplaçant 7 est choisi dans un grand magasin pour remplacer le produit manquant 6 de mars. Il peut arriver que les produits 6 et 7 soient de qualité différente, l'écart de prix étant assez important. Il est présumé que la variation de prix est attribuable à un changement de qualité. On effectue une estimation de p^{72} en postulant qu'il est égal à p^{73} , pour indiquer qu'il n'y a aucune variation; le prix présumé du produit 7 en février est 14 au tableau 7.1(b). On pose donc comme hypothèse qu'il n'y a pas de variation de prix du produit 7 de février à mars. Dans le cas du produit 6, le résultat de janvier à mars est $(12/12 \times 14/14 = 1,00$, ce qui indique une absence de toute variation. Toutefois, pour ce qui est de la période de mars à avril, le prix du produit 7 en mars peut être comparé au p^{72} imputé en février et chaîné aux résultats antérieurs. Il s'ensuit que la comparaison de janvier à avril est composée de la comparaison de janvier à février dans le cas du produit 6, laquelle est chaînée à (multipliée par) la comparaison de février à avril relative au produit 7. Ce chaînage est analogue aux procédures utilisées pour le chaînage de court terme dont il est question aux paragraphes 7.153 à 7.158 et 7.171 à 7.173. La méthode a été mise au point pour tenir compte des cas où il n'y a pas de produits remplaçants comparables et où il y existe des écarts de prix relativement importants entre produits anciens et produits remplaçants, les bases de prix et les qualités étant différentes. Il n'est pas possible d'établir la part attribuable à des variations de prix ou à des changements de qualité, de sorte que la méthode attribue entièrement l'écart à des changements de qualité et présume que le prix est constant. La méthode donne à l'indice une sta-

bilité artificielle. En effet, il se peut fort bien que durant la période de remplacement se produisent d'importantes variations de prix et que ces variations soient attribuées à tort à des changements de qualité. Conformément aux dispositions de l'article 5 du règlement n° 1749/96 de la Commission européenne, les États membres doivent éviter de procéder à un «chaînage automatique», autrement dit de poser comme hypothèse que l'écart de prix entre deux produits successifs est intégralement attribuable à un écart de qualité (Eurostat, 2001, p.125).

Report ou reconduction du prix

7.71 Selon la méthode du report, lorsqu'un produit cesse d'être disponible, disons à la période t , le calcul de la variation de prix se fonde sur l'ancien prix $t-1$, lequel est simplement reporté sur la période suivante comme s'il n'y avait aucune variation. Les indices de Jevons et de Dutot (chapitre 20) à partir du tableau 7.1(a) pour les chaînes de magasins spécialisés de la période de janvier à mars sont donc :

$$P_J(p^t, p^s) = \left[(p^{13} / p^{11} \times p^{22} / p^{21}) \right]^{1/2} \quad \text{et} \\ P_D(p^t, p^s) = [(p^{13} + p^{22}) / (p^{11} + p^{21})] \quad (7.18)$$

où p^{22} est utilisé pour combler le manque de p^{23} . Il s'ensuit que l'indice manifeste une stabilité artificielle, laquelle s'accroît si le prix ancien, p^{22} , continue d'être utilisé pour remplacer les prix non observés des périodes suivantes. À cela s'ajoute le risque d'une impression trompeuse quant à la taille de l'échantillon utilisé. Le recours à la méthode du report est interdite en vertu de l'article (6) du règlement n° 1749/96 de la Commission européenne concernant les indices harmonisés de prix à la consommation (Eurostat, 2001, p.126). Pour appliquer cette méthode, on pose comme hypothèse que le prix d'un point de vente particulier ne varierait pas. Il convient d'utiliser cette méthode uniquement s'il y a de bonnes raisons de croire qu'il n'y a pas de variation de prix.

Méthodes d'ajustement explicite de la qualité

7.72 Les méthodes examinées plus haut ne reposent pas sur des informations explicites concernant la valeur du changement de qualité, $A(z)$. La présente section traite de méthodes qui exigent une estimation explicite de l'écart de qualité et qui s'appuient sur l'avis d'experts, l'ajustement de la quantité, les différences des coûts de production ou d'option et l'approche hédonique.

Avis d'experts

7.73 Hoven (1999) estime que le remplacement par un produit comparable constitue un cas particulier d'ajustement subjectif de qualité car c'est un expert qui

détermine l'équivalence entre produits. Il est reproché aux méthodes subjectives de ne pas produire de résultats susceptibles d'être reproduits de manière indépendante. Pourtant, lorsqu'on a recours à un produit remplaçant comparable et qu'on sélectionne des produits représentatifs, il y a une part de subjectivité qui intervient normalement. Bien entendu, on ne saurait invoquer cet argument pour justifier une plus grande utilisation des méthodes subjectives.

7.74 Hoffman (1999) décrit une formule d'ajustement de la qualité de produits remplaçants pour l'IPC allemand, qui lui est sans doute particulière. Lorsqu'un nouveau produit est plus cher que le produit qu'il remplace, on peut utiliser un facteur d'ajustement flexible en vertu duquel l'écart de prix est attribué entièrement, partiellement ou nullement à une amélioration de la qualité. Plus précisément, faute d'informations permettant de procéder à une détermination de la qualité, il est permis d'assimiler 50 % de l'écart de prix à un ajustement. Les principes utilisés en Allemagne depuis 1997 sont venus remplacer des procédures défectueuses selon lesquelles les méthodes particulières d'ajustement dépendaient uniquement de l'écart de prix. Toutefois, comme le signale Hoffman, même selon l'approche actuelle, aucun ajustement de qualité n'est effectué si le nouveau produit est moins cher que l'ancien. Par conséquent, un accroissement de qualité accompagné d'une baisse de prix (ou *vice versa*) peut soulever des difficultés. Les méthodes utilisées pour l'IPC allemand sont nécessaires parce que les ajustements de qualité pour la plupart des biens sont effectués, non pas par un organisme centralisé, mais par les enquêteurs sur le terrain. Dans une telle situation, la méthode hédonique et celle des coûts de production ne peuvent être utilisées à grande échelle. Autrement dit, la structure institutionnelle de l'office de statistique et son niveau de financement pèsent sur le choix des méthodes d'ajustement de la qualité.

7.75 Turvey (1998) ne recommande pas d'utiliser les données provenant d'associations de consommateurs et les évaluations de produits publiées dans les revues de consommateurs et cite à ce propos une étude de *Consumer Reports* corrélant cotes de qualité et prix pour 135 catégories de produits. La corrélation moyenne s'établissait à 0,26, positive dans plus de la moitié des cas, nulle dans un peu plus d'un tiers et négative pour le reste. Il se montre également critique à l'égard des estimations de «prix d'achat optimal» que les experts présentent comme le prix que devrait payer un consommateur avisé, par opposition à ce que sera le prix du marché (voir aussi Combris, Lecoqqs et Visser, 1997).

7.76 Il peut être utile de recourir à l'avis d'experts sur les calculs des consommateurs lorsque les produits sont très complexes et que l'on ne peut se prévaloir d'autres méthodes. Il convient alors d'indiquer aux experts la nature de l'estimation requise, de faire appel à plusieurs experts et, autant que faire se peut, de faire en sorte qu'ils proviennent de milieux différents. Il est éga-

lement recommandé de leur situer leur estimation dans le temps. On peut recourir à la méthode Delphi (voir, par exemple, Czinkota et Ronkainen, 1997), une méthode bien connue où les experts choisis ne se réunissent pas pour éviter que leurs estimations ne soient influencées par un comportement moutonnier. On leur demande de fournir une estimation de la réponse moyenne et de la fourchette des réponses probables. On établit la médiane de ces estimations et toute estimation jugée extrême est renvoyée à l'expert concerné, qui doit alors expliquer les motifs de l'écart. Il arrive parfois que l'expert en question ait des vues utiles sur le sujet que les autres experts n'ont pas pris en considération. Si ses arguments sont convaincants, on fait part de sa position aux autres experts et on leur demande s'ils souhaitent modifier leur opinion. Une nouvelle médiane est alors calculée et ce processus éventuellement répété. La méthode Delphi coûte cher et exige beaucoup de temps, mais elle illustre la rigueur dont il faut faire preuve. Si une catégorie de produits à forte pondération doit faire l'objet d'un ajustement et qu'aucune autre méthode n'est disponible, on peut utiliser la méthode Delphi.

Ajustement de la quantité

7.77 L'ajustement de la quantité est un des ajustements explicites les plus simples. On y a recours lorsque la taille du produit remplaçant diffère de celle du produit disponible. Dans certains cas, on dispose d'un étalon de quantité permettant de comparer les produits, par exemple le nombre d'unités dans un ensemble (nombre d'assiettes en papier ou de comprimés vitaminiques), le volume ou le poids (un kilogramme de farine, un litre d'huile) ou bien encore la taille (draps ou serviettes). Les ajustements de prix en fonction de la quantité peuvent être effectués à partir d'une règle de trois. Il arrive que ce calcul se fasse automatiquement dans la production de l'indice en convertissant tous les prix d'une catégorie à un prix par unité de taille, de poids ou de nombre. Cet ajustement est important. Par exemple, si l'huile alimentaire se vend aujourd'hui en bouteille de 5 litres plutôt que de 2,5 litres, il ne faut pas en conclure que les prix ont doublé.

7.78 Toutefois, il y a un deuxième aspect à considérer. Dans le cas des produits pharmaceutiques, par exemple, il y a des écarts entre les prix de flacons de comprimés de taille différente. Un flacon de 100 comprimés de 50 milligrammes n'est pas identique à un flacon de 50 comprimés de 100 milligrammes bien que les deux flacons contiennent 5 000 milligrammes du même médicament. Si on adopte un contenant de taille plus grande et que ce changement s'accompagne d'une diminution de 2 % du prix *unitaire*, on ne devrait pas considérer qu'il s'agit d'une baisse de 2 % si un contenant plus grand mais moins commode présente moins d'utilité pour le consommateur. En pratique, il est difficile de déterminer quelle proportion de la baisse de prix est attribuable au changement de quantité et quelle propor-

tion est attribuable à une variation de prix proprement dite. Il est un principe général qui consiste à ne pas interpréter systématiquement comme variation de prix proprement dite une variation de prix unitaire issue d'un nouveau conditionnement, dès lors qu'il existe des informations en sens contraire.

7.79 Prenons un autre exemple : un sac de farine de 0,5 kilogramme dont le prix est de 1,5 est remplacé par un sac de 0,75 kilogramme dont le prix est de 2,25. Il s'agit d'abord d'effectuer un calcul proportionnel. On pourrait en effet penser que les prix ont augmenté de $[(2.25/1.5) \times 100 = 150]$ 50 % mais les prix corrigés aux changements de quantité (c'est-à-dire les prix ajustés en fonction de la quantité) demeurent constants $[(2.25/1.5) \times (0.5/0.75) \times 100 = 100]$. La méthode peut être décrite de manière plus élaborée à partir du graphique 7.1. La difficulté ici concerne la partie de la droite pleine entre les coordonnées (prix, quantité) (1,5 et 0,5) et (2,25 et 0,75). Dans les deux cas, le prix unitaire est 3 (1,5/0,5 et 2,25/0,75). Il ne devrait y avoir aucun ajustement de prix dû aux changements de quantité. Le symbole Δ indique un ajustement. La pente de la droite est β , soit $\Delta \text{prix} / \Delta \text{taille} = (2,25 - 1,5) / (0,75 - 0,50) = 3$, soit la variation de prix liée à une variation d'une unité (kilogramme). Le prix ajusté du changement de quantité (taille) à la période $t-1$ de l'ancien sac de farine m est :

$$\hat{p}_m^{t-1} = p_m^{t-1} + \beta \Delta \text{taille} = 1,5 + 3 (0,75 - 0,5) = 2,25 \tag{7.19}$$

Comme auparavant, la variation de prix ajusté par le changement de quantité ne varie pas :

$$p_n^t / \hat{p}_m^{t-1} = 2,25 / 2,25 = 1,00$$

La méthode est présentée ainsi pour que l'on puisse la concevoir comme un cas particulier de l'approche hédono-

Graphique 7.1 Ajustement de la quantité pour des produits de taille différente

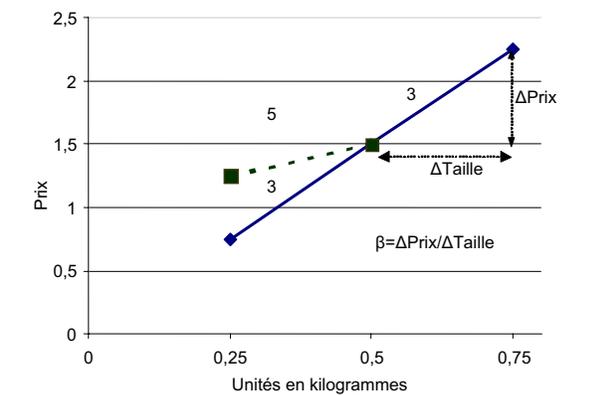


Tableau 7.3 Exemple fondé sur la taille, le prix et le prix unitaire de sacs de farine

Taille (kg)	Premier prix	Premier prix unitaire	Deuxième prix	Deuxième prix unitaire
0,25	0,75	3	1,25	5
0,5	1,5	3	1,5	3
0,75	2,25	3	2,25	3

nique (présentée ci-dessous) où le prix est lié à diverses caractéristiques de qualité, la taille n'étant qu'une de ces caractéristiques.

7.80 Cette méthode peut être considérée comme intuitive pour autant que le prix unitaire de sacs de taille différente demeure constant. Si l'on passait d'un sac de 0,5 kilogramme à un sac de 0,25 kilogramme de prix 0,75, alors les prix ajustés des changements de quantité ne varieraient toujours pas. En effet ce nouveau sac aurait pour coordonnées (0,75; 0,25) et serait sur la droite en trait continu du graphique 7.1. Si les prix unitaires (par kilo) étaient respectivement de 5, 3 et 3 pour les sacs de 0,25, 0,5 et 0,75 kilo (voir pointillés du graphique 7.1 et tableau 7.3) alors la variation du prix ajusté par le changement de qualité serait alors déterminée par la taille du sac remplaçant celui de 0,5 kilo. Si le sac de 0,5 kilo était remplacé par le sac de 0,25 kilo, l'augmentation serait alors de 67 %; s'il était remplacé par le sac de 0,75 kilo, alors il n'y aurait aucune variation. Cette méthode ne serait pas satisfaisante car la taille du produit remplaçant ne peut résulter que d'un choix arbitraire. La bonne question à se poser est de savoir si le changement de prix unitaire est aussi un changement d'utilité? Si la réponse était positive, il conviendrait de ramener les prix unitaires sur la ligne. Si la réponse était négative, il conviendrait alors d'ajuster les prix unitaires pour tenir compte de la proportion attribuable aux écarts d'utilité résultant, par exemple, d'un emballage plus commode ou de la disponibilité de quantités plus petites. Compte tenu de la nature du produit, il pourrait sembler évident qu'un produit emballé dans un très petit contenant vendu à un prix unitaire disproportionnellement élevé donne lieu à une marge bénéficiaire très élevée et ne soit pas un bon remplaçant d'un produit emballé dans un grand contenant.

Différences des coûts de production ou d'option

7.81 Il existe une approche naturelle en matière d'ajustement de la qualité qui consiste à ajuster le prix d'un produit ancien d'un montant égal aux coûts des caractéristiques supplémentaires du nouveau produit. On compare ainsi les prix relatifs à partir de la formule :

$$p_n^t / \hat{p}_m^{t-1} \text{ où } \hat{p}_m^{t-1} = p_m^{t-1} + x \tag{7.20}$$

x étant la valeur des caractéristiques supplémentaires aux prix à la période $t-1$. Cette valeur devrait correspondre à la valeur qu'y attachent les consommateurs et tenir compte du flux additionnel d'utilité ou de service. Les fabricants constituent une source de données; ils peuvent en effet fournir des données sur les coûts de production, auxquelles s'ajouteraient les marges bénéficiaires des détaillants et les taxes indirectes afférentes. Cette approche est particulièrement pratique dans les marchés où les fabricants sont relativement peu nombreux et où les mises à jour de modèle sont peu fréquentes et prévisibles. Elle ne donne de bons résultats que s'il y a une bonne communication entre les fabricants et l'office de statistique. Elle convient notamment là où des ajustements de qualité sont également effectués pour déterminer l'indice des prix de production (IPP) ou d'autres indices de prix. Greenless (2000) offre un exemple relatif aux nouveaux camions et véhicules à moteur aux États-Unis en 1999. Peu avant l'arrivée des nouveaux modèles chaque année, les statisticiens du *Bureau of Labor Statistics* (BLS) effectuent des visites auprès de certains fabricants pour recueillir des informations sur les coûts. Les données, qui sont utilisées pour établir l'IPP, l'IPC et le Programme de comparaison internationale, sont recueillies au moyen d'un effort concerté des agents de ces trois programmes. Sont susceptibles d'être reconnus comme des ajustements de qualité, les changements qui augmentent la sécurité des occupants, les améliorations mécaniques et électriques au fonctionnement général ou à l'efficacité du véhicule, les modifications qui influent sur la durée de service, le besoin de réparations, le confort et la commodité.

7.82 Compte tenu des nuances apportées au paragraphe 7.30 et l'IPP étant axé sur la production, le coût de production est le critère approprié pour les ajustements de prix aux changements de qualité (Triplett, 1983). Les estimations de coûts de production ne sont donc pas utilisées dans le contexte de l'IPC de la même manière que dans celui de l'IPP : ce n'est que dans le cas de l'IPC que l'on rajoute à ces coûts les marges bénéficiaires des détaillants et les taxes indirectes. Il peut y avoir une autre différence importante lorsque les améliorations de produit sont exigées par l'État. Certaines de ces améliorations obligatoires ne comportent aucun avantage immédiat pour l'acheteur. Dans ces cas, il convient de procéder à un ajustement des prix aux changements de qualité dans le cas de l'IPP pour tenir compte du coût, mais non dans le cas de l'IPC où le critère approprié est la valeur pour l'utilisateur. Si on ne dispose que de données de coûts de production, les estimations de marge bénéficiaire des distributeurs doivent tenir compte de l'âge (moyen) des modèles considérés. Les marges bénéficiaires diminuent à mesure que les modèles se rapprochent de la fin de leur cycle de vie. Par conséquent, il ne faut pas appliquer les marges bénéficiaires des modèles en fin de cycle de vie aux coûts de production des modèles qui amorcent leur cycle de vie.

7.83 Compte tenu des difficultés que soulève la méthode des coûts de production, on préfère généralement la méthode des coûts d'option. C'est souvent le prix de détail d'une option qui est disponible et ce prix inclut bien entendu la marge bénéficiaire. Prenons un exemple de *prix* d'une option utilisée pour effectuer un ajustement de qualité. Posons comme hypothèse que les prix d'un produit aux périodes $t-1$ et t sont 10.000 et 10.500, respectivement, mais que le prix à la période t est celui du produit comportant une nouvelle caractéristique ou «option» et que le prix de cette caractéristique supplémentaire à la période t est 300. La variation de prix sera alors $10\,200/10\,000 = 1,02$ ou 2,0 %. L'ajustement peut prendre une forme multiplicative (voir paragraphes 7.39–7.40) : l'option vaut $300/10\,500 = 0,028571$ du prix à la période t . Le prix ajusté à la période $t-1$ est donc $10\,000 \times 1,028571 = 10\,285,71$ et la variation de prix $10\,500/10\,285,71 = 1,020833$, soit environ 2,08 %. Si, au cours des périodes postérieures, l'un ou l'autre de ces éléments varie, alors $\hat{p}_{n,t-1}$ doit varier aussi pour ces comparaisons. La méthode des coûts d'option est donc une méthode qui convient dans le cas de marchés stables où les technologies sont stables. Autrement, il est sans doute préférable d'estimer un ajustement ponctuel du prix de la période de référence précédente, puis de le comparer aux prix postérieurs avec la nouvelle option : $10\,500/10\,300 = 1,019417$, soit environ 2 %.

7.84 Les coûts d'option sont donc utiles lorsque les produits ancien et nouveau sont différenciés selon des caractéristiques quantifiables susceptibles d'être mesurées en termes monétaires en prenant comme référence les prix du marché. Par exemple, produits qui sont disponibles sous forme torréfiée ou non torréfiée, ou bien encore aliments cuits ou non. Que se passe-t-il lorsque l'on ajoute une caractéristique quelconque à un modèle de voiture? Il se peut qu'elle ait été disponible à titre d'option au cours de la période antérieure ou qu'elle le soit pour d'autres modèles, ce qui permet une estimation absolue ou proportionnelle de la valeur pour le consommateur. Armknecht et Maitland-Smith (1999) constatent que lorsque les pneus radiaux sont devenus courants pour les nouvelles voitures, le prix de l'option des pneus radiaux a été retenu pour déterminer les ajustements de qualité à l'IPC des États-Unis. La valeur d'une caractéristique quantifiable d'un produit peut être obtenue directement en comparant le prix de différents produits. Turvey *et al.* (1989) donne l'exemple de whiskies ayant différents degrés alcooliques (pourcentages d'alcool). L'ajustement de qualité découlant d'une variation du contenu d'alcool peut être déterminé à partir du rapport entre le degré alcoolique et le prix du marché.

7.85 Considérons maintenant, par exemple, le cas d'un réfrigérateur auquel l'on ajoute un appareil à glaçons automatique intégré (Shepler, 2000). Les réfrigérateurs peuvent se vendre avec ou sans appareil à glaçons. Il se peut que l'enquêteur ait toujours recueilli les prix de modèles sans appareil à glaçons, or ces modèles ne sont peut-être plus fabriqués et ont été remplacés par un

modèle avec appareil à glaçons automatique. Le coût de l'option est donc connu par rapport à ce qui se vendait avant et une série continue peut être établie en utilisant l'équation (7.20) et en ajustant simplement l'ancien prix de la période de référence à partir du coût de l'option. Ce processus n'est cependant pas dénué de difficultés. Premièrement, si l'appareil à glaçons est installé dans tous les nouveaux réfrigérateurs, il devient un produit standardisé dont le coût de production (en série) peut être inférieur au coût de production en option. Cette économie peut, au moins en partie, être répercutée sur le consommateur. La méthode du coût d'option se trouverait ainsi à sous-estimer une augmentation de prix. Triplett (2002) cite un passage d'une étude de Levy *et al.* (1999) où un dispositif anti-vol de voiture a été installé sur toutes les voitures, comme s'il s'agissait d'un produit standardisé. Toutefois, le dispositif est débranché lorsque l'option n'est pas exigée. Il était donc, semble-t-il, moins coûteux de produire les voitures de la sorte. Deuxièmement, dès qu'une option devient une caractéristique standard d'un produit, la valeur que les consommateurs lui attribuent peut diminuer puisqu'ils ne peuvent la refuser. Certains consommateurs peuvent attribuer peu de valeur à l'option. Il s'ensuit globalement que l'estimation du coût de l'option, du point de vue de ceux qui la choisissent, est susceptible d'être plus élevée que le prix moyen implicite que les consommateurs paieraient s'il s'agissait d'un produit standardisé. Il serait souhaitable d'estimer l'effet de cet écart sur le prix, mais une telle estimation soulève beaucoup de difficultés pratiques.

7.86 Les ajustements à partir du coût d'une option peuvent être rapprochés des ajustements basés sur la quantité, à cela près que, au lieu de la simple taille, c'est une toute autre caractéristique qui s'ajoute à la qualité du produit. La comparaison s'établit comme suit : p_n^t / \hat{p}_m^{t-1} où $\hat{p}_m^{t-1} = p_m^{t-1} + \beta \Delta z$ pour une caractéristique z donnée où $\Delta z = (z_n^t - z_m^{t-1})$. La caractéristique peut être la capacité de la mémoire vive (RAM) d'un ordinateur personnel qui varie d'un modèle à l'autre. Si la relation entre le prix et la RAM est linéaire, la formulation ci-dessus convient. Il suffit de consulter plusieurs sites Internet pour constater que le prix d'un complément de RAM est indépendant des autres caractéristiques de l'ordinateur, de sorte qu'un ajustement linéaire est approprié. Il faut en outre savoir que dans cette formulation linéaire la valeur d'une quantité additionnelle de mémoire vive est identique quelle que soit la mémoire déjà installée.

7.87 Bien entendu, la relation peut être non linéaire. Supposons, par exemple, que pour chaque unité additionnelle de x , y augmente de 1,5 % ($\beta = 1,015$). Dans ce cas,

$$\hat{p}_m^{t-1} = p_m^{t-1} \beta^z \quad (7.21)$$

pour p_n^t / \hat{p}_m^{t-1} comme mesure des variations de prix ajustées au changement de qualité. Ici encore, il se peut que la variation de z tienne compte des prestations fournies,

mais il se peut aussi que la non-linéarité de la relation prix- z résulte de l'utilité croissante ou décroissante par rapport au niveau des prestations. Il arrive dans les modèles haut de gamme que la majoration de prix soit plus importante que dans les modèles bas de gamme, ce qui signifierait que $\beta \geq 1$ dans l'équation (7.21).

7.88 Examinons le graphique 7.1 en supposant que la caractéristique z est l'option représentée en abscisse. On constate une similitude entre l'ajustement de quantité et l'approche du coût d'option puisqu'il y a dans les deux cas une relation entre le prix et un aspect de la qualité : la taille ou l'option. L'approche du coût d'option peut s'appliquer à plus d'un aspect de la qualité. Les deux approches reposent sur l'obtention d'estimations de variation de prix résultant d'une variation de l'option ou de la taille : les estimations de la pente β . Dans le cas de l'ajustement de quantité, les estimations portent sur deux produits identiques à la taille près. Dans ce cas, l'estimation de la pente β a été parfaitement déterminée grâce aux deux éléments d'information. Tout se passe comme si l'on neutralisait les effets des variations des autres facteurs de qualité pour comparer les prix de produits identiques en substance, à cela près que leur quantité (taille) diffère.

7.89 La même logique s'applique aux coûts d'option. Par exemple, il se peut qu'il y ait deux produits identiques à une caractéristique près. On peut ainsi déterminer la valeur de la caractéristique. Il arrive pourtant que la valeur de la caractéristique ou de l'option doive être extraite d'un ensemble beaucoup plus vaste de données. La qualité peut par exemple prendre un grand nombre de valeurs numériques sans qu'aucune d'elles ne soit la plus évidente. Considérons un exemple simple où une seule caractéristique d'un produit varie, en l'occurrence la vitesse de traitement d'un ordinateur personnel. Déterminer la valeur d'une unité additionnelle de vitesse n'est pas une tâche aisée. Elle l'est d'autant moins que la qualité des produits peut comporter plusieurs aspects et que certaines combinaisons de ces aspects peuvent ne pas exister sur le marché à un moment donné. En outre, les combinaisons existant à la deuxième période comparée sont parfois très différentes de celles existant à la première période. Pour considérer tous ces aspects, une méthode plus générale, baptisée méthode hédonique, a été mise au point.

Méthode hédonique

7.90 La méthode hédonique est un prolongement des deux méthodes précédentes puisque, premièrement, la variation de prix résultant d'une variation unitaire de qualité — la pente de la droite du graphique 7.1 — est maintenant estimée à partir d'un ensemble de données comprenant des prix et des valeurs de caractéristiques qualitatives d'un plus grand nombre de variétés. Deuxièmement, l'ensemble des attributs qualitatifs ne se limite plus à la quantité ou aux options mais s'étend, en principe, à toutes les caractéristiques importantes

susceptibles d'influer sur les prix. Le fondement théorique des régressions hédoniques est traité au chapitre 21 et abordé brièvement ci-dessous à l'aide d'un exemple fondé sur des ordinateurs personnels.

7.91 Il convient de signaler que la méthode exige un élargissement de l'ensemble des données, celui-ci devant inclure les valeurs des caractéristiques qualitatives influant sur les prix de chaque produit. En vertu de la méthode des modèles appariés, les données relatives à chaque modèle rassemblées par l'enquêteur devaient permettre de repérer le modèle en vue d'une enquête postérieure. L'approche hédonique exige que, pour chaque modèle, des données soit recueillies pour toutes les caractéristiques influant sur le prix. Selon Merkel (2000), l'utilisation de listes de caractéristiques d'un produit permet d'améliorer la qualité des données recueillies et de répondre aux besoins des ajustements hédoniques (voir aussi le chapitre 6 sur la collecte de prix, et Liegey, 1994). Si un produit vient à manquer, les écarts entre ses caractéristiques et celles de son produit remplaçant peuvent être déterminés et, comme on le montrera, une valeur peut leur être attribuée au moyen de l'approche hédonique.

7.92 L'appendice 7.1 de ce chapitre contient des données sur les prix et les caractéristiques de 64 ordinateurs Compaq et Dell tirées du site Internet britannique de ces fabricants en juillet 2000. Le graphique 7.2 est un diagramme de dispersion fondé sur ces données et qui met en rapport le prix (£ sterling) et la vitesse de traitement (MHz). Il ressort du diagramme que les prix des ordinateurs à cadence plus élevée sont supérieurs — la relation est positive. Si l'on appliquait la méthode du coût des options décrite plus haut, en passant d'un ordinateur de 733 MHz à un autre de 933 MHz, il faudrait mesurer la pente de la droite entre deux points spécifiques. En outre, hormis leur différence de vitesse, les deux ordinateurs en question devraient être identiques. Il ressort cependant du graphique 7.2 et de l'appendice 7.1 que plusieurs ordinateurs ayant la même vitesse de traitement se vendent à des prix différents, ce qui signifie qu'ils diffèrent à d'autres égards. Pour estimer la valeur accordée aux unités additionnelles de vitesse, il faut estimer la pente de la droite qui se conforme le

mieux aux données. Au graphique 7.1, on a utilisé la pente effective; dans le cas des données du graphique 7.2, il faut recourir à une régression selon la méthode des moindres carrés ordinaires pour estimer la pente de la droite qui se conforme le mieux aux données. Pour effectuer ce type de régression, on peut utiliser des logiciels statistiques et économétriques courants, voire un tableur. L'équation (linéaire) estimée dans ce cas est :

$$\hat{\text{Prix}} = -658.436 + 3.261 \text{ Vitesse} \quad \bar{R}^2 = 0,820 \quad (7.22)$$

Le coefficient de la vitesse est la pente estimée de la droite : la variation de prix (3.261£) attribuable à une variation de vitesse de 1 MHz. On peut procéder ainsi pour estimer les variations de prix ajustés aux changements de qualité d'ordinateurs personnels de différentes vitesses de traitement. La valeur du \bar{R}^2 indique que 82 % de la variation de prix est attribuable à une variation de la vitesse de traitement. Une statistique *de Student* visant à tester l'hypothèse nulle du coefficient égal à zéro donne 18,83 : à partir de tableaux standard de statistiques *de Student* il apparaît que l'hypothèse nulle est rejetée au niveau de 1 %. Le fait que le coefficient estimé diffère de zéro ne peut pas être attribué à une erreur d'échantillonnage. Il existe donc une probabilité de 1 % que le rejet de l'hypothèse nulle soit erroné.

7.93 À la lecture de l'appendice 7.1, il apparaît toutefois que la gamme des prix pour une vitesse donnée — par exemple 933 MHz — est très large. Il y a une fourchette de prix d'environ 1.000 livres ce qui donne à penser qu'il peut y avoir d'autres caractéristiques qualitatives qui sont en jeu. Le tableau 7.4 donne les résultats d'une équation de régression qui rapporte le prix à certaines caractéristiques qualitatives en s'appuyant sur des données de l'appendice 7.1. Ces estimations peuvent être obtenues au moyen de logiciels statistiques et économétriques courants, voire de tableurs.

7.94 La deuxième colonne donne les résultats d'un modèle de régression linéaire, la variable dépendante étant le prix. La première variable est la vitesse de traitement, dont le coefficient est 2,731 — une augmentation de la vitesse de traitement de 1 MHz se traduit par une augmentation estimée de prix de 2,731 livres (signe positif). Le passage de 733 MHz à 933 MHz devrait donc en principe coûter $200 \times 2,731 = 546,20$ livres. Le coefficient est statistiquement significatif — son écart par rapport à zéro (effet nul) n'étant pas attribuable à une erreur d'échantillonnage à un niveau de signification de 0,1 %. Ce coefficient estimé est fondé sur un modèle à plusieurs variables : c'est l'effet d'une unité de la vitesse de traitement sur le prix, l'effet des autres variables de l'équation ayant été neutralisé. Le résultat précédent de 3,261 dans l'équation (7.22) ne reposait que sur une variable et diffère de ce résultat qui représente une amélioration.

7.95 Les variables de marque sont des variables indicatrices auxquelles sont assignées, par exemple, des valeurs de 1 pour Dell et de 0 dans tous les autres cas.

Graphique 7.2 Diagramme de dispersion indiquant les prix et les vitesses de traitement des ordinateurs personnels

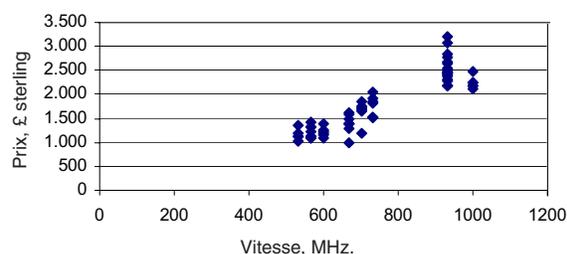


Tableau 7.4 Résultats de la régression hédonique dans le cas des ordinateurs personnels Dell et Compaq

Variable dépendante	Prix	En prix
Constante	-725,996 (2,71)**	6,213 (41,95)***
Vitesse (processeur, MHz)	2,731 (9,98)***	0,001364 (9,02)***
Mémoire vive (MB)	1,213 (5,61)***	0,000598 (5,00)***
Lecteur de disque dur (MB)	4,517 (1,96)*	0,003524 (2,76)**
Marque (repère : Compaq Deskpro)		
Compaq Presario	-199,506 (1,89)*	-0,152 (2,60)**
Compaq Prosignia	-180,512 (1,38)*	-0,167 (2,32)*
Dell	-1.330,784 (3,74)***	-0,691 (3,52)***
Processeur (repère : AMD Athlon)		
Intel Celeron	393,325 (4,38)***	0,121 (2,43)**
Intel Pentium III	282,783 (4,28)***	0,134 (3,66)***
Lecteur de CD-ROM (repère : CD-ROM)†		
CD-RW (disque optique réinscriptible)	122,478 (56,07)***	0,08916 (2,88)**
DVD (lecteur de disque numérique)	85,539 (1,54)	0,06092 (1,99)*
Vitesse Dell* (MHz)	1,714 (4,038)***	0,000820 (3,49)***
N	63	63
\bar{R}^2	0,934	0,934

† Mémoires mortes.

Les chiffres entre parenthèses sont des statistiques *t* testant une hypothèse nulle du coefficient zéro.

***, ** et * indiquent un résultat statistiquement significatif à des niveaux de 0,1%, 1% et 5%, respectivement, les tests étant unilatéraux.

Bien que les marques ne soient pas à proprement parler des caractéristiques qualitatives, elles peuvent être des variables de substitution pour d'autres facteurs comme la fiabilité ou le service après-vente. Comme on l'examine au chapitre 21, l'inclusion de telles variables de marque tend également à tenir compte de la segmentation des marchés par collectivités d'acheteurs. Des variables indicatrices semblables ont été utilisées pour les autres marques (Compaq Presario et Compaq Prosignia), sauf une (Compaq Deskpro) qui, en l'occurrence, a servi de point de comparaison. Le coefficient de la marque Dell est une estimation de l'écart entre Dell et Compaq Deskpro, les autres variables étant constantes, soit 1.330,78 livres moins cher. De même, on estime qu'un Intel Pentium III coûte 282,78 livres de plus qu'un processeur AMD Athlon.

7.96 L'estimation de la vitesse du processeur reposait sur des données d'ordinateurs personnels Dell et Compaq. Si l'ajustement de qualité concernait deux ordinateurs Dell, on pourrait éventuellement faire abstraction des données relatives aux ordinateurs Compaq. Des régressions pourraient être faites pour chaque modèle, mais la taille de l'échantillon s'en trouverait très limitée. Il est une autre méthode qui consisterait à employer un terme d'interaction ou une expression indicatrices dans les cas de variables qui pourraient avoir un effet distinctif d'interaction selon la marque. Cette variable indicatrice pourrait être par exemple Dell*vitesse, qui prend la valeur de la «vitesse» lorsque l'ordinateur est un Dell et la valeur zéro dans tous les autres cas. Le coefficient de cette variable (voir tableau 7.4) est 1,714; c'est une estimation du surcoût (signe positif) d'un ordinateur personnel Dell en sus de l'augmentation standard par MHz supplémentaire. Dans le cas des ordinateurs Dell, on obtient 2,731 livres + 1,714 livres = 4,445 livres. Par consé-

quent, si l'ordinateur Dell de remplacement est 200 MHz plus rapide que l'ordinateur qui n'est plus disponible, l'ajustement de prix consiste à ajouter = 893 livres. Les termes interactifs s'appliquant aux autres variables peuvent être définis et utilisés de manière semblable. Les équations de régression peuvent être facilement calculées avec des logiciels économétriques ou statistiques ou à partir des fonctions d'analyse de données d'un tableur. Une explication des procédés est offerte dans de nombreuses études, dont Kennedy (1998) et Maddala (1988). On trouvera au chapitre 21 une analyse des problèmes économétriques particuliers que soulève l'estimation des régressions hédoniques.

7.97 La valeur de \bar{R}^2 est la proportion de la variation du prix attribuable à l'équation estimée. Plus précisément, cette valeur est égale à 1 moins le ratio entre la variance des valeurs résiduelles, $\sum_{i=1}^N (p_i^t - \hat{p}_i^t)^2 / N$, de l'équation et la variance des prix, $\sum_{i=1}^N (p_i^t - \bar{p}_i^t)^2 / N$. La barre sur le terme R^2 indique que cette expression a fait l'objet d'un ajustement approprié selon les degrés de liberté, ajustement nécessaire lorsque l'on compare des équations dont le nombre de variables explicatives diffère. À 0,934 (voir tableau 7.4), la valeur \bar{R}^2 est très élevée. Toutefois, une valeur élevée de \bar{R}^2 peut être trompeuse aux fins de l'ajustement de qualité. Premièrement, ces valeurs indiquent qu'une bonne part de la variation de prix est attribuable aux variables explicatives. Il peut en être ainsi pour un nombre relativement élevé de variétés de biens durant la période concernée. Bien entendu, on ne doit pas en conclure pour autant que l'on dispose d'une capacité de prévision élevée pour un ajustement apporté à un produit remplaçant d'une marque donnée à une période postérieure. L'exactitude des valeurs prévues est tributaire non seulement de l'adaptation de l'équation, mais aussi de l'écart entre les caractéristiques

techniques du produit dont le prix doit être prévu et la moyenne de l'échantillon. Plus le produit est inhabituel, plus l'intervalle de confiance de la prédiction sera grand. Deuxièmement, comme la valeur \bar{R}^2 indique la proportion de la variation de prix attribuable à l'équation estimée, si 0,90 est expliquée et 0,10 ne l'est pas et que la dispersion des prix est importante, il s'ensuit qu'une importante marge absolue de prix demeure inexpliquée. Cela dit, un \bar{R}^2 élevé est une condition nécessaire pour l'utilisation d'ajustements hédoniques.

7.98 Les régressions hédoniques devraient généralement être effectuées à l'aide d'une formulation semi-logarithmique (chapitre 21). La variable dépendante est le logarithme (naturel) du prix, mais les variables du côté droit de l'équation sont exprimées selon leurs unités normales, d'où la formulation semi-logarithmique. Une formulation bilogarithmique comporterait aussi les logarithmes des variables z de l'expression de droite. Toutefois, si certaines de ces variables z sont des variables indicatrices, dont la valeur dans certains cas est zéro, on ne peut utiliser la formulation bi-logarithmique parce que les logarithmes de zéro ne peuvent être admis. On met donc l'accent sur la forme semi-logarithmique. Cette question des formulations linéaire et semi-logarithmique est le pendant de celles concernant les formulations additive et multiplicative dont il est question aux paragraphes 7.39 et 7.40 ci-dessus. Un modèle linéaire attribuerait, par exemple, 282,78 livres de plus à un ordinateur doté d'une puce Intel Pentium III plutôt que d'une puce AMD Athlon, indépendamment du prix de l'ordinateur. Ce sont là des stratégies de prix courantes sur Internet. Cela étant, bien souvent, les mêmes options sont plus coûteuses lorsqu'elles sont offertes pour des produits ou des services haut de gamme. Dans ce cas, l'équation (7.22) d'un modèle à variables multiples devient :

$$\text{Prix} = \beta_0 \beta_1^{z_1} \beta_2^{z_2} \beta_3^{z_3} \dots \beta_n^{z_n} \varepsilon$$

$$\begin{aligned} \text{ou } \ln \text{ prix} &= \ln \beta_0 + z_1 \ln \beta_1 + z_2 \ln \beta_2 + \\ & z_3 \ln \beta_3 + \dots + z_n \ln \beta_n + \ln \varepsilon \end{aligned} \quad (7.23)$$

À noter qu'il s'agit là d'une forme semi-logarithmique; seule la variable du côté gauche de l'équation, soit le prix, est exprimée sous forme logarithmique. Chacune des caractéristiques techniques z intervient dans la régression sans recourir à la forme logarithmique. Cela offre l'avantage d'inclure à droite les variables indicatrices correspondant à l'existence ou à l'absence de telle ou telle caractéristique. Ces variables indicatrices correspondent à la valeur 1 si le produit possède la caractéristique et à zéro s'il en va autrement. Les questions afférentes au choix de la forme fonctionnelle sont traitées de manière plus approfondie au chapitre 21.

7.99 En calculant les logarithmes de la première équation (7.23) on arrive à la deuxième équation dont la forme est linéaire. On peut ainsi utiliser un estimateur

conventionnel des moindres carrés ordinaires pour obtenir des estimations des logarithmes des coefficients. Ceux-ci figurent dans la troisième colonne du tableau 7.4 et peuvent être aisément interprétés : en les multipliant par 100, on obtient le pourcentage de variation du prix attribuable à une variation de 1 unité de la variable explicative. Dans le cas de la vitesse de traitement, on observe une variation estimée de 0,1364 % du prix pour chaque MHz supplémentaire du produit remplaçant par rapport au produit non disponible. Lorsqu'on utilise des variables indicatrices, en multipliant par 100 les coefficients, on obtient des estimations du pourcentage de variation du prix, correspondant à $(e^\beta - 1)100$. Par exemple, avec un lecteur de disques compacts réinscriptibles (CD-RW), le surcoût est de 8,916 % par rapport à un ordinateur avec lecteur de disques compacts non réinscriptibles. Ces coefficients sont biaisés; et dans l'équation semi-logarithmique, la moitié de la variance de chaque coefficient doit être retirée au coefficient avant de l'utiliser (Teekens et Koerts, 1972). Dans le cas du disque optique compact non inscriptible («read only CD-ROM»), la statistique t est 2,88; ce chiffre est égal au coefficient divisé par son écart-type, l'écart-type étant $0,08916/2,88=0,03096$ et la variance : $0,03096^2=0,000958$. L'ajustement consiste à ajouter $0,000958/2$ à $0,08916$, ce qui donne $0,089639$ ou $8,9639$ %.

7.100 L'approche est très utile lorsque le marché ne révèle pas le prix des caractéristiques qualitatives requises en vue de l'ajustement. Les marchés révèlent les prix des produits, non des caractéristiques qualitatives. Il est donc utile d'envisager les produits comme des ensembles liés de caractéristiques techniques. Lorsqu'on dispose d'un ensemble suffisamment important de données concernant des produits et que le dosage des caractéristiques techniques varie suffisamment d'un produit à un autre, la régression hédonique produit des estimations des prix implicites des caractéristiques. On trouvera un exposé de la théorie sur laquelle reposent ces estimations au chapitre 21. Les paragraphes qui suivent proposent diverses manières de mettre en œuvre la méthode.

7.101 Il convient tout d'abord de dire un mot au sujet de l'interprétation des coefficients des régressions hédoniques. La question est traitée de manière approfondie au chapitre 21; nous nous contenterons ici d'en résumer les conclusions. On a souvent pensé, à tort, que ces coefficients correspondaient à des estimations de la valeur d'usage plutôt que du coût. La valeur d'usage entre dans l'élaboration d'un indice des prix à la consommation tandis que le coût entre dans celle d'un indice des prix à la production. Rosen (1974) a constaté que les coefficients hédoniques peuvent exprimer à la fois la valeur d'usage et le coût, reflétant ainsi les effets de l'offre et de la demande. Se pose donc ce que les économétriciens appellent un problème d'identification : les données observées ne permettent pas d'estimer les paramètres sous-jacents de l'offre et de la demande. Supposons que la technologie de production soit la même pour tous les vendeurs, mais que les goûts des

acheteurs diffèrent. La fonction hédonique décrit alors les prix des caractéristiques techniques que le vendeur offrira au moyen de la technologie en vigueur, pour satisfaire les diverses préférences des acheteurs. Les goûts de ces derniers variant, ce que l'on observe sur le marché est le résultat des efforts des entreprises soucieuses de s'adapter à ces goûts à partir de moyens technologiques et de bénéfices constants. La fonction de prix hédonique met en évidence la structure de l'offre. Supposons maintenant que les vendeurs diffèrent mais que les goûts des acheteurs soient identiques. Dans ce cas, la fonction hédonique $p(z)$ révèle la structure de la demande. L'hypothèse de l'uniformité des goûts ne paraît pas très réaliste; en revanche celle de l'uniformité des technologies semble l'être, surtout lorsqu'il n'y a pas de restriction à long terme limitant l'accès aux technologies. Traitant de l'élaboration d'un indice des prix à la consommation, Griliches (1988, p. 120) fait l'observation suivante :

À mon avis, l'approche hédonique essaie d'estimer les contraintes budgétaires auxquelles se heurtent les consommateurs, ce qui permet l'estimation des prix «manquants» lorsqu'il y a un changement de qualité. Elle n'a pas pour objet d'estimer des fonctions d'utilité en soi, bien qu'elle puisse aussi se révéler utile à cet égard ... ce qu'elle se propose d'estimer, c'est le point d'intersection des courbes de demande de consommateurs aux goûts divers et des courbes d'offre de producteurs dont les technologies de production peuvent varier. Sauf circonstances exceptionnelles, il est peu probable que l'on parvienne à établir les fonctions sous-jacentes d'utilité et de coût uniquement à l'aide de ces données.

Il faut donc adopter une position pragmatique. Dans biens des cas, l'ajustement implicite des prix au changement de qualité décrit aux paragraphes 7.44 à 7.71 risque de ne pas être adapté du fait du manque de validité des hypothèses. Les besoins pratiques de statistiques économiques exigent alors des ajustements explicites de qualité. Ne rien faire sous prétexte que les mesures ne sont pas conceptuellement appropriées reviendrait à faire abstraction du changement de qualité et, partant, à aboutir à des résultats erronés. Les procédés hédoniques sont un outil important qui permet de mettre à profit les données sur la relation qualité-prix provenant d'autres produits sur le marché pour ajuster des prix aux changements d'une ou de plusieurs caractéristiques.

7.102 Pour utiliser les régressions hédoniques à bon escient il faut examiner les coefficients des équations estimées afin de déterminer leur pertinence. Certes, vu la multitude de goûts et de technologies et l'interaction de l'offre et de la demande à la base des coefficients estimés (chapitre 21), on peut penser qu'il soit peu probable d'obtenir des estimations «raisonnables» au moyen de telles régressions. Par exemple, obéissant à un plan stratégique à long terme, une entreprise peut décider de réduire la marge bénéficiaire liée à une caractéristique donnée, ce qui peut se traduire par un coefficient négatif pour une caractéristique recherchée (Pakes, 2001). Il ne faut cependant pas conclure

pour autant qu'il n'y ait aucun intérêt à examiner les coefficients hédoniques dans une démarche visant à évaluer les estimations des équations hédoniques. Premièrement, beaucoup de travaux empiriques ont été effectués dans ce domaine et, dans la plupart des cas, les résultats relatifs à tels ou tels coefficients sont très raisonnables. Même dans la durée, un coefficient peut raisonnablement tendre à la baisse (van Mulligen, 2003). Les coefficients dénués de sens sont l'exception et il convient de les examiner avec soin. Deuxièmement, une équation estimée dont les coefficients ont un sens et une bonne capacité de prévision devrait inspirer une plus grande confiance qu'une équation dont les coefficients ont une bonne capacité de prévision mais n'ont pas d'interprétation. Troisièmement, si le coefficient d'une caractéristique n'est pas sensé, cela peut être imputable à une multicolinéarité (un problème de données). Il convient alors d'étudier si tel est bien le cas (voir appendice 21.1 du chapitre 21).

7.103 On trouvera ci-dessous des considérations sur la mise en œuvre des méthodes hédoniques visant à estimer des ajustements de qualité entre produits appariés qui ne sont plus disponibles. Considérons les produits l , m et n ; le produit l est disponible aux périodes t et $t+2$, l'«ancien» produit m est disponible uniquement à la période t et le produit remplaçant n uniquement à la période $t+2$. Les produits sont définis en fonction de leurs caractéristiques qualitatives z , le produit m , par exemple, étant z_m^t et le prix du produit m à la période t étant, comme indiqué ci-dessous, p_m^t . La comparaison de prix p_l^t et p_l^{t+2} de produits appariés dotés des caractéristiques z_l^t et z_l^{t+2} ne soulève aucune difficulté puisqu'ils ont les mêmes caractéristique de qualité de l . Le problème se pose cependant dans le cas du produit m . Une méthode d'imputation hédonique prédirait le prix des caractéristiques du produit m à la période $t+2$ aux prix des caractéristiques provenant d'une régression hédonique estimée à la période $t+2$, soit \hat{p}_m^{t+2} .

Produit/période	t	$t+2$
l	p_l^t	p_l^{t+2}
m	p_m^t	\hat{p}_m^{t+2}
n	\hat{p}_n^t	p_n^{t+2}

Dans ce cas, les caractéristiques du produit m sont maintenues constantes dans la comparaison \hat{p}_m^{t+2} / p_m^t . Une méthode semblable peut s'appliquer au produit remplaçant n en utilisant p_n^{t+2} / \hat{p}_n^t . Dans cette comparaison, les caractéristiques du produit n sont maintenues constantes et comparées aux prix à la période $t+2$ et à la période t . Ces méthodes d'imputation sont brièvement exposées plus loin. Il y a pourtant une deuxième approche, fondée sur un ajustement. Dans ce cas, les caractéristiques du produit remplaçant n sont déterminées et comparées à celles de l'ancien produit m , ($z_n^{t+2} - z_m^t$), et l'on utilise des coefficients estimés des équations

tions hédoniques pour estimer la valeur de la différence. Ces deux méthodes, l'imputation hédonique et l'ajustement hédonique, sont analysées ci-dessous de manière plus approfondie. Cette estimation et «insertion» de prix manquants se distingue nettement de l'utilisation des indices de prix hédoniques dont il est question aux paragraphes 7.132 à 7.149 et au chapitre 21. On y utilise les régressions hédoniques pour obtenir des indices hédoniques de prix globaux ajustés aux changements de qualité en utilisant un échantillon de toutes les données à chaque période sans insertion. L'«insertion» des prix manquants est une application partielle de l'approche hédonique utilisée dans le cas des imputations relatives à des produits manquants ou à des produits remplaçants non comparables lorsque l'on utilise la méthode des modèles appariés et que le prix d'un produit vient à manquer.

7.104 Imputation hédonique : valeur prévue avec valeur effective. Selon cette approche, une régression hédonique du logarithme naturel du prix du modèle i à la période t sur l'ensemble de ses caractéristiques z_{ki}^t est estimée pour chaque mois à l'aide de l'équation :

$$\ln p_i^t = \beta_0^t + \sum_{k=1}^K \beta_k^t z_{ki}^t + \varepsilon_i^t \quad (7.24)$$

Supposons que le prix d'un produit disponible m en janvier (période t) ne soit pas disponible en mars (période $t+2$). Le prix du produit m en mars peut être prévu en insérant les caractéristiques de l'ancien produit non disponible m dans l'équation estimée de régression de mars. La même règle s'applique aux mois qui suivent. Le prix prévu de cet ancien produit en mars et la comparaison avec le prix de janvier (période t) correspondent, respectivement, à :

$$\hat{p}_m^{t+2} = \exp \left[\beta_0^{t+2} + \sum_k \beta_k^{t+2} z_{k,m}^t \right] \text{ et } \hat{p}_m^{t+2} / p_m^t \quad (7.25a)$$

Autrement dit, le prix non observé de l'ancien modèle à la période $t+2$ est estimé et inséré. Dans l'exemple du tableau 7.1(a), \hat{p}^{23} , \hat{p}^{24} , etc. et \hat{p}^{63} , \hat{p}^{64} , etc. seraient estimés et comparés à \hat{p}^{21} et \hat{p}^{61} , respectivement. Les prix estimés au moyen de l'équation de régression seraient inscrits dans les espaces vides correspondant aux produits 2 et 6 au tableau 7.1(a).

7.105 Il y a une autre méthode qui consiste à sélectionner un produit remplaçant n pour chaque produit m qui n'est pas disponible. Dans ce cas, le prix de n à la période $t+2$ est connu et il faut un prix prévu pour n à la période t . Le prix prévu du nouveau produit et la comparaison nécessaire des prix s'expriment comme suit :

$$\hat{p}_n^t = \exp \left[\beta_0^t + \sum_k \beta_k^t z_{k,n}^{t+2} \right] \text{ et } p_n^{t+2} / \hat{p}_n^t \quad (7.25b)$$

Autrement dit, le prix du nouveau modèle est ajusté. Dans ce cas, les caractéristiques du produit n sont insérées du côté droit d'une régression estimée à la période t . Les comparaisons de prix de l'équation (7.25a) peuvent être pondérées par w_m^t , comme peuvent l'être celles de son prix remplaçant dans l'équation (7.25b).

7.106 Une autre solution consiste à utiliser la moyenne géométrique des formulations des équations (7.25a) et (7.25b) en se fondant sur des considérations semblables à celles présentées au chapitre 15 et par Dievert (1997) concernant les indices similaires.

7.107 Imputation hédonique : valeur prévue avec valeur prévue. Cette méthode s'appuie sur des valeurs prévues dans le cas, disons, du produit n aux deux périodes, par exemple, p_n^{t+2} / \hat{p}_n^t . Supposons qu'il y ait une erreur de spécification dans l'équation hédonique. Par exemple, il peut y avoir un effet d'interaction entre une variable fictive (relative à une marque) et une caractéristique technique — entre, disons, Dell et la vitesse de traitement pour reprendre l'exemple du tableau 7.4. La présence des deux caractéristiques à la fois peut présenter une plus grande valeur en termes de prix (sous forme semi-logarithmique) que si l'on considère toutes les composantes séparément (pour l'illustration des effets d'interaction, voir Curry *et al.*, 2001). L'utilisation de p_n^{t+2} / \hat{p}_n^t serait trompeuse puisque le prix effectif dans le numérateur inclurait le surcoût de 5 % tandis que le prix prévu selon une forme semi-logarithmique ne l'inclurait pas. Lorsqu'on utilise cette approche, il faut savoir qu'un prix effectif enregistré est remplacé par une imputation. Cela n'est certes pas souhaitable, mais le type de biais dont il est question ci-dessus ne l'est pas non plus. Dievert (2002e) analyse un problème semblable et suggère un ajustement pour réaligner le prix effectif sur le prix hédonique. Les comparaisons fondées sur des valeurs prévues aux deux périodes s'expriment comme suit :

$$\begin{aligned} & \hat{p}_n^{t+2} / \hat{p}_n^t \text{ dans le cas du nouveau produit} \\ & \hat{p}_m^{t+2} / \hat{p}_m^t \text{ dans le cas du produit ancien} \\ & \text{ou à disparaître, ou} \\ & \left[(\hat{p}_n^{t+2} / \hat{p}_n^t) (\hat{p}_m^{t+2} / \hat{p}_m^t) \right]^{1/2} \end{aligned} \quad (7.26)$$

comme moyenne géométrique des deux.

7.108 Ajustement hédonique : Cette approche prend en considération un produit remplaçant pour estimer les écarts entre les caractéristiques k du produit remplaçant n à la période $t+2$, par exemple, et celles du produit m à la période t . On estime un prix prévu de m ajusté de manière à ce qu'il soit compatible avec n à la période t , soit \hat{p}_m^{t+2} , et on le compare au prix effectif p_m^t , où

$$\hat{p}_m^{t+2} = p_n^{t+2} \exp \left[- \sum_k \beta_k^{t+2} (z_{nk}^{t+2} - z_{mk}^t) \right] \quad (7.27a)$$

on peut, autrement, estimer le prix prévu de n ajusté de manière à ce qu'il soit compatible avec m à la période t , soit \hat{p}_n^t , et on le compare au prix effectif p_n^{t+2} , où

$$\hat{p}_n^t = p_m^t \exp \left[\sum_k \beta_k^t (z_{nk}^{t+2} - z_{mk}^t) \right] \quad (7.27b)$$

Ici les ajustements sont effectués à l'aide de valeurs prévues. Toutefois, contrairement aux formulations de l'équation (7.27b), par exemple, \hat{p}_n^t peut être estimé en appliquant le sous-ensemble des caractéristiques k qui distinguaient m de n , à leur prix implicite respectif à la période t estimé au moyen de la régression hédonique et en ajustant le prix de p_m^t . Par exemple, si le produit remplaçant le plus proche du produit 2 est le produit 3, on définit les caractéristiques qui différencient le produit 3 du produit 2 pour estimer ensuite le prix à la période de référence, p^{31} , en ajustant p^{21} , à l'aide des coefficients appropriés de la régression hédonique de ce mois. Prenons le cas des lave-linge et supposons que le produit 2 ait une vitesse de rotation de 800 tours par minute et le produit 3 une vitesse de 1.100 tours par minute. Toutes choses étant égales par ailleurs, le prix virtuel de l'écart de 300 tours par minute serait estimé au moyen d'une régression hédonique et p^{21} serait ajusté à des fins de comparaison avec p^{33} . Il convient de signaler que si les variables z dans l'ensemble des caractéristiques sont parfaitement indépendantes les unes des autres, les résultats de cette approche seront semblables à ceux de l'équation (7.25). En effet, l'interdépendance entre les variables du côté droit de l'équation hédonique — leur multicolinéarité — aboutit à des estimations imprécises des coefficients (voir chapitre 21). Les imputations hédoniques et les ajustements de type (7.25b) et (7.27b) ont un avantage par rapport à leurs contreparties (7.25a) et (7.27a) puisqu'il n'est pas nécessaire de mettre à jour pour chaque période l'équation de régression. Toutefois, (7.25b) et (7.27b) comparent effectivement un panier fixe de caractéristiques de la période en cours tandis que (7.25a) et (7.27a) comparent un panier fixe de caractéristiques techniques de la période de référence. Il n'y a aucune raison de préférer l'un à l'autre et si l'écart entre les deux indices est important, c'est avec prudence qu'il faudrait utiliser l'une ou l'autre par opposition à une moyenne géométrique des deux. Une mise à jour régulière des régressions hédoniques minimisera vraisemblablement l'écart.

7.109 Ajustement hédonique indirect. Un ajustement indirect peut s'opérer pour la période en cours; il suffit d'estimer une régression hédonique à la période de référence t , en utilisant :

$$\frac{p_n^{t+2}}{p_m^t} \bigg/ \frac{\hat{p}_n^t}{\hat{p}_m^t} \quad (7.28)$$

Le premier terme est la variation de prix entre le produit ancien et le produit remplaçant aux périodes t et $t+2$, respectivement. Mais la qualité du produit a également subi un changement, de sorte que cette variation de prix doit être divisée par une expression du changement de qualité. Le deuxième terme utilise la régression hédonique à la période t au numérateur et au dénominateur. Les

coefficients — les prix virtuels de chaque caractéristique technique — sont constants. Les prix prévus diffèrent néanmoins car des quantités différentes des caractéristiques sont inscrites au numérateur et au dénominateur : les caractéristiques du produit remplaçant n sont ajoutées aux numérateurs et celles du produit ancien m au dénominateur. On mesure ainsi la variation de prix après suppression (par une division) du changement de quantité des caractéristiques pour chaque produit à un prix constant de la période t . Bien entendu, théoriquement l'estimation constante au moyen d'une régression à la période $t+2$ serait tout aussi valide et une moyenne géométrique des deux constituerait une méthode optimale. Si les régressions hédoniques ne peuvent être effectuées en temps réel, il s'agit là d'une solution de compromis. À mesure que s'accroît l'écart entre les résultats de la période de référence et ceux de la période en cours, la validité diminue. Les estimations de régression doivent donc être régulièrement mises à jour en s'appuyant sur des estimations des périodes en cours et antérieures. De plus, les résultats doivent être comparés rétrospectivement pour vérifier leur validité.

Limites de la méthode hédonique

7.110 Il ne faut pas perdre de vue les limites de la méthode hédonique. On en trouvera ci-dessous un aperçu (voir aussi le chapitre 21). Premièrement, la méthode exige des connaissances statistiques poussées pour estimer les équations. La disponibilité de logiciels conviviaux permettant d'effectuer des régressions facilite les choses. Les logiciels statistiques et économétriques comportent une gamme de tests qui aident à déterminer si la formulation définitive du modèle est satisfaisante. On citera notamment le R^2 , comme mesure de la capacité explicative globale de l'équation, ainsi que les tests statistiques F et t pour déterminer si les écarts entre les coefficients des variables explicatives sont simultanément et individuellement différents de zéro à des niveaux déterminés de signification statistique. La plupart de ces statistiques utilisent les erreurs de l'équation estimée. L'équation de régression peut être utilisée pour prévoir le prix de chaque article en incluant les valeurs des caractéristiques des produits dans les variables explicatives. Les écarts entre les prix effectifs et ces résultats prévus correspondent aux erreurs résiduelles. Divers facteurs, notamment l'hétéroscédasticité (des variances non constantes des résidus, signe probable de non-linéarité ou d'omission de variables explicatives pertinentes), la distribution non normale des erreurs ou la multicolinéarité (où deux ou plusieurs variables explicatives sont reliées entre elles) peuvent produire des résultats biaisés ou imprécis, et donc trompeurs. La multicolinéarité a d'ailleurs été présentée comme «le poison des régressions hédoniques» (Triplett, 1990). Ces questions économétriques ont été analysées dans le contexte des régressions hédoniques (Berndt, 1991; Berndt *et al.*, 1995; Triplett, 1990; Gor-

don, 1990, Silver, 1999, et au chapitre 21) et, d'une manière plus générale, par Kennedy (1998) et Maddala (1988). Pour les raisons mentionnées ci-dessus, si l'on devine une multicolinéarité, il y a lieu de recourir à des valeurs prévues plutôt qu'à des coefficients particuliers.

7.111 Deuxièmement, il convient de mettre régulièrement à jour les coefficients estimés. Si c'est l'ancien produit qui est ajusté, la comparaison des prix porte sur le prix de l'ancien produit à une période de référence quelconque ajusté en fonction de l'écart de qualité (entre le nouveau produit et l'ancien), en utilisant les coefficients d'une équation hédonique estimée à la période de référence du prix comme estimations de la valeur de ces écarts, comme dans (7.27b). À première vue, il n'est pas nécessaire de procéder à une mise à jour mensuelle des coefficients estimés. Pourtant, l'estimation d'une caractéristique à la période de référence du prix peut s'écarter sensiblement de son estimation à la nouvelle période. Par exemple, une caractéristique donnée qui coûte aujourd'hui 10 % de plus coûtait seulement 5 % de plus à la période de référence car l'on souhaitait la promouvoir à cette caractéristique à l'étape initiale. Continuer d'utiliser des coefficients anciens pour effectuer des ajustements de prix à la période en cours revient à utiliser des pondérations d'une période de référence qui n'est plus pertinente. La comparaison aura beau être bien définie, elle ne présentera que très peu d'intérêt. Si, pour tenir compte des changements de qualité, on ajuste le prix du produit ancien de la période de référence à partir d'estimations hédoniques à cette période, ces estimations doivent être actualisées si l'on estime qu'elles sont dépassées (par exemple, du fait de l'évolution des goûts ou des technologies), et les nouvelles comparaisons doivent être ajoutées aux anciennes. Lorsqu'on utilise des imputations ou des ajustements, il est donc recommandé de mettre régulièrement à jour les régressions hédoniques, surtout si les paramètres donnent des signes d'instabilité. Dans l'idéal il conviendrait d'utiliser une moyenne géométrique, soit de (7.25a) et (7.25b), soit de (7.27a) et (7.27b), mais il faudrait pour cela actualiser les régressions hédoniques en temps réel.

7.112 Troisièmement, l'échantillon des prix et des caractéristiques techniques utilisés dans le cas des ajustements hédoniques doit convenir à la fin poursuivie. Si les prix et les caractéristiques proviennent d'un point de vente ou d'un type de point de vente particulier, ou encore d'un site Internet, et qu'ils servent ensuite à ajuster des prix non comparables de produits vendus dans des points de vente de nature très différente, il faut alors qu'au moins intuitivement l'utilité marginale des caractéristiques soit semblable dans les différents points de vente considérés. Un principe similaire s'applique aux marques des produits faisant partie de l'échantillon utilisé pour la régression hédonique. Il faut savoir qu'un \bar{R}^2 élevé ne suffit pas à lui tout seul pour garantir la fiabilité des résultats. Les valeurs élevées résultent de régressions sur des périodes antérieures à leur utilisation

et indiquent la proportion expliquée de la variation de prix par de nombreux produits et marques. En soi, elles ne sont pas un indice des erreurs de prévision liées à un produit d'une marque donnée, distribué dans un point de vente particulier dans une période future, mais elles peuvent en être une composante importante.

7.113 Quatrièmement, il y a la question de la forme des fonctions et du choix des variables à inclure dans le modèle. Les formes simples donnent généralement de bons résultats. Entrent dans cette catégorie les formes linéaires, semi-logarithmiques (logarithme du côté gauche de l'équation) et bilogarithmique (logarithmes des deux côtés de l'équation). Ces questions sont abordées au chapitre 21. La spécification d'un modèle doit inclure toutes les caractéristiques influant sur le prix. Certains auteurs recommandent des formes très simples comportant un nombre minimum de variables sous réserve que la capacité prévisionnelle soit élevée (Koskimäki et Vartia, 2001). Shepler (2000) inclut 33 variables dans ses régressions hédoniques de réfrigérateurs — un produit relativement homogène. Ces variables comprennent neuf variables fictives pour la marque et quatre pour la couleur, cinq catégories de points de vente, trois régions comme variables de contrôle et onze caractéristiques techniques, dont la capacité, le type d'appareil à glaçons, les dispositifs économiseurs d'énergie, les tiroirs supplémentaires, l'isolation acoustique et l'humidification et le filtrage. Les études partent en général d'un nombre élevé de variables explicatives et d'un modèle économétrique exprimant la relation. Le modèle final est, lui, beaucoup plus spécifique et comporte moins de variables. La réduction du nombre de variables est tributaire des résultats obtenus dans l'application de diverses formulations et de l'observation de leurs effets sur les tests statistiques de signification, notamment de la conformité générale du modèle et de la concordance des signes et de la grandeur des coefficients avec ceux des prévisions antérieures. Reese (2000), par exemple, après avoir effectué une régression hédonique sur les manuels universitaires aux États-Unis comportant 50 variables explicatives, a finalement réduit ce nombre à 14 en ne perdant que très peu de la capacité explicative.

7.114 Enfin, Bascher et Lacroix (1999) ont dressé une liste des conditions à remplir pour définir et appliquer correctement les ajustements hédoniques de qualité dans le contexte de l'indice des prix à la consommation. Ils notent d'ailleurs qu'elles exigent un investissement considérable sur une longue période et notamment :

- des compétences intellectuelles et suffisamment de temps pour élaborer et réestimer le modèle, et pour l'utiliser lorsque des produits sont remplacés;
- l'obtention de renseignements détaillés et fiables sur les caractéristiques techniques des produits;
- une infrastructure adéquate pour recueillir, vérifier et traiter les informations.

7.115 Les méthodes hédoniques peuvent également améliorer l'ajustement de la qualité relatif à l'indice des prix à la consommation en indiquant quels attributs d'un produit *ne* semblent *pas* avoir un impact sensible sur les prix. Autrement dit, si un produit remplaçant diffère de l'ancien produit uniquement au regard de caractéristiques techniques qui, selon l'étude hédonique, n'influent pas sur les prix, il semblerait logique de traiter ce produit comme comparable ou équivalent au produit ancien et de considérer tout écart de prix comme une variation pure de prix. Il faut cependant procéder avec prudence car la multicollinéarité des estimations de régression a cela de particulier que du fait des imprécisions des estimations de paramètres, les tests statistiques risquent de ne pas rejeter les hypothèses nulles qui sont fausses, autrement dit n'apparaissent pas comme significatives les estimations de paramètres qui pourtant le sont. Les résultats de ces régressions peuvent néanmoins utilement renseigner sur la contribution des diverses caractéristiques techniques à la variation de prix et partant, faciliter la sélection des produits remplaçants. Dans le cas concret des variations du prix de l'habillement pour l'indice des prix à la consommation aux États-Unis (Reinsdorf, Liegey et Stewart, 1996), on a souvent cité comme atouts de fiabilité du calcul de ces variations la confiance accrue et les ajustements de qualité issus de l'approche hédonique, de même que la moindre dépendance à l'égard du «chaînage». Les résultats des régressions hédoniques ont un rôle à jouer dans la détermination des caractéristiques influant sur les prix et ils peuvent faciliter la mise au point de listes de contrôle de la qualité pour le recueil de données sur les prix (chapitre 6).

Choix entre les méthodes d'ajustement des prix par les changements de qualité

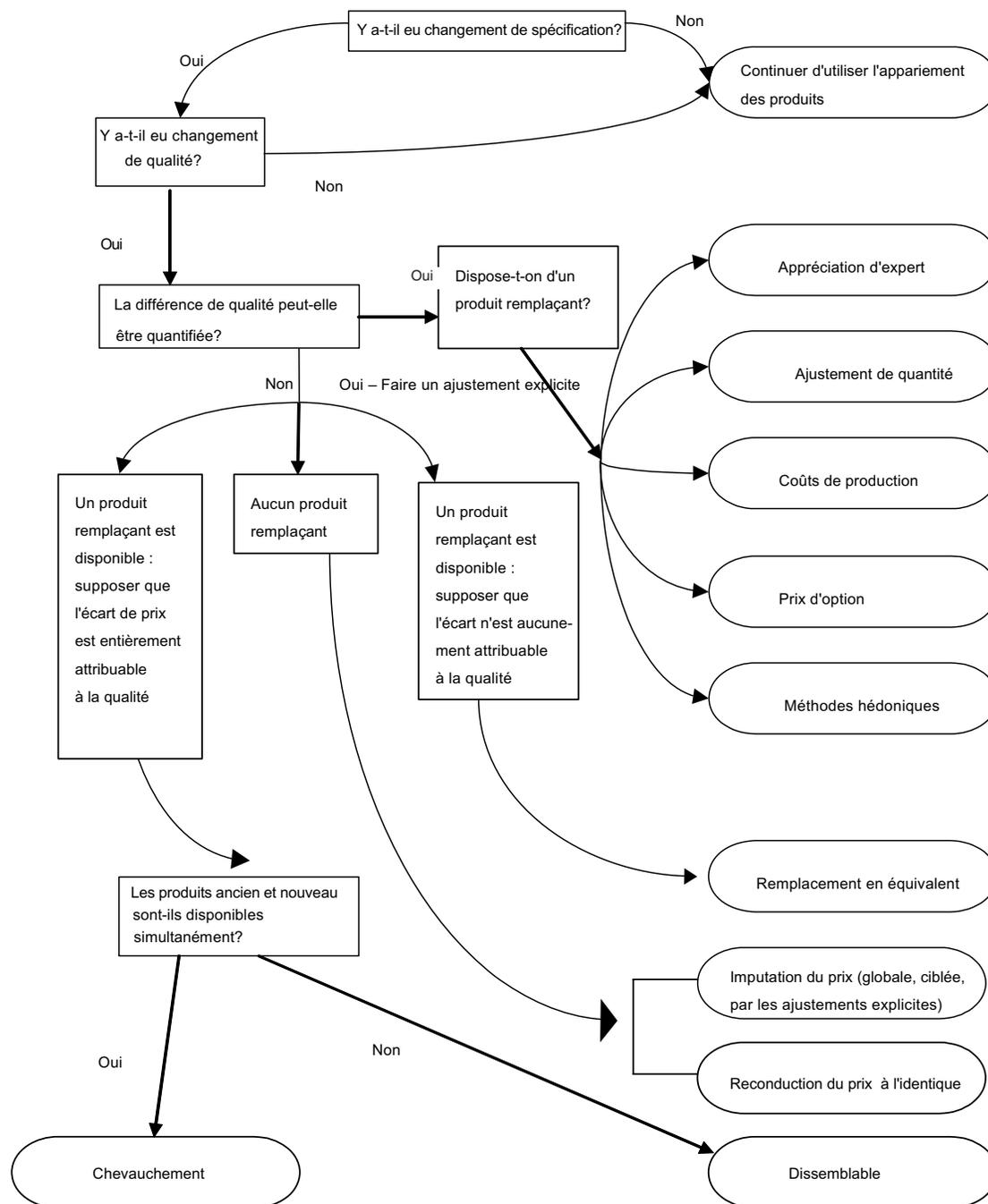
7.116 Choisir une méthode d'ajustement des prix aux changements de qualité est un procédé complexe. L'analyste doit tenir compte de la technologie et du marché de chaque produit élémentaire et mettre au point des méthodes appropriées. Cela ne signifie pas pour autant que les méthodes retenues pour un groupe de produits soient sans rapport avec celles d'autres groupes de produits. Les connaissances acquises grâce à une méthode peuvent contribuer à étendre son application et l'utilisation intensive de ressources pour un produit élémentaire peut aboutir à des méthodes plus économes pour un autre produit. Les méthodes appliquées à un même groupe de produits peuvent varier d'un pays à l'autre du fait des différences d'accès aux données, de relations avec les gérants de points de ventes, de ressources, de production et de marché. Les principes à suivre dans le choix d'une méthode s'inspirent directement des caractéristiques des méthodes exposées plus haut. Pour retenir la méthode appropriée il importe de bien comprendre les choix en présence et les hypothèses implicites et explicites sur lesquelles elles s'appuient.

7.117 Le graphique 7.3 décrit la démarche à suivre. Supposons que l'on utilise la méthode de l'appariement de produits. Si on apparie le produit pour établir un nouveau prix et qu'il n'y a aucun changement de spécification, aucun ajustement de qualité n'est requis. Il s'agit là de la procédure la plus simple. Toutefois, une mise en garde s'impose. Si le produit relève d'une technologie de pointe où les modèles sont remplacés rapidement, l'échantillon apparié risque de ne plus être représentatif de l'univers des transactions. L'appariement peut par ailleurs être chaîné, les prix des produits à une période étant appariés à ceux de la période précédente pour former un chaînon. L'indice-chaîne apparié est alors constitué d'une série de chaînons successifs d'appariements reliés par une succession de multiplications. On peut par ailleurs utiliser des indices hédoniques qui n'exigent pas d'appariement. L'utilisation de ces méthodes est analysée aux paragraphes 7.132 à 7.149. En tout état de cause, il importe de veiller à un rééchantillonnage plus régulier des produits. Un appariement continu dans la durée épuiserait l'échantillon et il faudrait alors trouver un cadre de rechange à l'appariement à long terme.

7.118 Supposons que la qualité d'un produit change et qu'un produit remplaçant soit disponible. La sélection d'un produit comparable ayant les mêmes spécifications et l'utilisation de son prix comme *remplacement comparable* exigent qu'aucune part de l'écart de prix ne soit attribuable à la qualité et que tous les facteurs influant sur le prix soient inclus dans la spécification. Il faut en outre que le produit remplaçant soit représentatif et qu'il représente une part raisonnable des ventes. La prudence s'impose lorsqu'il s'agit de remplacer des produits presque obsolètes, dont les prix en fin de cycle de vie sont atypiques, par des produits similaires dont les ventes sont relativement faibles ou par des produits qui se vendent bien mais qui se situent à des stades différents de leur cycle de vie. On trouvera ci-dessus et au chapitre 8 des stratégies pour parer à ce genre de situations, y compris les substitutions précoces effectuées avant que ne se produisent des infléchissements dans les stratégies de prix.

7.119 Le graphique 7.3 illustre le cas où des écarts de qualité peuvent être chiffrés. Les *estimations explicites* sont généralement jugées plus fiables mais elles exigent plus de ressources, au moins dans la phase initiale; une fois qu'une méthode appropriée a été mise au point, elles peuvent souvent être facilement reproduites. Il est plus difficile d'établir des principes généraux en ce domaine car le choix dépend des nombreux facteurs mentionnés ci-dessus, lesquels sont susceptibles de rendre les estimations plus fiables dans chaque situation. Dans tout cela, il importe de privilégier la qualité des données sur lesquelles se fondent les estimations. Faute de données fiables, des appréciations sont possibles. Les différences entre produits sont souvent plutôt techniques, de sorte qu'il est très difficile de les définir et de les quantifier. La fiabilité de la méthode est tributaire des connaissances des experts et de la variance des opinions. Il est donc préférable de s'en remettre à des

Graphique 7.3 Ordinogramme des ajustements de qualité



Source : Graphique mis au point grâce à une version de Fenella Maitland-Smith et de Rachel Bevan, OCDE; voir aussi une version de Triplett (2002).

estimations fondées sur des données objectives. De bonnes estimations des *coûts de production* dans les secteurs caractérisés par des technologies stables et des

marges bénéficiaires de distribution constantes et où les écarts entre l'ancien produit et le produit remplaçant sont bien spécifiés sont, par définition, fiables. Toute-

fois, les estimations de ces marges bénéficiaires sont sujettes à erreur, de sorte que la méthode du *coût des options* est généralement préférable. Il faut pour cela que le nouveau et l'ancien produit se distinguent par des caractéristiques techniques facilement identifiables dont les prix soient déterminés comme options séparées.

7.120 Le recours à des *régressions hédoniques* pour procéder à des insertions partielles se justifie parfaitement lorsqu'on dispose de données sur les prix et les caractéristiques techniques pour un éventail de produits et que les caractéristiques permettent de bien expliquer et de prédire la variabilité des prix tant du point de vue du raisonnement *a priori* que des méthodes économétriques. Leur utilisation convient lorsque le coût d'une option ou d'un changement de caractéristique ne peut pas être déterminé séparément et doit être établi à partir des prix de produits vendus avec des spécifications différentes. Chaque coefficient de régression estimé est une estimation de l'effet sur le prix d'une variation unitaire d'une caractéristique, les effets des variations des quantités des autres caractéristiques ayant été neutralisés. Les estimations conviennent notamment pour apprécier les variations de qualité d'un produit lorsque seules quelques caractéristiques données varient et que l'évaluation est requise uniquement au regard des variations de ces caractéristiques. Les résultats des régressions hédoniques peuvent servir à cibler les caractéristiques pertinentes pour la sélection d'un produit. La synergie entre la sélection des prix (à partir de caractéristiques considérées comme déterminant les prix, selon la régression hédonique) et leur utilisation postérieure à des fins d'ajustement de qualité devrait donner de bons résultats. La méthode doit s'appliquer lorsque les ratios de remplacements non comparables sont élevés et que les différences entre les produits anciens et les produits nouveaux peuvent être bien définies à l'aide de nombreuses caractéristiques.

7.121 Sans estimations explicites de la qualité et si aucun produit remplaçant n'est jugé approprié, on peut recourir à des imputations. L'utilisation des *imputations* est très avantageuse du point de vue des ressources. Elle est relativement facile à utiliser, bien qu'il convienne de vérifier la validité des hypothèses implicites. Elle n'exige aucune appréciation subjective (à moins qu'elle ne soit ciblée) et revêt donc un caractère objectif. L'imputation par une moyenne spécifique est préférable à l'imputation par une moyenne générale tant que la taille de l'échantillon sur lequel repose l'estimation est adéquate. L'imputation par la moyenne des ajustements explicites de qualité est préférable lorsque les modèles au début de leur cycle de vie remplacent ceux qui se rapprochent de la fin de leur cycle de vie, bien que l'approche exige qu'il n'y ait pas de doute au sujet de la pertinence des remplacements en équivalence et des méthodes explicites utilisées.

7.122 Le biais résultant du recours à l'imputation est directement lié à la proportion des produits manquants et à l'écart entre les prix ajustés aux change-

ments de qualité des produits disponibles appariés et les prix ajustés aux changements de qualité de ceux qui ne sont pas disponibles (voir tableau 7.2 page 131). La nature et l'ampleur du biais dépendent du caractère de court ou de long terme des imputations (les imputations de court terme étant jugées préférables) et des conditions du marché (voir paragraphes 7.159 à 7.173). En pratique, l'imputation produit les mêmes résultats que la suppression du produit. L'inclusion de prix imputés peut créer l'illusion d'un échantillon plus grand. L'imputation est moins susceptible d'introduire un biais lorsque la proportion de prix manquants est faible. On peut utiliser le tableau 7.2 pour estimer les marges d'erreur auxquelles elle donne lieu, puis juger de son acceptabilité. Le recours à l'imputation pour de nombreux produits ne se traduit pas nécessairement pas une multiplication des erreurs car, comme nous l'avons mentionné plus haut dans l'analyse de cette méthode, la direction du biais n'est pas nécessairement systématique. Comme elle est d'application facile, cette méthode est économique dans le cas de groupes de produits comportant beaucoup de produits manquants. Toutefois, si elle est utilisée sur une grande échelle, il faut considérer soigneusement les hypothèses qui la sous-tendent. En tout état de cause, l'imputation ne doit pas être considérée comme une stratégie d'application générale et il est recommandé aux offices de statistique de ne pas l'utiliser comme méthode par défaut sans tenir compte de la nature des marchés, de la possibilité de cibler l'imputation et, si on utilise un tel ciblage, de la viabilité des estimations au regard de la taille des échantillons.

7.123 Si le produit ancien et le produit remplaçant sont disponibles simultanément et que l'on ne puisse pas chiffrer l'écart de qualité, on peut recourir à une approche implicite en vertu de laquelle on estime que l'écart de prix entre l'ancien produit et le produit remplaçant à la période où ils coexistent est imputable à la qualité. Cette méthode du *chevauchement*, où un ancien produit est remplacé par un nouveau produit, considère le ratio des prix d'une période comme une mesure des différences de qualité. Elle est utilisée implicitement lorsque de nouveaux échantillons de produits sont établis. L'hypothèse selon laquelle les prix relatifs correspondent aux écarts de qualité au moment du raccordement a peu de chances d'être valide si l'ancien produit et le produit remplaçant sont à des stades différents de leur cycle de vie et que des stratégies de prix différentes s'y appliquent. Par exemple, il se peut que le prix du vieux produit soit sensiblement réduit pour épuiser les stocks et qu'il y ait écrémage des segments de marché susceptibles d'acheter les nouveaux modèles à des prix relativement élevés. Comme dans le cas de produits remplaçants comparables, il est recommandé de procéder rapidement à des substitutions pour qu'il y ait un chevauchement lorsque les produits sont à des stades similaires de leur cycle de vie.

7.124 À la lumière de ces considérations, le recours à la méthode *du dissemblable* ou à celle de la re-

conduction du prix n'est généralement pas recommandé pour effectuer des imputations d'ajustement de qualité, à moins que les hypothèses implicites soient jugées valides.

Technologies de pointe et autres secteurs à taux de remplacement élevé

7.125 L'estimation des variations de prix des produits qui ne subissent pas de changement de qualité se fait surtout au moyen de l'appariement des produits, les méthodes indiquées ci-dessus s'appliquant lorsque l'appariement n'est pas possible. Mais qu'en est-il des secteurs où l'appariement ne fonctionne généralement pas en raison des renouvellements très fréquents des gammes de produits comportant des changements de qualité? De par sa nature, l'appariement de prix de produits identiques risque d'aboutir à un échantillon considérablement réduit. Il existe un univers dynamique de tous les produits consommés et un univers statique de produits sélectionnés pour la révision des prix (Dalén, 1998a). Si, par exemple, l'échantillon démarre en décembre, au mois de mai suivant l'univers statique comprendra les prix appariés des produits disponibles en décembre et en mai, mais il omettra les nouveaux produits non appariés introduits en janvier, en février, en mars, en avril et en mai, ainsi que les produits anciens non appariés qui étaient disponibles en décembre mais qui ne l'étaient plus en mai. Deux questions empiriques permettent de déterminer s'il y a un biais important. Premièrement, l'échantillon est-il fortement réduit? Pour qu'il se produise un biais il faut que l'échantillon soit fortement appauvri. Deuxièmement, les produits anciens et nouveaux non appariés pourraient-ils avoir des prix ajustés aux changements de qualité sensiblement différents de ceux des produits appariés de la période en cours et de la période de référence?

7.126 L'appariement de prix de produits identiques dans le temps peut se traduire par un échantillon de moins en moins représentatif. Certains produits anciens qui existaient lorsque l'échantillon a été établi ne sont peut-être plus disponibles et les nouveaux produits qui entrent dans l'échantillon ne l'étaient sans doute pas durant la période de référence. Il arrive que les produits qui sont sur le point de disparaître aient des prix relativement peu élevés et que ceux des nouveaux produits soient relativement élevés. En faisant abstraction de ces prix on risque d'introduire un biais. Si l'on retient des produits anciens à prix peu élevés et que l'on néglige les nouveaux produits à prix élevés l'indice peut être biaisé à la baisse. À l'inverse, dans certains secteurs, il arrive que le nouveau produit apparaisse à un prix relativement faible et que l'ancien produit devienne obsolète à un prix relativement élevé (car il couvre une part minuscule du marché) (Berndt *et al.*, 2003). Dans ce cas, il se produirait un biais à la hausse. La nature du biais dé-

pend des stratégies de prix des entreprises concernant les produits anciens et nouveaux.

7.127 Ce biais d'échantillon existe pour la plupart des produits. Mais le cas de figure qui nous intéresse est celui des marchés où les offices de statistique constatent que la fréquence d'apparition de nouveaux produits et l'obsolescence des anciens est élevée au point de mettre en doute les résultats obtenus. Nous examinerons d'abord quelques exemples de ces marchés puis deux procédures : le recours à des indices de prix hédoniques (par opposition à l'insertion hédonique partielle mentionnée ci-dessus) et le chaînage.

Quelques exemples

7.128 Koskimäki et Vartia (2001) ont tenté d'apparier des modèles d'ordinateurs personnels sur trois périodes de deux mois chacune (printemps, été et automne) en utilisant un échantillon de prix recueillis dans le cadre d'une collecte ordinaire de prix pour l'indice des prix à la consommation finlandais. Des 83 prix de printemps, seulement 53 ont pu être comparés à des prix d'été et 16 également à des prix d'automne. En peu de temps, l'échantillon s'est rapidement déformé : sur les 79 modèles de l'automne, les 16 modèles appariés avaient une vitesse moyenne de traitement de 518 MHz alors que celle des 63 modèles restants non appariés était de 628 MHz; les capacités de disque dur étaient, respectivement, de 10,2 gigaoctets et de 15,0 gigaoctets, et la part des processeurs hauts de gamme (Pentium III et AMD Atl.) était, respectivement, de 25 % et de 49,2 %. Au cours de la période de six mois, les prix des produits *appariés* n'ont pratiquement pas connu de variations. Une régression hédonique s'appuyant sur toutes les données a toutefois permis d'établir que les prix ajustés aux changements de qualité avaient chuté d'environ 10 %. Autrement dit, si les enquêteurs chargés du relevé des prix ont pour instruction de garder les modèles jusqu'à ce qu'il faille les remplacer, l'échantillon risque d'être de moins en moins représentatif et d'accuser un biais en faveur des produits de qualité inférieure. En l'occurrence, les variations de prix hédoniques ont chuté plus rapidement car, compte tenu des services offerts, les nouveaux modèles devenaient moins chers.

7.129 Kokoski *et al.* (1999) ont utilisé des régressions hédoniques pour une étude empirique comparant les prix de produits alimentaires de diverses régions urbaines aux États-Unis à l'aide de données servant à établir l'indice américain des prix à la consommation. Les coefficients des variables indicatrices censées indiquer si les produits échantillonnés provenaient d'échantillons récemment mis à jour (indicatrice = 1) ou d'échantillons antérieurs aux mises à jour (indicatrice = 0) affichaient un signe négatif, indiquant par là que les prix ajustés aux changements de qualité des produits récemment inclus dans l'échantillon étaient inférieurs à ceux des anciens produits.

7.130 Silver et Heravi (2002) ont constaté une dégradation de l'échantillon en appariant les prix de machines à laver le linge au Royaume-Uni sur une période d'un an. En décembre, les modèles utilisés pour l'indice de décembre/janvier ne représentaient plus que 53 % du panier de modèles de janvier bien qu'ils aient compté pour 81,6 % des dépenses de janvier. Les modèles de machines à laver contribuant moins aux ventes ont disparu plus rapidement que les autres. Toutefois, les modèles restant en décembre représentaient seulement 48,2 % de la valeur des transactions en décembre. L'échantillon actif afférent à l'univers des transactions de décembre s'était sensiblement détérioré. Les prix des produits appariés et non appariés différaient, de même que leur qualité et leur âge. Même lorsque les prix étaient ajustés en fonction de la qualité au moyen de régressions hédoniques, les prix des modèles anciens non appariés étaient inférieurs à ceux des modèles appariés. On a aussi constaté que les prix des modèles nouveaux non appariés étaient relativement plus élevés. Les prix ajustés par la qualité baissaient plus vite dans l'échantillon apparié que dans l'ensemble de l'échantillon : environ 10 % et 7 %, respectivement. Les résidus d'une régression hédonique établis au moyen d'une surface hédonique commune et leur effet levier ont également été analysés. Les résidus des nouveaux produits non appariés étaient plus élevés que ceux des produits appariés, alors que les résidus des modèles anciens non appariés étaient sensiblement moins élevés. Les observations de produits non appariés avaient un effet levier (non pondéré) presque du double de celle des produits appariés; leur influence dans l'estimation des paramètres de l'équation de régression était beaucoup plus grande et leur exclusion plus grave.

7.131 Ces études montrent combien les échantillons peuvent se dégrader. Elles révèlent en outre que les produits exclus non appariés peuvent être sensiblement différents des produits inclus. Nous examinerons deux méthodes pour faire face à ce type de situations : le recours à des indices de prix hédoniques (par opposition à l'insertion hédonique partielle examinée plus haut) et le chaînage. Toutes deux reposent sur un ensemble de données d'un échantillon représentatif de produits et de leurs caractéristiques techniques à chaque période. Les enquêteurs peuvent utiliser une liste de contrôle des caractéristiques lorsqu'ils procèdent au relevé des prix (Merkel, 2000). Ils seront chargés de recueillir les prix et les caractéristiques techniques de plus d'un produit dans chaque magasin, les produits étant les plus courants ou ceux qui se vendent le plus. Si un nouveau produit apparaît et qu'il se vend bien ou qu'il est susceptible de bien se vendre, il est considéré comme produit remplaçant ou supplémentaire et ses caractéristiques sont notées en fonction d'une liste de caractéristiques importantes. La liste est dressée au moment de l'adoption de l'échantillon puis mise à jour selon les besoins. On peut également obtenir une liste de modèles et de prix auprès de cabinets d'études de marché, de sites In-

ternet ou d'associations professionnelles, mais il importe de recueillir des prix de transaction, par opposition à des prix nominaux.

Les indices de prix hédoniques

7.132 Il importe de distinguer entre, d'une part, l'utilisation de régressions hédoniques pour effectuer des ajustements en fonction des changements de qualité en présence d'un produit de substitution non comparable, comme le décrivent les paragraphes 7.90 à 7.115 et, d'autre part, leur utilisation en tant qu'*indices de prix hédoniques* pour mesurer les variations de prix ajustés aux changements de qualité. Les indices de prix hédoniques sont appropriés lorsque le rythme et l'ampleur des remplacements sont élevés car, premièrement, le recours fréquent à des ajustements qualitatifs peut produire des erreurs et, deuxièmement, l'échantillonnage reposera sur un univers de produits remplaçants/appariés risquant d'être biaisé. Comme de nouveaux modèles apparaissent continuellement et que d'anciens modèles disparaissent, la représentativité d'un échantillon de produits appariés peut se détériorer et il peut se produire un biais à mesure que les variations de prix des produits anciens/nouveaux diffèrent de celles des produits appariés. Il faut établir un échantillon de produits chaque mois et construire un indice de prix. Mais plutôt que de faire la part des différences de qualité en appariant les produits, leur effet sera neutralisé au moyen des régressions hédoniques. Il convient de signaler que tous les indices décrits ci-dessous se fondent sur un nouvel échantillon de données à chaque période. Si un produit nouveau apparaît, il est inclus dans l'ensemble des données et la régression permet de faire la part des différences de qualité. De même, si des produits anciens sont retirés, ils continuent de faire partie des données pour les indices des périodes où ils existent. Les paragraphes 7.110 à 7.115 insistent sur la prudence qui doit accompagner les régressions hédoniques lors des ajustements de qualité; on trouvera au chapitre 21 des considérations théoriques et économétriques sur cette question. C'est également avec prudence qu'il faut utiliser les résultats des indices hédoniques (par souci de brièveté nous n'en répéterons pas ici les raisons).

7.133 Le chapitre 17 définit des indices théoriques de prix et présente des formules d'indice pratiques pouvant servir à les encadrer ou les estimer. Le chapitre 21 présente également des indices théoriques incluant des biens présentant un ensemble inséparable de caractéristiques, et il est donc possible d'aborder le lien entre ces indices théoriques et les diverses formes d'indices hédoniques. Diverses formes sont analysées au chapitre 21; nous les résumons ci-dessous.

7.134 *Fonctions hédoniques comportant des indicateurs temporelles.* L'échantillon porte sur les deux périodes comparées, à savoir t et $t+2$, et il n'est pas nécessaire d'apparier les produits. La formulation hédonique régresse le prix du produit i , p_i , sur les caractéristiques

$k = 2, \dots, K$ des produits z_{ki} . On estime une régression simple en utilisant les données des deux périodes comparées, l'équation comportant en outre une variable indicatrice D^{t+2} égale à 1 à la période $t+2$, et à zéro à l'autre période :

$$\ln p_i = \beta_0 + \beta_1 D^{t+2} + \sum_{k=2}^K \beta_k z_{ki} + \varepsilon_i \quad (7.29)$$

Le coefficient β_1 est une estimation de la variation des prix ajustée aux changements de qualité entre la période t et la période $t+2$. Il s'agit d'une estimation de la variation du logarithme du prix qui fait la part des effets du changement de qualité au moyen de l'expression $\sum_{k=2}^K \beta_k z_{ki}$. Il y a lieu de noter qu'un ajustement de β_1 s'impose : il faut ajouter la moitié du carré de l'écart-type de l'estimation, comme l'indiquent Goldberger (1968) et Teekens et Koerts (1972). Deux variantes de l'équation (7.28) sont envisagées. La première est la *version à base fixe* directe qui compare la période t à la période $t+2$ comme signalé : janvier–février, janvier–mars, etc. La deuxième est une *version chaînée* mobile évaluée pour la période t avec $t+1$; puis pour la période $t+1$ avec $t+2$, les chaîsons étant reliés par des multiplications successives. On pourrait par exemple effectuer une comparaison janvier–mars en multipliant l'indice janvier–février par l'indice février–mars. Bien entendu, il existe une *version pleinement contrainte* : une régression contrainte unique pour, par exemple, janvier à décembre comportant des variables indicatrices pour chaque mois. Mais cette méthode ne peut s'appliquer en temps réel puisqu'il faut des données sur les observations futures.

7.135 L'approche ci-dessus utilise les indicatrices temporelles pour comparer les prix à la période 1 aux prix de chaque période suivante. De ce fait, les paramètres β sont tenus constants sur la période faisant l'objet de la comparaison. Une comparaison bilatérale à base fixe fondée sur l'équation (7.29) utilise les estimations de paramètres contraints aux deux périodes et, étant donné le nombre égal d'observations à chaque période, correspond à une sorte de moyenne symétrique. Une formulation *chaînée* estimerait $I_{1,4}$, par exemple, comme suit : $I_{1,4} = I_{1,2} \times I_{2,3} \times I_{3,4}$. Dans chaque comparaison binaire avec données appariées, on attribue une même pondération aux données de chaque période.

7.136 Ces formulations présentent un gros inconvénient en ce sens qu'elles n'ont pas de pondération explicite. En pratique, on peut employer un échantillonnage avec seuil d'inclusion pour ne retenir que les produits les plus importants. Si on dispose de données de ventes, on devra utiliser un estimateur des moindres carrés pondérés (MCP) par opposition à un estimateur des moindres carrés ordinaires (MCO). Lorsque sont mis au point des indices normaux, il va de soi qu'il ne faut pas attribuer la même pondération à chaque comparaison de prix puisque certains produits peuvent rapporter plus de recettes que d'autres. Il en va de même pour les indices hédoniques. Diewert (2002e) préconise une *pondération*

basée sur les ventes plutôt que sur les quantités. Deux produits peuvent se vendre en quantités égales, mais si le prix de l'un est plus élevé, les variations de prix doivent avoir une pondération elle aussi plus élevée pour que les résultats soient économiquement fiables. En outre, Diewert (2002e) a démontré que les *parts* de ventes devraient servir à former les pondérations puisque ces ventes augmenteront, par exemple, à la période $t+2$ avec les prix, et les valeurs résiduelles et leur variance seront ainsi plus élevées à la période $t+2$ qu'à la période t . Dans un modèle de régression cette hétéroscédasticité est indésirable car elle accroît la variance. Silver (2002) a en outre démontré que les pondérations effectives d'un estimateur MCP ne découlent pas uniquement des pondérations apparentes car entrent également en ligne de compte les résidus et les points leviers. Ces derniers sont d'ailleurs d'autant plus importants que les caractéristiques des observations s'éloignent des caractéristiques moyennes des données. Silver suggère de supprimer les observations à effet de levier relativement élevé et à faible pondération et de refaire une nouvelle régression.

7.137 *Indices hédoniques de période à période.* Il est une autre méthode de comparaison de la période t et de la période $t+2$ qui consiste à estimer une régression hédonique pour la période $t+2$ et à insérer les valeurs des caractéristiques de chaque modèle existant à la période t dans la régression de la période $t+2$ pour prédire le prix de chacun de ses produits. On obtiendrait ainsi des prévisions des prix des produits existants à la période t fondées sur leurs caractéristiques z_i^t , aux prix virtuels de la période $t+2$, $\hat{p}_i^{t+2}(z_i^t)$. Ces prix (ou une moyenne) peuvent être comparés aux prix effectifs (ou à leur moyenne) des modèles à la période t , $p_i^t(z_i^t)$ comme, par exemple, un indice hédonique de Jevons à la période de référence :

$$P_{JHB} = \frac{\left[\prod_{i=1}^{N'} \hat{p}_i^{t+2}(z_i^t) \right]^{1/N'}}{\left[\prod_{i=1}^{N'} p_i^t(z_i^t) \right]^{1/N'}} = \frac{\left[\prod_{i=1}^{N'} \hat{p}_i^{t+2}(z_i^t) \right]^{1/N'}}{\left[\prod_{i=1}^{N'} \hat{p}_i^t \right]^{1/N'}} \approx \frac{\left[\prod_{i=1}^{N'} \hat{p}_i^{t+2}(z_i^t) \right]^{1/N'}}{\left[\prod_{i=1}^{N'} p_i^t \right]^{1/N'}} \quad (7.30a)$$

7.138 Autrement, il est possible d'insérer les caractéristiques des modèles existants à la période $t+2$ dans une régression pour la période t . Les prix prévus des produits à la période $t+2$ issus des prix virtuels à la période t , $p_i^t(z_i^{t+2})$, sont les prix de produits existant à la période $t+2$ estimés aux prix de la période t et ces prix (ou une moyenne) peuvent être comparés aux prix effectifs

(ou à leur moyenne) à la période $t + 2$, $p_i^{t+2}(z_i^{t+2})$; un indice hédonique de Jevons à la période en cours s'exprime comme suit :

$$\begin{aligned}
 P_{JHC} &= \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^{t+2}(z_i^{t+2}) \right]^{1/N^{t+2}}}{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^t(z_i^{t+2}) \right]^{1/N^{t+2}}} = \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} \hat{p}_i^{t+2} \right]^{1/N^{t+2}}}{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^t(z_i^{t+2}) \right]^{1/N^{t+2}}} \\
 &\approx \frac{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^{t+2} \right]^{1/N^{t+2}}}{\left[\prod_{i=1}^{N^{t+2}} p_i^t(z_i^{t+2}) \right]^{1/N^{t+2}}} \quad (730b)
 \end{aligned}$$

7.139 Dans le cas d'une comparaison bilatérale à base fixe fondée sur l'équation (7.30a) ou l'équation (7.30b), l'équation hédonique est estimée uniquement pour une période, la période en cours $t+2$ de l'équation (7.30a) et la période de référence t de l'équation (7.30b). Pour des raisons analogues à celles présentées aux chapitres 15, 16 et 17, une moyenne symétrique de ces indices aurait une certaine assise théorique.

7.140 Il convient de signaler que les moyennes géométriques de (7.30) se fondent sur toutes les données disponibles à chaque période, tout comme l'indice hédonique fondé sur une indicatrice temporelle dans l'équation (7.29). S'il y a dans celle-ci un nouveau produit, par exemple, à la période $t+2$, il est inclus dans l'ensemble des données et la régression fait la part des variations de qualité. De même, si des produits anciens sont retirés, ils sont toujours inclus dans les indices aux périodes où ils existent. Tout cela fait partie de la procédure naturelle d'estimation, à la différence des données appariées et des ajustements hédoniques de produits remplaçants non comparables lorsque les produits ne sont plus disponibles.

7.141 La formulation de la méthode des variables indicatrices de l'équation (7.29) ne comporte pas de pondération explicite, ce qui constitue un sérieux désavantage. En pratique, l'échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion peut être employé pour inclure uniquement les produits les plus importants; ou, si on dispose de données concernant les dépenses, on peut recourir à un estimateur MCP (par opposition à un estimateur MCO), les parts de dépenses servant à la pondération, comme l'explique l'appendice 21.1 du chapitre 21.

7.142 *Indices hédoniques superlatifs et exacts (IHSE)*. Au chapitre 17, on définit sur une base théorique les limites déterminées par les indices de Laspeyres et de Paasche, ainsi que des indices superlatifs qui traitent les données des deux périodes symétriquement. Comme l'indique le chapitre 16, les formules su-

perlatives, notamment l'indice de prix de Fisher, sont également considérées comme ayant des propriétés axiomatiques souhaitables. En outre, la théorie économique présente l'indice de Fisher comme une moyenne symétrique des limites Laspeyres et Paasche qui, du reste, ressort comme la moyenne la plus appropriée d'un point de vue axiomatique. L'indice de Törnqvist est considéré comme le plus approprié d'un point de vue stochastique et il n'exige pas d'hypothèses fortes pour l'établir comme indice superlatif à partir de l'approche économique. On a déterminé que les indices des prix de Laspeyres et de Paasche correspondent (exactement) à des fonctions sous-jacentes d'agrégation de Leontief sans possibilité de substitution alors que les indices superlatifs sont exacts pour les formes fonctionnelles flexibles, y compris les formes quadratiques et translogarithmiques pour les indices de Fisher et de Törnqvist, respectivement. Si l'on dispose de données sur les prix, les caractéristiques et les quantités, on observe des démarches et des résultats semblables pour les indices hédoniques (Fixler et Zieschang, 1992 et Feenstra, 1995). Feenstra (1995) a défini des limites théoriques exactes d'un indice hédonique. Prenons l'indice théorique de l'équation (17.3) du chapitre 17, mais en définissant uniquement les caractéristiques z_i des produits. Les prix (et les quantités) correspondent toujours à des produits, mais ils sont entièrement définis à partir de leurs caractéristiques $p_i(z_i)$. Une agrégation arithmétique relative à une équation hédonique linéaire donne une limite supérieure de Laspeyres (les quantités demandées *diminuant* à mesure que les prix relatifs augmentent) qui s'exprime comme suit :

$$\frac{\sum_{i=1}^N q_i^t \hat{p}_i^{t+2}}{\sum_{i=1}^N q_i^t p_i^t} = \sum_{i=1}^N s_i^t \left(\frac{\hat{p}_i^{t+2}}{p_i^t} \right) \geq \frac{C(u^t, p(z)^{t+2})}{C(u^t, p(z)^t)} \quad (7.31a)$$

où l'expression du côté droit est le ratio du coût d'un niveau d'utilité (u^t) à la période t ; où l'utilité est une fonction du vecteur des quantités; soit $u^t = f(q^t)$. La comparaison des prix est estimée à un niveau fixe de quantités à la période t , et s_i^t correspond aux parts des dépenses totales affectées au produit i à la période t ,

$$\begin{aligned}
 s_i^t &= q_i^t p_i^t / \sum_{j=1}^N q_j^t p_j^t \quad \text{et} \\
 \hat{p}_i^{t+2} &= p_i^{t+2} - \sum_{j=1}^N \beta_k^{t+2} (z_{jk}^{t+2} - z_{jk}^t) \quad (7.31b)
 \end{aligned}$$

correspond aux prix à la période $t+2$ corrigés de la somme des changements de chaque caractéristique qualitative pondérée par leurs coefficients tirés d'une régression hédonique linéaire. Il convient de noter que l'addition s'applique au même i aux deux périodes puisque les produits remplaçants sont inclus lorsqu'il y a des pro-

duits manquants et que l'équation (7.31b) ajuste leurs prix en fonction des changements de qualité.

7.143 L'expression ci-dessous donne une limite inférieure de Paasche :

$$\frac{\sum_{i=1}^N q_i^{t+2} p_i^{t+2}}{\sum_{i=1}^N q_i^{t+2} \hat{p}_i^t} = \left[\sum_{i=1}^N s_i^{t+2} \left(\frac{p_i^{t+2}}{\hat{p}_i^t} \right) \right]^{-1} \leq \frac{C(u^{t+2}, p(z)^{t+2})}{C(u^{t+2}, p(z)^t)} \quad (7.32a)$$

$$\text{où } s_i^{t+2} = q_i^{t+2} p_i^{t+2} / \sum_{j=1}^N q_j^{t+2} p_j^{t+2} \quad \text{et}$$

$$\hat{p}_i^t = p_i^t + \sum_{j=1}^N \beta_k^t (z_{jk}^{t+2} - z_{jk}^t) \quad (7.32b)$$

qui sont des prix aux périodes t corrigés de la somme des changements de chaque caractéristique qualitative pondérée par son coefficient issu d'une régression hédonique linéaire.

7.144 Au chapitre 17, il est démontré que les indices de prix de Laspeyres P_L et de Paasche P_p imposent des limites à leurs «véritables» indices théoriques économiques respectifs. En appliquant aux équations (7.31a) et (7.32a) un raisonnement semblable à celui du chapitre 17, on peut démontrer qu'en tenant compte de préférences homothétiques, ces véritables indices économiques se réduisent à un indice théorique unique $c(p^{t+2})/c(p^t)$, et :

$$P_L \geq c(p^{t+2})/c(p^t) \geq P_p \quad (7.33)$$

7.145 La méthode s'apparente à celle utilisée pour effectuer des ajustements pour des produits remplaçants non comparables dans les équations (7.27a) et (7.27b), ci-dessus. Toutefois, la méthode IHSE utilise d'abord toutes les données de chaque période : elle ne se limite pas aux produits appariés ou aux produits remplaçants sélectionnés. Deuxièmement, elle utilise les coefficients provenant de régressions hédoniques sur les changements de caractéristiques afin d'ajuster les prix observés aux changements de qualité. Troisièmement, plutôt que de présumer que tous les modèles ont une importance égale, elle intègre un système de pondérations en se fondant sur des données relatives aux parts des dépenses de chaque modèle et à leurs caractéristiques. Enfin, elle est directement liée à des structures définies dans la théorie économique.

7.146 Des régressions hédoniques semi-logarithmiques permettraient d'obtenir un ensemble de coefficients β susceptibles d'être utilisés avec ces limites géométriques de la période en cours et de la période de référence :

$$\prod_{i=1}^N \left(\frac{p_i^{t+2}}{\hat{p}_i^t} \right)^{s_i^{t+2}} \leq \frac{C(u, p(z)^{t+2})}{C(u, p(z)^t)} \leq \prod_{i=1}^N \left(\frac{\hat{p}_i^{t+2}}{p_i^t} \right)^{s_i^t} \quad (7.34a)$$

$$\hat{p}_i^t = p_i^t \exp \left[\sum_{j=1}^N \beta_k^t (z_{jk}^{t+2} - z_{jk}^t) \right]$$

$$\hat{p}_i^{t+2} = p_i^{t+2} \exp \left[- \sum_{j=1}^N \beta_k^{t+2} (z_{jk}^{t+2} - z_{jk}^t) \right] \quad (7.34b)$$

7.147 Dans l'équation (7.34a), il apparaît que les deux limites s'appliquant aux indices théoriques respectifs convergent selon une hypothèse de préférence homothétique (voir chapitre 17). Le calcul de ces indices n'est pas chose aisée. On trouvera des illustrations de leur application chez Silver et Heravi (2001a) et (2003), pour les comparaisons dans le temps, et chez Kokoski *et al.* (1999), pour les comparaisons dans l'espace au sein d'un même pays. Kokoski *et al.* (1999) utilisent un échantillon tiré d'un univers de produits remplaçants avec des données autrement appariées de l'indice des prix à la consommation du *United States Bureau of Labor Statistics*; l'échantillon a toutefois bénéficié d'une mise à jour. Silver et Heravi (2001a) et (2003) utilisent des données obtenues par lecture optique pour l'univers des transactions, au moyen d'une procédure en deux étapes où les cellules — tout comme des strates — sont définies selon les principaux caractères influant sur les prix, comme toutes les combinaisons de marques, types de points de ventes et (dans le cas des téléviseurs) taille de. Il peut y avoir un gain d'efficacité de l'estimation définitive puisque l'ajustement concerne les variations intra-strates et n'est pas sans rappeler l'amélioration que l'échantillonnage aléatoire stratifié représente par rapport à l'échantillonnage aléatoire simple. Le prix moyen de chaque cellule appariée pourrait être alors utilisé pour les comparaisons de prix en recourant aux équations (7.32a) et (7.34a), à cela près qu'on a effectué des ajustements au titre des changements de qualité au moyen des équations (7.32b) et (7.34b) pour veiller à ce que dans chaque cellule les écarts de qualité par rapport aux autres caractéristiques techniques n'influent pas sur la comparaison des prix. Cela a permis d'inclure toutes les données appariées, les données anciennes non appariées et les données nouvelles non appariées puisque, si le prix moyen dans une cellule de l'équation (7.32a) augmentait du fait de l'inclusion d'un nouveau produit amélioré, l'équation (7.32b) servirait à supprimer cette amélioration en moyenne. Prenons l'exemple d'un téléviseur de marque X à écran de 14 pouces muni d'un système de son stéréo et vendu dans de multiples points de vente. Il peut y avoir des cellules appariées pour plusieurs téléviseurs de marque X, mais pas nécessairement de cellules appariées incluant également un son stéréo. On pourrait être amené à regrouper le nouveau modèle dans une cellule avec les téléviseurs de marque X à écran de 14 pouces largement vendus et à comparer le prix moyen des cellules dans l'équation (7.32a) ou (7.34a), puis à effectuer un ajustement de qualité au titre du son stéréo sous la forme de l'équation (7.32b) ou (7.34b). Le coefficient estimé pour le son stéréo serait dé-

terminé au moyen d'une équation hédonique estimée à l'aide de données d'autres téléviseurs dont certains sont dotés d'un système stéréo.

7.148 La description ci-dessus illustre l'élaboration de formules d'indices pondérés, comme les indices de Laspeyres, de Paasche, de Fisher et de Törnqvist, à partir de données sur les prix, les quantités et les caractéristiques d'un produit. Silver et Heravi (2003) montrent que, à mesure qu'augmente le nombre de caractéristiques entrant en ligne de compte dans les équations (7.32a) et (7.34a), l'ajustement des équations (7.32b) et (7.34b) devient de plus en plus superflu, jusqu'à ce que toutes les combinaisons de caractéristiques techniques soient utilisées comme des strates dans les équations (7.32a) et (7.34a), le calcul s'applique alors à un problème de modèles appariés où chaque cellule identifie uniquement un produit. Dans le cas des données appariées, les équations (7.32b) et (7.34b) ne sont d'aucune utilité; l'agrégation dans les équations (7.32a) et (7.34a) s'appliquerait à tous les produits et se réduirait au problème habituel des indices. Se prononçant sur cette méthode, Diewert (2003a) explique pourquoi, lorsque l'appariement est relativement important, les résultats obtenus sont semblables à ceux des indices hédoniques superlatifs.

7.149 Les formules d'indice pondérés peuvent donc être mises au point en utilisant des données sur les prix, les quantités et les caractéristiques d'un produit lorsque les produits ne sont pas appariés. En effet, en continuant d'utiliser la méthode des produits appariés il risque de se produire deux genres d'erreurs : les ajustements de qualité multiples concernant des produits qui ne sont plus disponibles dont leurs produits remplaçants non comparables et le biais de sélectivité de l'échantillon issu d'un échantillonnage fondé sur un univers de produits remplaçants par opposition à un univers double.

Différence entre indices hédoniques et indices de produits appariés

7.150 Nous avons évoqué plus haut les avantages des indices hédoniques par rapport aux indices de produits appariés du fait qu'ils incluent des produits non appariés. Nous allons approfondir cette question. Triplett (2002) soutient et Diewert (2002e) démontre qu'un indice (de Jevons) fondé sur une moyenne géométrique non pondérée de produits appariés donne le même résultat qu'un indice hédonique logarithmique fondé sur les mêmes données. Supposons l'échantillon de produits appariés m et posons comme hypothèse que Z^{t+2} et Z^t sont les ajustements globaux de qualité des indicatrices temporelles de l'équation (7.29), soit $\sum_{k=1}^K \beta_k z_{ki}$. Aizcorbe *et al.* (2001) démontrent que la première ligne de l'équation (7.35) ci-dessous est égale à l'écart entre les deux moyennes géométriques de prix corrigés des changements de qualité. L'espace de l'échantillon $m = M^t = M^{t+2}$ est le même modèle à chaque période. Supposons qu'un nouveau modèle n est introduit à la période $t+2$, qu'il n'a aucune contrepartie à la période t et qu'un vieux modèle o est en voie de disparition

de sorte qu'il n'a pas de contrepartie à la période $t+2$. Alors M^{t+2} est composé de m et de n , et M^t est composé de m et de o , alors que M est constitué uniquement des modèles appariés m . Silver et Heravi (2002) ont démontré que la comparaison des variables hédoniques indicatrices correspond maintenant à :

7.151 Considérons la deuxième expression de l'équation (7.35). Premièrement, il y a la variation des observa-

$$\begin{aligned} \ln p^{t+2} / p^t &= \left[\frac{m}{m+n} \sum_m \ln(p_m^{t+2} - Z_m) / m \right. \\ &\quad \left. + \frac{n}{m+n} \sum_n \ln(p_n^{t+2} - Z_n) / n \right] \\ &\times \left[\frac{m}{m+o} \sum_m \ln(p_m^t - Z_m) / m \right. \\ &\quad \left. + \frac{o}{m+o} \sum_o \ln(p_o^t - Z_o) / o \right] \\ &= \left[\frac{m}{m+n} \sum_m \ln(p_m^{t+2} - Z_m) / m \right. \\ &\quad \left. - \frac{m}{m+o} \sum_m \ln(p_m^t - Z_m) / m \right] \\ &\times \left[\frac{n}{m+n} \sum_n \ln(p_n^{t+2} - Z_n) / n \right. \\ &\quad \left. - \frac{o}{m+o} \sum_o \ln(p_o^t - Z_o) / o \right] \quad (7.35) \end{aligned}$$

tions appariées de m . Il s'agit de la variation des prix moyens des modèles appariés m aux périodes $t+2$ et t , corrigés des changements de qualité. Il convient de noter que la pondération à la période $t+2$ pour cette composante appariée est la proportion des observations appariées dans l'ensemble des observations à la période $t+2$. De même, à la période t , la pondération appariée dépend du nombre d'anciennes observations non appariées dans l'échantillon. À la dernière ligne de l'équation (7.35), la variation est entre le prix moyen (corrigé des changements de qualité) des produits nouveaux non appariés et celui des produits anciens non appariés aux périodes $t+2$ et t . On peut donc présumer que les méthodes d'appariement font abstraction de la dernière ligne de l'équation (7.35) et diffèrent donc de l'approche hédonique des variables indicatrices au moins à cet égard. Il ressort de l'équation (7.35) que, compte tenu du fait qu'elle comprend les observations de produits anciens et nouveaux non appariés, l'approche hédonique des variables indicatrices peut différer d'une moyenne géométrique des variations de prix appariés, la différence dépendant, dans cette formulation sans pondération, de la proportion des produits anciens et nouveaux qui sont ajoutés à l'échantillon ou qui en sont retirés et des variations de prix des produits anciens et nouveaux par rapport à ceux des produits appariés. Si le marché des produits est tel que les prix ajustés aux changements de qualité sont anormalement faibles alors que les prix nouveaux ajustés aux changements de qualité sont anormalement élevés, alors l'indice apparié sous-

évaluera l'importance des variations de prix (Silver et Heravi, 2002 et Berndt *et al.*, 2003 donnent des exemples). Des comportements de marché différents se traduiront par des formes différentes de biais.

7.152 Si les pondérations de ventes remplacent le nombre d'observations dans l'équation (7.35), alors, comme l'explique le chapitre 21, on peut calculer diverses formes d'indices hédoniques pondérés. Silver (2002) a également démontré que l'approche hédonique diffère d'une régression hédonique pondérée ou non, au regard de l'effet multiplicateur et de l'influence que la régression hédonique confère aux observations.

Chaînage

7.153 Il est une autre méthode qui permet de traiter les produits à taux élevé de remplacement qui consiste à utiliser un indice chaîné, par exemple mensuel, plutôt qu'une comparaison de base fixe à long terme. Un indice chaîné compare les prix des produits à la période t à ceux à la période $t+1$ (indice $_{t,t+1}$) puis examine l'univers des produits à la période $t+1$ et les apparie à ceux de la période $t+2$. Ces liens (l'indice $_{t,t+1}$ et l'indice $_{t+1,t+2}$) sont combinés par des multiplications et se poursuivent, disons, jusqu'à l'indice $_{t+5,t+6}$ pour constituer l'indice $_{t,t+6}$. Seuls les produits disponibles à la période t et à la période $t+6$ seraient utilisés pour un indice de prix à la consommation de base fixe. Considérons les cinq produits 1, 2, 5, 6 et 8 sur les mois de janvier, février, mars et avril, comme l'indique le tableau 7.1. L'indice des prix de janvier comparé à celui de février (J:F) repose sur des comparaisons des prix des cinq produits. Pour février–mars (F:M), les comparaisons portent sur les produits 1, 4, 5 et 8; et pour mars–avril (M:A), elles portent sur six produits, soit les produits 1, 3, 4, 5, 7 et 8. La composition de l'échantillon varie d'une période à une autre, certains produits anciens disparaissant et de nouveaux produits apparaissant. Les indices de prix peuvent être calculés pour chacune de ces comparaisons successives de prix au moyen de l'une ou l'autre des formules non pondérées décrites au chapitre 21. La taille de l'échantillon augmente lorsque apparaissent de nouveaux produits et diminue lorsque d'anciens produits sont retirés, de sorte que la composition évolue au fil des mois (Turvey, 1999).

7.154 On peut atténuer l'appauvrissement de l'échantillon utilisé pour les comparaisons à long terme en faisant un usage judicieux des produits remplaçants. Toutefois, comme l'explique le chapitre 8, un nouveau produit serait introduit dans l'échantillon uniquement lorsque s'imposerait la nécessité d'un produit remplaçant, indépendamment du nombre de nouveaux produits lancés sur le marché. En outre, le produit remplaçant sera vraisemblablement d'une qualité comparable et facilement ajustable mais ses ventes seront donc relativement faibles, ou bien il sera d'une qualité différente avec des ventes relativement élevées, mais il exigera un ajustement important de la qualité. Dans un cas comme dans l'autre, le résultat est insatisfaisant.

7.155 À la différence des indices hédoniques, le chaînage n'utilise pas toutes les données sur les prix pour la comparaison relative à chaque maillon. Les produits 2 et 6, par exemple, peuvent être manquants en mars. L'indice peut utiliser les données de prix des produits 2 et 6 lorsqu'elles existent aux fins de la comparaison janvier–février, mais leur absence ne doit pas perturber l'indice dans le cas de la comparaison février–mars. Il se peut que le produit 4 soit un produit remplaçant du produit 2. Notons comme il est facile de l'inclure dès lors que l'on dispose de deux observations de prix. Il n'est pas nécessaire d'attendre le changement de base ou la mise à jour de l'échantillon. Il se peut que le produit 7 soit un produit remplaçant du produit 6. Un ajustement des prix du fait des changements de qualité peut être nécessaire pour la comparaison février–mars des produits 6 et 7, mais il s'agit là d'un ajustement ponctuel et à court terme, l'établissement de l'indice se poursuivant en mars–avril sur la base du produit 7 plutôt que du produit 6. Le *SCN 1993* (chapitre 16, paragraphe 54) sur l'estimation des prix et des volumes relève ce point:

Dans une série chronologique, la présence sur le marché des mêmes produits dans les deux périodes a toutes les chances d'être la plus fréquente si l'on considère des périodes consécutives (sauf lorsqu'il s'agit de périodes inférieures à une année qui connaissent des fluctuations saisonnières). Il est donc vraisemblable que l'on puisse disposer du maximum d'informations sur les prix et les quantités, utilisables directement pour le calcul des indices de prix ou de volume, avec des indices-chaînes qui relient des périodes immédiatement consécutives. Par contre, plus les deux périodes choisies sont éloignées l'une de l'autre, plus faible est la possibilité de la présence des mêmes produits dans les deux périodes, et plus il est nécessaire de recourir à des formules indirectes et de procéder aux comparaisons de prix sur la base d'hypothèses. Ainsi, les difficultés pratiques créées par le manque de concordance entre les produits proposés sur le marché dans les deux périodes viennent s'ajouter à celles qui résultent du large écart entre les indices directs de Laspeyres et de Paasche concernant des périodes largement éloignées l'une de l'autre.

7.156 Le chaînage a été présenté comme l'approximation naturelle discrète d'un indice théorique de Divisia (Forsyth et Fowler, 1981 et chapitre 16). Reinsdorf (1998) a défini les fondements théoriques de l'indice et conclu qu'en général, les indices chaînés sont de bonnes approximations de l'idéal théorique — encore que des biais soient à craindre lorsque les prix «rebondissent», comme l'a démontré Szulc (1983) (voir aussi Forsyth et Fowler, 1981 et de Haan et Opperdoes, 1997).

7.157 L'indice hédonique à variables indicatrices tient compte de toutes les données de janvier et mars pour comparer les prix des deux mois. L'indice chaîné, quant à lui, fait abstraction des paires successives non appariées, comme indiqué plus haut, mais cela est préférable à l'équivalent de base fixe. Établissant des prévisions à partir d'une équation de régression, l'approche hédonique comporte naturellement un intervalle

de confiance qui est fonction de l'ajustement de l'équation, de l'écart entre les caractéristiques et leur moyenne et du nombre d'observations. L'appariement, qu'il soit chaîné ou non, n'accuse pas d'erreurs de prédiction. Aizcorbe *et al.* (2001) ont entrepris une étude rigoureuse et approfondie des produits de haute technologie (ordinateurs personnels et semi-conducteurs) en utilisant des données trimestrielles de la période 1993 à 1999. Les résultats obtenus à partir d'indices hédoniques et chaînés comparables étaient étonnamment similaires sur les sept ans de l'étude. Par exemple, dans le cas des unités centrales de traitement (UCT) d'ordinateurs individuels, entre le premier trimestre 1993 et le dernier trimestre 1999, l'indice a chuté de 60,0 % (méthode hédonique à variables indicatrices), 59,9 % (indice chaîné de Fisher) et 57,8 % (moyenne géométrique chaînée). Les résultats divergeaient uniquement pour les trimestres où les taux de remplacement de produits étaient élevés; et, en l'occurrence, les écarts pouvaient être considérables. Par exemple, au quatrième trimestre 1996, la méthode hédonique à variables indicatrices donnait une chute annuelle de 38,2 %, soit un écart de 17 points par rapport à l'indice chaîné à moyennes géométriques. Lorsque le taux de remplacement des modèles est faible, la différence est minime entre la méthode hédonique et les méthodes d'appariement avec chaînage, auxquelles on peut du reste ajouter celles avec base fixe. Les différences ne deviennent manifestes que lorsque les liens ou comparaisons binaires présentent des taux élevés de remplacement de modèles (voir aussi Silver et Heravi, 2001a et 2003).

7.158 Bien entendu, comme mentionné ci-dessus, il est possible de pallier l'absence de prix en utilisant des estimations hédoniques partielles avec insertion. Dulberger (1989) a calculé des indices hédoniques pour des processeurs d'ordinateur et comparé leurs résultats à ceux obtenus au moyen d'une méthode d'appariement de modèles. L'indice hédonique à variables indicatrices donnait une baisse d'environ 90 % entre 1972 et 1984, soit à peu près autant que dans le cas de la méthode d'appariement de modèles où les prix manquants pour les produits nouveaux ou non disponibles étaient déterminés par une régression hédonique. Toutefois, lorsqu'il a utilisé une méthode d'appariement de modèles à chaînage sans estimation ou imputation des prix manquants, l'indice a chuté de 67 %. Il est également possible de combiner les méthodes; de Haan (2003) a utilisé des données appariées lorsqu'elles étaient disponibles et l'indicatrice temporelle uniquement pour les données non appariées (sa méthode de double imputation).

Comparaisons à court terme et à long terme

7.159 La présente section décrit une démarche utile pour l'ajustement de la qualité. Elle a cela de nouveau qu'elle prend en considération la nature à long terme des comparaisons de prix corrigés des change-

ments de qualité. Dans l'exemple du tableau 7.1, les prix de mars sont comparés à ceux de janvier. La méthode de l'imputation exige que l'on pose comme hypothèse des variations de prix similaires dans la durée — ce qui ne manque pas de susciter des doutes à mesure que les comparaisons s'effectuent sur une période d'autant plus longue, entre janvier et octobre, janvier et novembre, janvier et décembre, voire plus. Pour tenter de parer à ces difficultés, la présente section envisage une formulation à court terme évoquée au paragraphe 7.42. Considérons le tableau 7.5 qui, par souci de simplification, ne comporte qu'un seul produit A pour toute la période, un produit B qui est manquant de façon permanente en avril et un produit C susceptible de le remplacer en avril.

Méthodes d'ajustement aux changements de la qualité dans les comparaisons à court terme

7.160 On peut trouver un *remplacement par équivalence* C. Dans l'exemple qui précède, l'accent était mis sur l'utilisation de l'indice de Jevons au niveau élémentaire, le chapitre 20 faisant état des nombreux avantages que procure cette méthode. L'exemple dont il est ici question utilise l'indice de Dutot, le ratio des moyennes arithmétiques. Il ne s'agit pas de préconiser cette méthode, mais de présenter un exemple fondé sur une formulation différente. L'indice de Dutot présente également beaucoup d'intérêt d'un point de vue axiomatique, mais il ne tient pas le test de commensurabilité (unités de mesure), et ne devrait donc être utilisé que pour des produits relativement homogènes. L'indice à long terme de Dutot pour avril par rapport à celui de janvier s'exprime comme suit :

$$P_D = \frac{\sum_{i=1}^N p_i^{\text{Apr}} / N}{\sum_{i=1}^N p_i^{\text{Jan}} / N}$$

soit $8/5 = 1,30$, autrement dit une augmentation de 30 %.

L'équivalent à court terme est le produit d'un indice à long terme jusqu'à la période immédiatement antérieure, et d'un indice reliant la période antérieure à la période en cours, soit dans le cas de la période $t+4$ comparée à la période t :

$$P_D = \left[\frac{\sum_{i=1}^N p_i^{t+3} / N}{\sum_{i=1}^N p_i^t / N} \right] \times \left[\frac{\sum_{i=1}^N p_i^{t+4} / N}{\sum_{i=1}^N p_i^{t+3} / N} \right]$$

ou dans le cas de janvier comparé à avril :

$$P_D = \left[\frac{\sum_{i=1}^N p_i^{\text{Mar}} / N}{\sum_{i=1}^N p_i^{\text{Jan}} / N} \right] \times \left[\frac{\sum_{i=1}^N p_i^{\text{Apr}} / N}{\sum_{i=1}^N p_i^{\text{Mar}} / N} \right] \quad (7.36)$$

ce qui, bien entendu, donne $\frac{6}{5} \times \frac{8}{6} = 1,30$ comme auparavant.

7.161 Considérons une comparaison non directe avec correction explicite des variations de qualité. Posons, par exemple, que la valeur 6 attribuée à C en avril est corrigée des changements de qualité et que l'on estime que C ne vaut plus que 5 lorsqu'on le compare à la qualité de B. Comme mentionné ci-dessus, l'ajustement qualitatif peut résulter de l'estimation du coût d'une option, d'un ajustement de quantité, d'une estimation subjective ou d'un coefficient hédonique. Supposons que la comparaison à long terme repose sur un prix ajusté de C en janvier, qui est le prix de B, soit 3, multiplié par 6/5 pour le placer au niveau de qualité de C, soit $6/5 \times 3 = 3,6$. À compter d'avril, les prix du produit remplaçant C peuvent être comparés au prix de sa période de référence, soit janvier. On peut aussi envisager une autre méthode où les prix de C à compter d'avril seraient ajustés en les multipliant par 5/6 pour les rabaisser à la qualité de B et pour permettre des comparaisons avec le prix du produit B en janvier : le prix ajusté d'avril est alors $5/6 \times 6 = 5$; dans le cas du mois de mai, le prix ajusté est 5,8; dans celui de juin, il est de 6,67 (voir tableau 7.5).

Les deux procédures produisent des résultats identiques pour les comparaisons de prix à long terme. Les résultats des deux méthodes (abstraction faite des erreurs d'arrondi) sont identiques pour le produit B.

7.162 Toutefois, pour ce qui est de l'indice global de Dutot, les résultats différeront puisque l'indice de Dutot pondère chaque variation de prix selon la proportion du prix à la période initiale par rapport au total des prix (voir chapitre 20, note 27). Les deux méthodes d'ajustement de la qualité indiqueront les mêmes variations de prix mais leurs pondérations implicites différeront. L'indice de Dutot en mai est $9/5,6 = 1,607$ s'il y a ajustement du prix de la période en cours (mai). Les indices à court terme produisent des résultats identiques pour chaque ajustement :

$$\frac{8}{5,6} \times \frac{9}{8} = 1,607 \quad \text{avec un ajustement du prix à la période initiale (janvier), et}$$

$$\frac{7}{5} \times \frac{7,8}{7} = 1,56 \quad \text{avec un ajustement de prix à la période en cours (mai).}$$

7.163 La méthode du chevauchement peut également être déclinée à court terme. Au tableau 7.5, C a un prix de 5 en mars, période durant laquelle B a également un prix. Le ratio de ces prix est une estimation de leur différence de qualité. Une comparaison à long terme

entre janvier et avril donnerait $\left(6 \times \frac{4}{5} + 2\right) / 5 = 1,36$.

Tableau 7.5 Exemple de comparaisons à court terme et à long terme

Produit	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin
Remplacement ou équivalent						
A	2	2	2	2	2	2
B	3	3	4			
C				6	7	8
<i>Total</i>	5	5	6	8	9	10
Ajustement explicite						
A	2	2	2	2	2	2
B	3	3	4	(5/6) x 6 = 5	(5/6) x 7 = 5,8	(5/6) x 8 = 6,67
C	(6/5) x 3 = 3,60			6	7	8
<i>Total</i>	5	5	6	8	9	10
Recouvrement						
A	2	2	2	2	2	2
B	3	3	4	6 x (4/5) = 4,8		
C			5	6	7	8
<i>Total</i>	5	5	6	6,8		
Imputation						
A	2	2	2,5	3,5	4	5
B	3	3	4	(3,5/2,5) x 4 = 5,6	(4/3,5 x 5,6) = 6,4	(5/4) x 6,4 = 8
<i>Total</i>	5	5	6,5	9,1	8,4	13

Les chiffres en caractères gras sont les prix estimés corrigés des variations de qualité décrits dans le texte.

La comparaison à court terme se fonderait sur le produit du

lien de janvier à mars et de mars à avril : $\frac{6,8}{6} \times \frac{6}{5} = 1,36$.

7.164 À ce niveau non pondéré d'agrégation, on constate qu'il n'y a pas d'écart entre les résultats à long terme et les résultats à court terme lorsqu'il n'y a pas de produits manquants, que l'on dispose de remplacements en équivalent, que l'on procède à des ajustements explicites ou que l'on utilise la méthode du recouvrement. Séparer les variations à court terme (les variations mensuelles les plus récentes) des variations à long terme peut présenter un certain intérêt du point de vue du contrôle de qualité, en ce sens que l'on peut repérer des variations atypiques de prix à court terme, mais tel n'est pas le but de notre propos. L'approche à court terme comporte toutefois des avantages lorsque l'on effectue des imputations.

Comparaisons à court terme implicites à partir d'imputations

7.165 La méthode à court terme a été principalement considérée pour les valeurs temporairement manquantes, comme le signalent Armknecht et Maitland-Smith (1999) et Feenstra et Diewert (2001). Toutefois, des questions semblables se posent au regard de l'ajustement de la qualité. Considérons à nouveau le tableau 7.5 : cette fois-ci, il n'y a pas de produit remplaçant C et les prix du produit A ont été modifiés à la hausse. Le produit B est une fois de plus manquant en avril. Une imputation à long terme du produit B en avril donne $(3,5/2) \times 3 = 5,25$. La variation de prix est donc $(5,25 + 3,5)/5 = 1,75$ ou 75 %. Bien entendu, on obtient le même résultat qu'en utilisant simplement le produit A ($3,5/2 = 1,75$), l'hypothèse implicite étant que les fluctuations de prix du produit B, s'il avait continué d'exister, auraient suivi celles de A. Il peut être difficile, dans certains cas, de reconnaître la validité de l'hypothèse de fluctuations similaires sur de très longues périodes. Une autre méthode consisterait à utiliser un cadre à court terme où le prix imputé pour avril se fonde (disons, de manière générale) sur la variation moyenne de prix entre la période précédente et la période en cours, soit, dans l'exemple ci-dessus, $(3,5/2,5) \times 4 = 5,6$. Dans ce cas, la variation de prix entre mars et avril est $(5,6 + 3,5)/(2,5 + 4) = 1,40$. En tenant par ailleurs compte de la variation de prix entre janvier et mars $(6,5/5) = 1,30$, on obtient une variation de janvier à avril correspondant à $1,30 \times 1,40 = 1,82$, soit une augmentation de 82 %.

7.166 Pourquoi le résultat à court terme (82 %) est-il plus élevé que le résultat à long terme (75 %) ? La variation de prix de 40 % du produit A entre mars et avril, sur laquelle repose l'imputation à court terme, est plus importante que la variation moyenne annuelle du prix de A, qui est d'un peu plus de 20 %. On a constaté plus haut que le biais lié à cette méthode était fonction du

ratio des valeurs manquantes, ainsi que de l'écart entre la variation moyenne de prix de l'échantillon apparié et la variation de prix corrigé des changements de qualité du produit manquant s'il avait continué d'exister. Il faut donner la préférence à la comparaison à court terme si l'hypothèse de variations similaires de prix est jugée plus probable que l'hypothèse à long terme.

7.167 Il y a des données sur les variations de prix du produit qui n'est plus disponibles (le produit B au tableau 7.5) jusqu'à la période précédant celle où le produit est manquant. Au tableau 7.5, le produit B comporte des données de prix pour janvier, février et mars. L'imputation à long terme n'utilise pas ces données et se contente de supposer que les variations de prix sur la période de janvier à avril, par exemple, sont identiques pour B et A. Supposons maintenant que les données des prix de B au tableau 7.5 (dernière rangée) soient 3, 4 et 6 en janvier, février et mars, respectivement, plutôt que 3, 3 et 4. L'estimation à long terme de B en avril est 5,25, comme auparavant. L'estimation de la variation de prix entre mars et avril indique maintenant une baisse de 6 à 5,25. Une imputation à court terme fondée sur les variations de prix de A entre mars et avril indiquerait une augmentation de 6 à $(3,5/2,5) \times 6 = 8,4$, ce qui serait plus exact.

7.168 Toutefois, l'utilisation continue d'imputations à court terme pourrait poser un problème. Considérons à nouveau les données relatives à A et à B au tableau 7.5 et voyons ce qui se produit en mai. En adoptant la même procédure à court terme, la variation de prix imputée serait $4/3,5 \times 5,6 = 6,4$; pour le mois de juin, on obtient $(5/4) \times 6,4 = 8$. Dans le premier cas, la variation de prix de janvier s'exprime comme suit :

$$\left[\frac{(6,4 + 4)}{(5,6 + 3,5)} \right] \times \left[\frac{(5,6 + 3,5)}{(3 + 2)} \right] = 2,08$$

et, dans le deuxième, pour juin :

$$\left[\frac{(8 + 5)}{(6,4 + 4)} \right] \times \left[\frac{(6,4 + 4)}{(3 + 2)} \right] = 2,60$$

par rapport à des comparaisons à long terme pour mai et juin de, respectivement :

$$\left[\frac{((4/2) \times 3 + 4)}{(3 + 2)} \right] = 2,00$$

$$\left[\frac{((5/2) \times 3 + 5)}{(3 + 2)} \right] = 2,50$$

7.169 Il ne faut pas perdre de vue que les comparaisons dont il est ici question reposent sur une valeur imputée du produit B en avril et en mai. La comparaison de prix du deuxième terme de l'équation (7.36) ci-dessus pour la période en cours (par opposition à la période immédiatement antérieure) se fonde sur des valeurs im-

putées du produit B. De même, pour les résultats de la période de janvier à juin, la comparaison de mai à juin se fonde sur des valeurs imputées du produit B pour mai et juin. Bien entendu, cela peut se révéler nécessaire pour des besoins pratiques d'ajustement de la qualité. Faute de remplacements en équivalent, de recouvrements ou de ressources pour des ajustements explicites de la qualité, il faut alors envisager une imputation. Toutefois, le recours à des valeurs imputées comme valeurs décalées dans des comparaisons à court terme introduit une marge d'erreur dans l'indice qui s'accroît à mesure qu'on les utilise. On préférera vraisemblablement les imputations à long terme à des variations à court terme fondées sur des valeurs imputées décalées, à moins que ces imputations à long terme ne soient déconseillées pour le secteur d'activité en question. Les enquêteurs peuvent estimer qu'un produit manquant ne le soit que temporairement, et on supposera donc aux fins de l'imputation que le produit réapparaîtra à l'avenir. En l'espace, on peut suivre une démarche pragmatique consistant à supposer, par exemple, que si un produit manque pendant au moins trois mois il peut être considéré comme définitivement manquant. Ces cas de figure exigent des imputations pour répercuter les valeurs sur des périodes successives et supposent le recours à des valeurs imputées décalées à comparer aux valeurs imputées courantes, en dépit des mises en garde, surtout lorsque l'on procède ainsi sur plusieurs mois. Il apparaît intuitivement que la période ne peut pas être trop longue. Premièrement, la taille effective de l'échantillon diminue à mesure que s'accroît le recours à l'imputation. Deuxièmement, l'hypothèse d'une variation constante des prix inhérente aux imputations risque d'être invalidée sur le long terme. Enfin, certaines données empiriques qui, bien que provenant d'un contexte différent, mettent en garde contre l'utilisation de valeurs imputées comme s'il s'agissait de valeurs effectives décalées (voir l'étude de Feenstra et Diewert (2001) qui utilise des données de l'*United States Bureau of Labor Statistics* pour l'*International Price Program*).

7.170 La méthode à court terme ci-dessus est développée dans la prochaine section où l'on prend en considération des indices pondérés. L'estimation de prix corrigés des changements de qualité s'effectue généralement au niveau du produit élémentaire. À ce niveau inférieur, il arrive que les prix viennent à manquer, d'où l'utilisation de produits remplaçants avec ou sans ajustements et d'imputations pour continuer la série. En outre, de nouveaux produits et de nouvelles variétés apparaissent, et des substitutions se produisent entre les sections de l'indice. La problématique du changement de qualité ne tient pas uniquement au souci d'homogénéité dans les comparaisons, mais aussi à la nécessité de repondérer avec exactitude les produits consommés. Dans un indice Laspeyres, l'ensemble des produits est présumé constant à la période de référence, de sorte que les variations de l'éventail des produits consommés ne posent pas de problème jusqu'au changement suivant de base de l'indice.

Cela dit, des procédures sont nécessaires pour mettre à jour les pondérations afin de tenir compte des changements de l'éventail de produits consommés. Cette question est abordée au chapitre 9. Autrement dit, il s'agit de définir une procédure globale équivalente à celle des ajustements à court terme examinés plus haut. Cela est d'autant plus pertinent pour les pays où, par manque de ressources, il est difficile de mener des enquêtes périodiques auprès des ménages pour mettre à jour les pondérations.

Indices à une étape et à deux étapes

7.171 Envisageons l'agrégation au niveau élémentaire. C'est le niveau auquel les prix sont recueillis auprès d'un ensemble représentatif de points de ventes dans diverses régions à une période donnée, puis comparés aux prix appariés de produits identiques à une période postérieure afin d'établir un indice pour un produit particulier, disons la viande d'agneau. Chaque comparaison de prix est pondérée de la même façon à moins que l'échantillon n'ait été conçu de manière à donner aux produits les plus vendus une probabilité plus grande d'être sélectionnés. L'indice de prix élémentaire de la viande d'agneau est ensuite pondéré et combiné aux indices élémentaires pondérés des autres produits pour former l'indice des prix à la consommation. Un indice agrégé élémentaire de Jevons pour la période $t+6$ comparé à celui de la période t , par exemple donne :

$$P_j = \prod_{i \in N(t+6) \cap N(t)} (p_i^{t+6} / p_i^t) \quad (7.37)$$

Comparons cela à une procédure en deux étapes :

$$P_j = \prod_{i \in N(t+5) \cap N(t)} (p_i^{t+5} / p_i^t) \prod_{i \in N(t+6) \cap N(t+5)} (p_i^{t+6} / p_i^{t+5}) \quad (7.38)$$

7.172 Si un produit manque à la période $t+6$, on peut effectuer une imputation. Si l'on se sert de l'équation (7.37), il faut poser comme hypothèse que la variation de prix du produit manquant (s'il avait continué d'exister) est égale à la moyenne des variations de prix des produits restants sur les périodes t à $t+6$. Dans l'équation (7.38), le produit manquant à la période $t+6$ peut être inclus à la première étape du calcul, entre les périodes t et $t+5$, mais exclu à la deuxième étape, entre les périodes $t+5$ et $t+6$; l'hypothèse étant que les variations de prix entre $t+5$ et $t+6$ sont égales. Les hypothèses concernant les variations de prix à court terme sont généralement considérées comme plus valides que leurs contreparties à long terme. La méthode à deux étapes a également l'avantage d'inclure les prix de la période en cours et ceux de la période immédiatement antérieure, ce qui, comme on l'explique au chapitre 9, favorise une bonne vérification de la validité des données.

7.173 Feenstra et Diewert (2001) ont appliqué certaines procédures d'imputation à court terme aux comparaisons de prix de l'*International Price Program* du *United States Bureau of Labor Statistics*. Bien que le présent manuel ne s'intéresse pas directement à ce type d'indice, le fait que plus d'un quart des produits suivis n'ait pas pu être relevés durant chaque période mensuelle est remarquable. Il serait en effet intéressant d'analyser les résultats de différentes procédures d'imputation. Avec la méthode à deux étapes, Feenstra et Diewert (2001) mettent en garde contre le report de prix imputés comme s'il s'agissait de valeurs effectives, pour des comparaisons ultérieures. Les variations fondées sur des imputations antérieures avaient un écart-type deux fois plus grand que celui des variations où aucune imputation n'était requise, ce qui a conduit les

auteurs à conclure que cette pratique était une source d'erreurs considérable. Feenstra et Diewert (2001) ont constaté que par rapport aux imputations à court terme, les imputations à long terme produisaient de plus fortes variances. S'appuyant sur la théorie et sur leurs observations empiriques, ils ont également observé que, lorsque des prix effectifs deviennent disponibles et qu'on les extrapole rétrospectivement de façon linéaire, les estimations ainsi obtenues présentent une variance beaucoup plus faible qu'avec les imputations à court terme. Toutefois, pour effectuer ces extrapolations, les instituts statistiques doivent stocker des données rétrospectives jusqu'à ce que des observations de prix soient disponibles, effectuer les extrapolations pour en tirer les prix manquants et publier alors un indice révisé des prix à la consommation.

Appendice 7.1 Données sur les ordinateurs personnels provenant des sites Internet de Compaq et Dell au Royaume-Uni, en juillet 2000, pour illustrer une régression hédonique

PRIX (£)	VITESSE- (MHz)	RAM,MB.	HD,MB.	DELL	PRESARIO	PROSIGNIA	CELERON	PENTIUM III	CD-RW	DVD	VITESSE-DELL+ (MHz)
2123	1000	128	40	0	1	0	0	0	0	0	0
1642	700	128	40	0	1	0	0	0	0	0	0
2473	1000	384	40	0	1	0	0	0	0	0	0
2170	1000	128	60	0	1	0	0	0	0	0	0
2182	1000	128	40	0	1	0	0	0	0	1	0
2232	1000	128	40	0	1	0	0	0	1	0	0
2232	1000	128	40	0	1	0	0	0	0	0	0
1192	700	384	40	0	1	0	0	0	0	0	0
1689	700	384	60	0	1	0	0	0	0	0	0
1701	700	384	40	0	1	0	0	0	0	1	0
1751	700	384	40	0	1	0	0	0	1	0	0
1851	700	384	40	0	1	0	0	0	0	0	0
2319	933	128	15	0	0	0	0	1	0	0	0
2512	933	256	15	0	0	0	0	1	0	0	0
2451	933	128	30	0	0	0	0	1	0	0	0
2270	933	128	10	0	0	0	0	1	0	0	0
2463	933	256	10	0	0	0	0	1	0	0	0
2183	933	64	10	0	0	0	0	1	0	0	0
1039	533	64	8	0	0	1	1	0	0	0	0
1139	533	128	8	0	0	1	1	0	0	0	0
1109	533	64	17	0	0	1	1	0	0	0	0
1180	533	64	8	0	0	1	1	0	1	0	0
1350	533	128	17	0	0	1	1	0	1	0	0
1089	600	64	8	0	0	1	0	1	0	0	0
1189	600	128	8	0	0	1	0	1	0	0	0
1159	600	64	17	0	0	1	0	1	0	0	0
1230	600	64	8	0	0	1	0	1	1	0	0
1259	600	128	17	0	0	1	0	1	0	0	0
1400	600	128	17	0	0	1	0	1	1	0	0
2389	933	256	40	0	1	0	0	1	0	0	0
1833	733	256	40	0	1	0	0	1	0	0	0
2189	933	128	40	0	1	0	0	1	0	0	0

PRIX (£)	VITESSE (MHz)	RAM,MB.	HD,MB.	DELL	PRESARIO	PROSIGNIA	CELERON	PENTIUM III	CD-RW	DVD	VITESSE-DELL+ (MHz)
2436	933	256	60	0	1	0	0	1	0	0	0
2397	933	256	40	0	1	0	0	1	0	1	0
2447	933	256	40	0	1	0	0	1	1	0	0
2547	933	256	40	0	1	0	0	1	0	0	0
2845	933	384	60	0	1	0	0	1	0	0	0
2636	933	384	60	0	1	0	0	1	0	0	0
1507	733	64	30	0	1	0	0	1	0	0	0
1279	667	64	10	1	0	0	0	1	0	0	667
1379	667	128	10	1	0	0	0	1	0	0	667
1399	667	64	30	1	0	0	0	1	0	0	667
1499	667	128	30	1	0	0	0	1	0	0	667
1598	667	128	30	1	0	0	0	1	1	0	667
1609	667	128	30	1	0	0	0	1	0	1	667
1389	667	64	10	1	0	0	0	1	0	1	667
999	667	64	10	1	0	0	1	0	0	0	667
1119	566	64	30	1	0	0	1	0	0	0	566
1099	566	128	10	1	0	0	1	0	0	0	566
1097	566	64	10	1	0	0	1	0	1	0	566
1108	566	64	10	1	0	0	1	0	0	1	566
1219	566	128	30	1	0	0	1	0	0	0	566
1318	566	128	30	1	0	0	1	0	1	0	566
1328	566	128	30	1	0	0	1	0	0	1	566
1409	566	128	10	1	0	0	0	1	0	0	733
1809	733	384	10	1	0	0	0	1	0	0	733
1529	733	128	30	1	0	0	0	1	0	0	733
1519	733	128	10	1	0	0	0	1	0	1	733
1929	733	384	30	1	0	0	0	1	0	0	733
2039	733	384	30	1	0	0	0	1	0	1	933
2679	933	128	30	1	0	0	0	1	0	0	933
3079	933	384	10	1	0	0	0	1	0	0	933
2789	933	128	10	1	0	0	0	1	0	1	933
3189	933	384	10	1	0	0	0	1	0	1	933

SUBSTITUTION DE PRODUITS ÉLÉMENTAIRES, ESPACE D'ÉCHANTILLONNAGE ET NOUVEAUX PRODUITS

8

Introduction

8.1 Lorsque de nouveaux produits élémentaires font leur apparition et que d'anciens produits élémentaires ne se vendent plus, l'univers des produits élémentaires dont les prix sont relevés change. Or, la méthodologie des indices peut limiter l'échantillonnage à des sous-catégories de l'univers. Les échantillons tirés de ces sous-catégories forment ce qui est appelé ici l'«espace d'échantillonnage» de l'indice. Le présent chapitre traite des limitations de cet espace. Dans le chapitre 7, la méthode d'appariement des modèles a été reconnue comme étant l'approche retenue pour assurer que la mesure des variations des prix n'est pas faussée par les changements de qualité. Il a toutefois été noté que cette approche pourrait être déficiente à trois égards : produits élémentaires manquants, espace d'échantillonnage limité et nouveaux biens et services (dans le reste du présent chapitre, le terme «biens» désigne les biens et les services). Dans le chapitre 7, plusieurs méthodes implicites et explicites d'ajustement des prix en fonction de la qualité, et le choix entre elles, sont proposées comme des solutions au problème des produits élémentaires manquants. Dans le présent chapitre, l'attention se porte sur les deux autres raisons pour lesquelles la méthode d'appariement de modèles ne convient pas : problèmes d'échantillonnage (espace d'échantillonnage limité) et nouveaux produits. Commençons par décrire brièvement les trois sources d'erreur potentielle.

8.2 *Produits élémentaires manquants.* Un problème se pose lorsqu'un bien n'est plus produit. Un ajustement implicite en fonction de la qualité peut être opéré à l'aide de la méthode du chevauchement ou d'imputation, ou encore le répondant peut choisir un produit de remplacement de qualité comparable, dont le prix peut être directement comparé à celui du produit élémentaire manquant. Si le produit de remplacement n'est pas de qualité comparable, un ajustement explicite du prix s'impose. Cette question est traitée au chapitre 7, paragraphes 7.72 à 7.115. Des réserves sont émises aux paragraphes 7.125 à 7.158. Il a été reconnu que, pour les produits élémentaires des branches d'activité où le remplacement des modèles est rapide, un appariement continu sur longue période appauvrit l'échantillon et un ajustement en fonction de la qualité devient irréalisable à l'échelle requise. L'appariement en chaîne ou les indices hédoniques sont jugés préférables.

8.3 *Problèmes d'échantillonnage.* Par sa nature même, l'appariement des prix de produits élémentaires

identiques conduira probablement à la longue au suivi d'un échantillon de moins en moins représentatif de la population des transactions. Il se peut que les enquêteurs continuent à suivre le prix de certains produits élémentaires jusqu'à ce qu'ils ne soient plus vendus. Ils risquent donc d'assurer ce suivi pour des produits anciens, dont le prix fait apparaître des fluctuations inhabituelles et les ventes sont limitées. En ce qui concerne le remplacement des produits élémentaires, il se peut que les enquêteurs choisissent des produits comparables peu populaires pour éviter un ajustement explicite du prix en fonction de la qualité. C'est ainsi que des produits élémentaires obsolètes, dont les prix subissent des variations inhabituelles, peuvent être remplacés par des produits élémentaires quasiment obsolètes, dont les prix varient eux aussi de façon inhabituelle. Le fait que les produits de remplacement sont quasiment obsolètes signifie que leur part des dépenses sera relativement faible, ce qui aggravera le problème de la non-représentativité des échantillons. La substitution d'un article dont les ventes sont relativement élevées à un article obsolète a ses propres inconvénients, car la différence de qualité est susceptible d'être une différence importante et de fond, allant au-delà de celle qui peut être attribuée, par exemple, à la différence de prix dans une période de chevauchement. L'un des produits élémentaires pourrait se trouver dans la dernière phase de son cycle de vie alors que l'autre en est encore au début. Le problème influe sur la mise à jour de l'échantillon et la substitution de produits élémentaires.

8.4 *Nouveaux produits.* Une troisième difficulté peut se poser lorsqu'un «nouveau» bien est produit. Il est difficile de déterminer si l'on a affaire à un nouveau produit élémentaire ou à un changement de la qualité d'un produit ancien, et c'est ce qui est traité ci-après. Lorsqu'un bien est nouveau à maints égards, il faut l'inclure dans l'indice le plus tôt possible, surtout si l'on s'attend à ce que les ventes de ce bien atteignent un niveau relativement élevé. L'évolution du prix des nouveaux biens peut être fort différente de celle du prix des biens anciens, en particulier au début de leur cycle de vie. En outre, dans la période initiale de son lancement, le bien procure souvent un gain de bien-être au consommateur. Le nouveau bien n'est pas un parfait substitut de l'ancien et cette unicité fournit au consommateur une valeur économique qu'il n'aurait pas obtenue si le nouveau bien n'avait pas été disponible (Trajtenberg, 1989). Mais, par définition, il n'y a pas de prix pour le nouveau produit pendant la période précédant son lancement. Ainsi, même si le prix

du nouveau produit est obtenu et inclus dans l'indice dès sa date de lancement, il y a toujours quelque chose qui manque — le gain de bien-être initial dont jouissent les consommateurs pendant la période de lancement. Les difficultés éprouvées à rendre compte de ces effets sont traitées aux paragraphes 8.59–8.60 et à l'appendice 8.2.

8.5 Le problème des produits élémentaires manquants a fait l'objet du chapitre 7. Le présent chapitre porte sur les problèmes d'échantillonnage liés à la méthode d'appariement des modèles et sur la difficulté à inclure les nouveaux produits dans l'indice.

Échantillons appariés

8.6 La méthode d'appariement tire ses origines d'un casse-tête. L'appariement sert à éviter que les variations de prix ne soient influencées par les changements de qualité. Or, son utilisation limite l'échantillonnage à un univers statique de produits élémentaires qui existent à la fois dans la période de référence et dans la période en cours. En dehors de l'échantillon apparié, il y a, bien sûr, des produits élémentaires qui existent dans la période de référence mais pas dans la période en cours, et qui ne sont donc pas appariés, ainsi que des produits élémentaires nouveaux qui existent dans la période en cours mais non dans la période de référence — l'univers dynamique (Dalén, 1998a; Sellwood, 2001). Le casse-tête tient à ce que les prix des produits élémentaires non inclus dans l'univers apparié — les nouveaux produits élémentaires qui apparaissent après la période de référence et les produits élémentaires anciens qui ont disparu de la période en cours — peuvent se comporter très différemment de ceux des produits élémentaires appariés existants. Il en est ainsi parce que ces produits incorporent des technologies différentes et sont sujets à des variations de prix stratégiques (ajustés en fonction de la qualité) différentes. Le procédé utilisé pour maintenir constante la qualité de l'échantillon, à savoir l'appariement, est celui-là même qui peut donner lieu à un échantillon biaisé en ce qu'il ne tient pas compte de l'évolution technologique. En outre, lorsque cet échantillon apparié sert à imputer les variations de prix des produits élémentaires manquants (voir chapitre 7, paragraphes 7.53 à 7.68), il reflétera la technologie incorporée dans un échantillon qui n'est pas représentatif de l'évolution technologique de la période en cours.

8.7 L'appendice 8.1 du présent chapitre présente un examen formel de l'appariement et de l'univers dynamique. On distingue trois univers :

- un *univers d'intersection*, qui ne comprend que les produits élémentaires appariés;
- un *double univers* dynamique, qui recouvre tous les produits élémentaires de la période de base et tous ceux de la période en cours, bien qu'ils puissent être de qualité différente;
- un *univers de produits de remplacement*, qui commence avec celui de la période de base mais permet

aussi de remplacer un produit par un autre lorsqu'un produit élémentaire de l'échantillon de la période de base n'existe plus dans la période en cours.

8.8 Il est, bien entendu, difficile de déterminer dans quelle mesure les appariements de l'univers d'intersection limitent l'inclusion de l'échantillon dans le double univers dynamique, car les organismes statistiques ne recueillent généralement pas de données sur ce dernier, dont l'ampleur varie d'ailleurs selon les produits. Sellwood (2001) s'est prononcé en faveur de simulations utilisant l'univers des données obtenues par lecture optique. Silver et Heravi (2002) y ont procédé en prenant des données de ce type sur les prix à la consommation des machines à laver au Royaume-Uni en 1998. L'indice de Laspeyres établi sur la base des comparaisons de prix de modèles appariés existant à la fois en janvier et décembre ne couvrirait que 48 % des dépenses de décembre en machines à laver, car les nouveaux modèles apparus après janvier n'y étaient pas inclus. En outre, la comparaison des prix des modèles appariés de janvier à décembre porte sur un peu plus de 80 % des dépenses de janvier, en raison de l'exclusion des modèles existant en janvier mais pas en décembre. Une mise à jour semestrielle de l'échantillon (changement de base) a porté le taux de couverture des dépenses de décembre à un peu plus de 70 %, tandis qu'une mise à jour mensuelle (chaînage) l'a établi à 98 % (voir le chapitre 7, paragraphes 7.128 à 7.131 pour d'autres exemples). Cela a deux implications. Premièrement, le choix de produits de substitution (remplacement) place dans une certaine mesure la couverture de l'échantillon sous le contrôle des enquêteurs. L'émission de directives sur les remplacements dirigés dans des catégories de produits données présente un certain intérêt. Deuxièmement, le chaînage, les indices hédoniques (comme ceux considérés au chapitre 7, paragraphes 7.125 à 7.158) et la mise à jour régulière de l'échantillon présentent l'avantage, pour certaines catégories de produits, de rafraîchir l'échantillon. Ces questions seront examinées à tour de rôle.

Espace d'échantillonnage et remplacement ou substitution de produits élémentaires

8.9 Lorsqu'un produit disparaît, il se peut que l'enquêteur décide de choisir un produit de remplacement. L'espace d'échantillonnage de l'indice couvre donc les produits appariés initialement choisis et les produits de remplacement retenus lorsque des produits appariés sont manquants. Les enquêteurs sont fréquemment les personnes les mieux placées pour choisir les produits de remplacement. Ils se trouvent souvent physiquement dans le magasin qui n'a pas le produit en question et, par conséquent, tout prix de remplacement choisi est peu susceptible d'être affecté par des différences de prix qui pourraient être attribuées à des différences de

services (facilité d'accès, parking, garanties, services) par rapport à d'autres magasins. Il se peut en outre qu'un produit de remplacement manifeste soit offert par un magasin qui s'adresse au même segment du marché, et c'est là une caractéristique qui n'échappera pas aux enquêteurs. Lorsque le produit de remplacement a un code ou un numéro de modèle différent, le statisticien peut penser qu'il a affaire à un produit différent, alors que l'enquêteur peut confirmer qu'il s'agit tout simplement d'une différence de couleur ou d'emballage. L'enquêteur peut en outre déterminer si un nouveau modèle (de remplacement) d'un produit est si différent de l'ancien par sa présentation et d'autres facteurs qualitatifs qu'il justifie en soi une grande différence de prix. Dans pareils cas, il se peut que le statisticien se concentre uniquement sur les caractéristiques techniques et ne soit pas au courant de ces autres différences. Il a toutefois l'avantage de détenir d'autres informations, par exemple, de renseignements obtenus d'un magasin de même type sur le prix du produit manquant, qui pourrait être temporairement en rupture de stock.

8.10 L'enquêteur se charge de déterminer si deux produits élémentaires sont de qualité comparable ou non. S'il pense qu'un produit de remplacement est de qualité comparable, alors que ce n'est pas le cas, la différence de qualité sera prise pour une différence de prix, il en résultera un biais lorsque la différence de qualité non reconnue va toujours dans le même sens. La substitution éclairée entre deux produits de qualité comparable exige que des directives générales soient émises sur ce qui constitue un bon produit de remplacement, ainsi que des informations sur les caractéristiques susceptibles de déterminer le prix des produits en question. Elle nécessite par ailleurs que la substitution ait lieu en temps opportun de manière à maximiser les chances qu'un bon substitut soit disponible.

8.11 L'émission de directives sur le choix de produits élémentaires comparables et le suivi de la nature des produits choisis est une bonne pratique. Liegey (1994) note combien les résultats des régressions hédoniques sont utiles pour la sélection des produits. Ces résultats donnent une indication des grands facteurs de qualité qui expliquent la variation du prix du produit ou du service. Des directives peuvent ainsi être fournies aux enquêteurs sur les caractéristiques jugées importantes — en ce sens qu'elles déterminent le prix — pour la sélection des produits élémentaires de l'échantillon et de remplacement.

8.12 On ne saurait traiter de l'espace d'échantillonnage sans examiner la question de la sélection des produits de substitution aux produits élémentaires manquants. La sélection initiale des produits élémentaires dont les prix sont appariés est une opération qu'il vaut peut-être mieux laisser au hasard, mais le plus souvent, les produits élémentaires choisis sont ceux qui sont «typiquement» achetés. Et les produits de remplacement devraient eux aussi être des produits élémentaires «typiquement» achetés. Les enquêteurs ne devraient pas

tous inclure dans l'échantillon le même produit élémentaire «le plus typique», mais opter pour une distribution de produits qui représente largement la distribution des achats. Par exemple, une marque particulière — qui procure, disons, 40 % du produit des ventes — est réputée être le leader du marché. Cette réputation ne doit pas amener tous les enquêteurs à choisir cette marque au moment du changement de base, car il faut que l'échantillon soit représentatif.

8.13 Les produits de remplacement doivent entrer dans l'univers des transactions pour que l'échantillon soit largement représentatif de l'univers dynamique. L'inclusion d'un produit de remplacement populaire en vue de rafraîchir l'échantillon — un produit qui est au même stade de son cycle de vie que le produit populaire initialement choisi dans la période de base — permet une comparaison utile et correcte des prix, à supposer qu'il soit procédé à un ajustement du prix en fonction de la qualité. Les substituts ou produits de remplacement devraient, si possible, être non seulement qualitativement comparables, mais aussi susceptibles de contribuer pour une part relativement importante à la valeur des ventes. Il ne sert pas à grand-chose de substituer un produit élémentaire dont les ventes sont limitées à un produit manquant dont les ventes sont, elles aussi, limitées, tout simplement parce qu'ils ont des caractéristiques similaires, étant tous deux «anciens»; l'indice deviendrait encore moins représentatif. Substituer un produit élémentaire à un autre uniquement lorsque le produit n'est plus en vente risque de nuire à la représentativité de l'indice. Dans ce cas, les produits dont les ventes sont relativement faibles continueraient à être suivis jusqu'à la fin de leur durée de vie. Et même leur remplacement risque de ne pas remédier à la situation. Si les directives sur le remplacement des produits indiquent que l'enquêteur doit sélectionner un produit élémentaire comparable vendu dans le point de vente, le produit de remplacement choisi sera presque aussi obsolète (Lane, 2001, p. 21).

8.14 Les directives en faveur de la sélection de produits élémentaires «similaires» ont pour but de faciliter l'ajustement au changement de qualité entre le produit ancien et le produit nouveau; au mieux, les produits sont «comparables» et aucun ajustement de ce type n'est nécessaire. Les mécanismes institutionnels créés pour faciliter l'ajustement des prix en fonction de la qualité peuvent donner lieu à un biais parce qu'ils s'en tiennent à un échantillon de produits élémentaires qui n'incorporent pas les récentes innovations technologiques et ne sont pas représentatifs de ce qui est produit. Il faut se rappeler qu'une méthodologie des indices fondée sur un échantillon de produits appariés initialement choisis et un échantillon de produits de remplacement prenant la place de produits manquants risque de ne pas être représentative de l'univers de l'ensemble des produits consommés. En particulier, si la méthodologie des indices est biaisée en faveur de la sélection de produits de remplacement dont les ventes sont relativement faibles, de manière à ce qu'ils soient comparables à des produits

élémentaires obsolètes, l'échantillonnage des nouveaux produits et l'espace d'échantillonnage de l'indice sont biaisés. L'ajustement au changement de qualité et la représentativité sont interdépendants, car le premier influe sur l'espace d'échantillonnage de l'indice.

8.15 Il y a lieu de réaffirmer qu'il importe d'utiliser des produits de remplacement pour lutter contre l'appauvrissement de l'échantillon et de faire preuve de prudence à cet égard. Supposons, par exemple, qu'un seul modèle d'un produit donné est en vente sur le marché au début de la comparaison des prix, dans la période t . Un enquêteur l'inclut dans l'échantillon au cours de la période t et suit ensuite l'évolution de son prix dans les périodes suivantes. Un nouveau modèle (de remplacement) entre sur le marché dans la période, disons, $t + 2$, mais il est ignoré, car le modèle initial continue à exister pendant plusieurs mois. Cependant, au cours de la période $t + 9$ par exemple, le produit ancien n'est plus en vente sur le marché et il est remplacé par le nouveau produit, dont le prix est ajusté en fonction de la qualité. La comparaison à long terme entre le prix du nouveau modèle de la période $t + 9$ et celui de l'ancien modèle de la période t ne comporte pas de biais d'échantillonnage. Les deux modèles ont une part de marché égale à 100 % dans leurs périodes respectives, étant alors les seuls modèles disponibles. Tous deux étant près du début de leur cycle de vie, la comparaison de leurs prix est équitable. Si le prix du nouveau produit se comporte différemment de celui du produit ancien, un biais d'échantillonnage apparaîtra entre la période $t + 2$ et la période $t + 8$, lorsque seul l'un des deux produits est compris dans l'échantillon, mais l'échantillonnage ne sera pas biaisé une fois le modèle remplacé dans la période $t + 9$.

8.16 Il convient donc de gérer la stratégie de remplacement de manière à assurer un appauvrissement minimum de l'échantillon. À cet égard, les points suivants sont à souligner :

- Le remplacement offre l'occasion de réduire, voire de supprimer, le biais d'échantillonnage dans la période de remplacement du produit, mais pas avant.
- Plus le remplacement est fréquent, plus le biais d'échantillonnage est faible.
- Même s'il y a plusieurs nouveaux produits (de remplacement) sur le marché, il peut quand même exister un biais car seul le produit le plus populaire sera choisi et il peut très bien se trouver à un stade différent de son cycle de vie et, partant, faire apparaître des variations de prix différentes de celles d'autres nouveaux modèles (de remplacement).
- L'analyse suppose que des ajustements parfaits au changement de qualité sont opérés pour les produits de remplacement. Moins le remplacement est fréquent, plus cela pourrait être difficile à réaliser, car le produit de remplacement le plus récemment offert sur le marché risque de présenter des différences de qualité beaucoup plus marquées que les précédents.

- Si le produit de remplacement qui se vend le mieux est de qualité comparable à celle du produit manquant et se trouve au même stade de son cycle de vie que ce dernier, sa sélection réduira au maximum le biais d'échantillonnage.

- S'il y a plusieurs produits de remplacement et que le plus comparable est choisi — celui qui incorpore l'ancienne technologie —, sa part de marché sera faible et les variations de prix seront inhabituelles.

- Si les conditions du marché sont connues à l'avance, les produits de remplacement qui sont inclus dans l'échantillon bien avant que le produit ancien devienne obsolète permettent d'accroître la part de marché des produits de l'échantillon, d'inclure ceux qui sont plus représentatifs du marché, et de faciliter l'ajustement au changement de qualité.

8.17 Le problème de la substitution de produits élémentaires est analogue à celui que pose la fermeture d'un point de vente. Il est peut-être possible de trouver un point de vente comparable qui n'est pas encore inclus dans l'échantillon, ou un point de vente non comparable pour lequel un ajustement peut en principe être effectué pour tenir compte de la qualité supérieure du service fourni. Il n'est pas rare de voir un point de vente se fermer après l'apparition d'un point de vente nouveau, plus compétitif. Lorsque l'appariement des prix de ces points de vente suit dans l'ensemble le schéma de consommation des clients du point de vente initial, il y a manifestement un point de vente de remplacement. Si, toutefois, le nouveau point de vente a des prix comparables mais aussi une plus grande gamme de produits, de meilleures facilités de parking et des services plus efficaces, les consommateurs auront à gagner au remplacement d'un point de vente par l'autre. Or, comme ces avantages n'ont pas de prix direct, il est difficile d'estimer leur valeur pour ajuster le prix afin de tenir compte de la meilleure qualité des services fournis par le nouveau point de vente. L'indice comporterait ainsi un biais positif, qui serait perdu au changement de base. Dans pareils cas, il pourrait être préférable de remplacer l'ancien point de vente par un nouveau qui fournit une gamme de services similaire plutôt que par un point de vente qui fournit une gamme de services différente mais sert la même zone de chalandise. Dans leurs analyses de régression pour les biens de consommation durables, Liegey (2000), Shepler (2000) et Silver et Heravi (2001b) ont trouvé que le «type de point de vente» est une variable explicative importante et statistiquement significative de la variation des prix, alors que, au sein d'une même catégorie de points de vente — point de vente de produits alimentaires et d'essence aux États-Unis — les différences sont beaucoup plus faibles (Reinsdorf (1993)).

Mise à jour de l'échantillon, chaînage et indices hédoniques

8.18 Il importe de reconnaître la corrélation entre les méthodes de mise à jour des produits élémentaires, de

remplacement de ces produits et d'ajustement en fonction de la qualité. La mise à jour des échantillons de produits élémentaires servant à l'établissement de l'indice des prix à la consommation (IPC) est une forme de remplacement de produits, qui, au lieu d'être «forcée» par l'absence d'un produit, est opérée pour un groupe général de produits en vue de cette mise à jour. Elle a pour effet de réduire à l'avenir la probabilité des remplacements forcés. Or, l'hypothèse implicite de cette pratique est équivalente à celle de la méthode du chevauchement, à savoir que les différences de prix sont une approximation adéquate de la variation de prix d'une unité de qualité entre les produits élémentaires qui disparaissent de l'échantillon et les produits élémentaires de remplacement.

8.19 Considérons l'établissement d'un nouvel échantillon de produits élémentaires. Nous pouvons utiliser à cet effet soit la méthode des probabilités, soit la méthode d'échantillonnage au jugé ou une combinaison des deux. Les prix de l'ancien et du nouvel échantillon sont obtenus au cours du même mois, et le nouvel indice est élaboré sur la base du nouvel échantillon, avec raccordement des résultats à l'ancien. Il s'agit ici de l'emploi implicite de la méthode du chevauchement, dans laquelle toutes les différences de prix entre les nouveaux et les anciens produits élémentaires de ce mois sont considérées comme étant dues aux changements de la qualité. Supposons que le nouvel échantillon commence en janvier. Supposons en outre que le prix d'un ancien produit élémentaire est de 10 dollars en décembre et de 11 dollars en janvier, soit une hausse de 10 %, alors que le prix du nouveau produit de remplacement est de 16 dollars en janvier et de 18 dollars en février, soit une augmentation de 12,5 %. Le nouveau produit élémentaire de janvier est d'une meilleure qualité que l'ancien et cette différence de qualité peut être valorisée à $16 - 11 = 5$ dollars pour le consommateur. Autrement dit, on suppose que la différence de prix est égale à la différence de qualité, ce qui est l'hypothèse implicite de la méthode du chevauchement. Si le prix en décembre de l'ancien produit élémentaire avait été comparé au prix ajusté en fonction de la qualité du nouvel article en janvier dans cette hypothèse, la variation du prix aurait dans ce cas été la même, soit 10 % (c'est-à-dire $(16 - 5)/10 = 1,10$). Dans la pratique, la nécessité de remplacer simultanément un grand nombre de produits élémentaires et de faire les mises à jour correspondantes rend nécessaires les hypothèses de la méthode du chevauchement, ce qui signifie que ce processus ne doit pas être considéré comme étant sans erreur. Lorsque l'on s'attend à ce que les hypothèses soient particulièrement difficiles à soutenir (voir chapitre 7, paragraphes 7.44 à 7.52), il y a lieu d'effectuer des ajustements explicites sous la forme examinée aux paragraphes 7.72 à 7.115.

8.20 Il a été indiqué ci-dessus que, lorsque les échantillons sont mis à jour, toute différence entre les échantillons au niveau de la qualité moyenne des produits élémentaires est traitée de la même manière que dans la méthode du chevauchement. La mise à jour de l'échantillon pour le rafraîchir entre les changements de

base est une opération coûteuse. Cependant, si le changement de base n'est pas fréquent, et s'il y a perte importante de produits de certaines catégories, la mise à jour de l'échantillon pourrait alors être la solution à retenir pour ces catégories. Un système de *métadonnées* (décrit ci-dessous) aidera à la prise de décision dans ce domaine. Une mise à jour plus fréquente de l'échantillon facilite le processus d'ajustement en fonction de la qualité à deux égards. Premièrement, le nouvel échantillon inclura des variétés plus récentes. Il y a de plus grandes chances que des produits de remplacement comparables très vendus seront disponibles et que les produits de remplacement non comparables seront de qualité similaire, ce qui permet de bons ajustements explicites. Deuxièmement, parce que l'échantillon a été mis à jour, les produits élémentaires manquants seront en moins grand nombre et il sera ainsi moins nécessaire d'ajuster les prix en fonction de la qualité.

8.21 Une mise à jour fréquente de l'échantillon a pour conséquence naturelle l'utilisation d'une formule en chaîne dans laquelle l'échantillon est resélectionné à chaque période. Dans le chapitre 7, paragraphes 7.153 à 7.158, les principes et méthodes décrits s'appliquent aux secteurs dans lesquels la rotation des produits élémentaires sur le marché est rapide. Ces principes sont réaffirmés ici. De même, l'utilisation d'indices hédoniques (paragraphes 7.132 à 7.152) ou de comparaisons à court terme (paragraphes 7.159 à 7.173) pourrait s'avérer utile dans ce contexte.

Informations requises pour une stratégie d'ajustement en fonction de la qualité

8.22 Après ce qui a été dit, il devrait être clair qu'une stratégie d'ajustement en fonction de la qualité doit non seulement tenir compte de la représentativité de l'échantillon, mais aussi exiger l'établissement d'un système de métadonnées statistiques. Il s'agit ici d'un domaine où il ne suffit pas de décrire la méthode utilisée pour l'indice dans son ensemble, mais qui requiert l'apport continu d'informations sur le marché et le recensement et l'évaluation des méthodes appliquées pour chaque produit.

Système de métadonnées statistiques

8.23 Les méthodes d'estimation des prix corrigés de la qualité doivent être bien exposées dans un système de métadonnées statistiques. Les métadonnées sont des informations descriptives systématiques sur le contenu statistique et l'organisation des données. Elles aident ceux qui sont chargés des systèmes de production des statistiques à ne pas oublier quelles tâches ils ont à exécuter et comment les accomplir. Elles sont en outre utiles à la formation des nouveaux employés et à leur mise au courant des routines de production (Sundgren, 1993). Les systèmes de métadonnées aident par ailleurs à détecter les

points qui appellent un réexamen des méthodes d'ajustement en vigueur et conduisent à l'utilisation d'autres méthodes. Ils peuvent enfin répondre aux besoins des utilisateurs sous des formes dont la plus ancienne et la plus répandue est celle des notes de bas de page.

8.24 L'augmentation considérable du volume des données statistiques lisibles par machine et l'accroissement concomitant des métadonnées militent en faveur du maintien des métadonnées sous cette forme. Il s'agit par là d'accroître la transparence des méthodes employées et d'assurer qu'elles sont comprises et poursuivies lorsque des membres de l'équipe chargée de l'IPC sont remplacés. Les méthodologies d'ajustement aux changements de la qualité peuvent en soi donner lieu à des modifications de l'indice. Les indices établis à l'aide de nouvelles méthodes doivent être rattachés aux indices existants. Le système de métadonnées doit également servir à faciliter l'ajustement aux changements de la qualité. L'emploi d'une méthode donnée dépend tellement des caractéristiques des produits en question qu'il importe de disposer d'informations sur ces caractéristiques.

8.25 Les organismes statistiques doivent déterminer l'incidence des produits élémentaires manquants par une comparaison avec chaque groupe de la Classification de la consommation individuelle par fonction (COICOP). Si cette incidence est élevée, ils devront alors procéder à une comparaison au niveau des classes au sein de chaque groupe. Si l'incidence est là aussi élevée, la comparaison devra se faire au niveau des agrégats élémentaires ou des produits représentatifs choisis au sein de chaque groupe, ou encore au niveau le plus détaillé du système. Lorsque l'incidence est élevée, les prix temporairement manquants, ceux des produits de remplacement comparables et des produits de remplacement non comparables, rapportés au nombre total des prix, doivent être eux aussi suivis afin de jeter les bases d'un système de métadonnées statistiques. L'avantage d'une approche descendante est l'économie de ressources que l'on réalise en se concentrant sur les catégories de produits aux niveaux de détail qui posent un problème.

8.26 Les informations propres au produit, telles que la date de lancement des nouveaux modèles, la politique de prix (précisions sur les mois où aucun changement n'a été opéré) et la popularité des modèles et des marques selon des sources différentes, doivent être incluses dans les métadonnées à mesure que le système se développe. Il importe de fournir, si possible, une estimation de la pondération du produit en question, pour éviter d'accorder trop d'importance aux produits à pondération relativement faible. Tout cela donnera lieu à une plus grande transparence des procédures utilisées et permettra de diriger l'effort là où il est des plus nécessaires.

8.27 En ce qui concerne les produits élémentaires qui sont fréquemment remplacés, l'établissement de contacts entre les offices statistiques et les organismes d'étude de marché, les détaillants, les entreprises manufacturières et les associations de commerce bénéficierait

au système de métadonnées. Ces liens permettront aux services statistiques de mieux juger de la validité des hypothèses qui sous-tendent les ajustements implicites de la qualité. Lorsque c'est possible, il convient d'encourager les services à en apprendre davantage sur les branches d'activité qui ont une pondération relativement élevée et où la substitution de produits élémentaires est pratique courante.

8.28 Les services statistiques doivent identifier les caractéristiques des catégories de produits qui en déterminent le prix en s'aidant des régressions hédoniques, d'informations obtenues des organismes d'étude de marché, des gérants de magasins, des associations de commerce et autres organismes de ce type, ainsi que de l'expérience des enquêteurs. Ces informations devraient bénéficier au système de métadonnées statistiques et être particulièrement utiles à l'établissement ultérieur de directives sur la sélection des produits élémentaires.

8.29 Lorsque les régressions hédoniques sont utilisées soit pour remplacer en partie les prix manquants, soit pour leur valeur d'indice, il importe de conserver les informations sur les spécifications, les paramètres estimés et les tests diagnostiques des équations de régression, ainsi que les données et les notes sur les raisons du choix et de l'utilisation de la formule finale. Cela donnera un point de référence à la méthodologie des équations mises à jour ultérieurement et permettra de la tester par rapport aux versions précédentes.

8.30 Le système de métadonnées devrait aider les services statistiques à :

- identifier les catégories de produits qui sont susceptibles de subir régulièrement des modifications technologiques;
- déterminer à quel rythme et, probablement, quand les modèles changent;
- analyser en quoi un produit de remplacement était jugé «comparable» par le passé au regard des facteurs distinguant ce produit de l'ancien;
- déterminer si des enquêteurs différents parviennent à des décisions similaires sur les produits de remplacement comparables, et si ces décisions sont raisonnables.

8.31 Il se peut que les statisticiens des prix aient davantage confiance dans certaines méthodes d'ajustement aux changements de la qualité que dans d'autres. Lorsque ces méthodes sont d'usage répandu, il pourrait être utile d'indiquer dans les métadonnées le degré de confiance du statisticien en elles. Selon Shapiro et Wilcox (1997b), il pourrait prendre la forme d'un intervalle de confiance traditionnel : par exemple, le statisticien peut croire, à un niveau de confiance de 90 %, en une variation de 2 % (0,02) du prix corrigé de la qualité, avec un intervalle de plus ou moins 0,5 % (0,005). Il peut être indiqué si l'intervalle est symétrique ou unilatéral à droite ou à gauche. Ou encore, les statisticiens peuvent utiliser un simple codage subjectif sur une échelle, disons, de 1 à 5.

Les nouveaux produits et en quoi ils diffèrent des produits dont la qualité a changé

8.32 Il s'agit de savoir comment définir les nouveaux produits (biens et services) et comment les distinguer des produits existants dont la qualité a été modifiée. Le nouveau modèle d'un produit peut procurer l'ensemble des flux de services déjà fournis, mais en plus grande quantité. Par exemple, le nouveau modèle d'une voiture peut différer des modèles existants en ce qu'il a un plus gros moteur. Il y a continuation des flux de services et de production, lesquels peuvent être liés aux flux de services et à la technologie de production des modèles existants. Selon sa définition pratique, un nouveau bien, par opposition à un bien existant qui a été perfectionné, est tout d'abord un bien qui ne peut pas être facilement lié à un produit existant, en ce qu'il n'assure pas la continuation d'une base de ressources et d'un flux de services existants, par suite de la nature même de sa «nouveau». Par exemple, les produits surgelés, les micro-ondes et les téléphones mobiles, tout en assurant la poursuite des flux de services existants au consommateur, ont une dimension service qui est tout à fait nouvelle. Ensuite, comme on le verra ci-après, les nouveaux biens peuvent procurer un gain de bien-être au consommateur par leur apparition même. La simple inclusion du nouveau bien dans l'indice, après deux relevés de prix successifs, ne rend pas compte de ce gain.

8.33 Oi (1997) assimile la difficulté à définir les «nouveaux» biens à celle éprouvée à définir un monopole. S'il n'y a pas de substitut proche, le bien est nouveau. Il soutient que les nouveaux livres, les nouvelles vidéos et les nouveaux feuilletons télévisés peuvent avoir une élasticité-prix croisée assez faible dans certains cas; ils procurent tous des services de loisir et sont similaires à cet égard. Hausman (1997), toutefois, a trouvé que l'élasticité croisée des produits de substitution est assez grande pour les nouveaux feuilletons télévisés (voir toutefois Bresnahan (1977) à ce sujet). Il y a nombre de nouvelles formes de produits existants, telles que les jouets et les vêtements à la mode, qui ne peuvent être facilement substitués à des produits similaires et que les consommateurs seraient disposés à payer plus cher.

8.34 Bresnahan (1997, p. 237) note que *Brandweek* a recensé plus de 22.000 nouveaux produits sur le marché des États-Unis pour 1994 — en tant que produits différenciés, ils ne sont pas destinés à être des substituts exacts de produits existants, mais d'en être distincts. Dans bien des cas, c'est parce qu'ils en sont distincts qu'ils sont lancés. La taille des marchés différenciés rend peu pratiques la définition et le traitement des produits dits «nouveaux». Oi (1997, p.110) affirme à cet égard : «Notre théorie et nos statistiques seraient trop compliquées si des codes de produits distincts devaient être attribués à la variété de coca-cola «Clear Coke» ou de céréales «Special K».» En outre, les techniques à suivre

pour inclure ces produits ne sont pas, comme indiqué ci-après, facilement applicables. Le bon conseil pratique donné par Oi (1997), qui recommande de ne pas compliquer les choses, n'est donc pas déraisonnable.

8.35 La terminologie adoptée ici est celle qui est utilisée par Merkel (2000) pour le calcul de l'indice des prix à la production (IPP), mais replacée dans le contexte de l'IPC. Il y est fait une distinction entre les biens qui impliquent une évolution, ou biens *évolutionnaires*, et ceux qui correspondent à une révolution, ou biens *révolutionnaires*. Les biens évolutionnaires sont les modèles de remplacement ou complémentaires qui continuent à fournir un flux de services similaire, mais peut-être d'une nouvelle manière ou à un degré différent. Ils se distinguent des biens révolutionnaires, qui sont des biens tout à fait nouveaux sans lien étroit avec un produit existant déjà. Bien que les biens révolutionnaires puissent répondre d'une nouvelle manière à un besoin de longue date des consommateurs, ils n'entrent dans aucune catégorie de produits établie aux fins de l'IPC (Armknrecht *et al.*, 1997). La difficulté réside dans l'inclusion des biens révolutionnaires tout à fait nouveaux. En effet, il est peu probable qu'un bien, qui est unique par sa nature, soit inclus dans l'échantillon en tant que bien de remplacement d'un produit élémentaire existant. Il ne serait pas comparable à un bien existant, ni ne se prêterait à un ajustement de prix en fonction de différences qualitatives par rapport à ce bien. Comme un produit tout à fait nouveau n'est pas un produit de remplacement, il n'a pas encore de pondération; son apparition implique par conséquent la nécessité de mettre à jour les pondérations de l'indice.

Incorporation des nouveaux produits

8.36 L'inclusion des nouveaux produits dans l'IPC soulève trois grandes préoccupations. La première a trait à la détection et à l'identification des nouveaux biens, qui sont facilitées par l'établissement de liens étroits avec les organismes d'étude de marché et les associations de producteurs et de commerce. La deuxième, qui est liée à la première, est de décider si et quand il faut les inclure. Elle porte à la fois sur la pondération et les variations du prix des nouveaux biens. La troisième est de tenir compte du bien-être initial procuré au consommateur par l'abandon de l'ancienne technologie.

8.37 Au sujet du moment à choisir pour inclure les nouveaux biens, prenons quelques exemples. Les ventes de téléphones mobiles ont atteint un niveau si élevé dans certains pays qu'il est devenu impérieux de les inclure au plus tôt dans l'IPC. Leur part des ventes des produits de leur catégorie est tout simplement passée en un temps relativement court de zéro à un niveau assez haut. En outre, leurs prix ne se sont pas comportés comme ceux des autres biens de leur catégorie. Comme ils sont nouveaux, ils ont peut-être été produits à l'aide de moyens et

de technologies fort différents de ceux entrant dans la fabrication des téléphones existants. Sous l'effet de campagnes de commercialisation intensives, nombre de nouveaux biens sont à l'origine de ventes importantes et font l'objet de stratégies de prix distinctes au lancement. Pour les innovations radicales, toutefois, il se peut que leur incorporation dans l'indice soit retardée, car elles ne peuvent pas être définies dans les systèmes de classification existants.

8.38 Armknecht *et al.* (1997) prennent l'exemple de l'inclusion des magnétoscopes dans l'IPC des États-Unis. Lancés en 1978, les magnétoscopes ont engendré des ventes d'une valeur de 299 millions de dollars, à un prix de détail moyen estimé à 1.240 dollars. Comme la base de l'IPC était changée tous les dix ans, les magnétoscopes n'ont été inclus dans l'IPC qu'en 1987, année où la valeur de leurs ventes atteignait 3.442 millions de dollars et où leur prix moyen était tombé à 486 dollars. L'indice n'a donc pas rendu compte des fluctuations extraordinaires des prix entre 1978 et 1987.

8.39 Dulberger (1993) fournit pour l'IPP des États-Unis des estimations concernant les puces de RAM dynamique. Elle a calculé des indices de prix pour la période 1982–88, avec des retards de diverses durées dans l'inclusion des nouvelles puces dans l'indice. Les indices ont été chaînés de manière à ce que les nouvelles puces puissent être, le cas échéant, incorporées au bout de deux années de vente successives. Calculés suivant la formule en chaîne de Laspeyres, ils font apparaître une baisse de 27 % si aucun retard n'intervient dans l'inclusion des nouveaux biens, et de 26,2 %, 24,7 %, 19,9 %, 7,1 % et 1,8 % si leur inclusion est retardée de 1, 2, 3, 4 ou 5 ans, respectivement. Dans tous les cas, l'indice comporte un biais négatif en raison du retard. Berndt *et al.* (1997) présentent une étude détaillée d'un nouveau médicament pour le traitement de l'ulcère, le Tagamet. Ils ont trouvé que les effets de la campagne de commercialisation menée avant le lancement du médicament sur son prix et sa part de marché lors du lancement étaient importants. Fait peu surprenant, le prix du médicament générique a baissé à l'expiration du brevet, mais celui du médicament de marque a augmenté. Les clients fidèles étaient disposés à payer un prix plus élevé qu'avant l'expiration du brevet (Berndt *et al.*, 2003).

8.40 Attendre qu'un nouveau produit soit bien en place ou que la base de l'indice soit changée pour inclure ce produit dans l'indice peut donner lieu à des erreurs de calcul des variations du prix si le comportement inhabituel des prix aux stades critiques du cycle de vie du produit en question est ignoré. Il faut élaborer des stratégies pour identifier au plus tôt les nouveaux produits et concevoir des mécanismes permettant de les inclure dans l'indice soit au moment de leur lancement (si celui-ci est précédé par de grandes campagnes de commercialisation), soit peu après (s'il y a des signes d'acceptation du produit par le marché). Ces stratégies et mécanismes doivent faire partie du système de métadonnées. Attendre que les nouveaux produits parviennent au stade de maturité du marché

risque de conduire à ignorer implicitement les différences de prix assez marquées qui accompagnent leur lancement (Tellis, 1988, et Parker, 1992). Cela ne veut pas dire que le comportement des prix des nouveaux produits sera toujours différent. Merkel (2000) prend l'exemple des variétés «allégées» des produits alimentaires et des boissons, qui sont semblables aux variétés originales mais comportent moins de calories. Le prix des produits «allégés» est très voisin de celui des produits originaux. Le lancement des variétés «allégées» a tout simplement pour but d'élargir le marché. S'il est nécessaire de tenir compte de cette expansion lors de la révision des pondérations, les variations du prix des produits existants peuvent être utilisées pour prendre en compte celles des produits «allégés».

8.41 Le deuxième problème de calcul associé aux nouveaux produits est celui de rendre compte de l'effet de ces produits au moment de leur lancement. Les paragraphes précédents traitent de l'incorporation des variations de prix dans l'indice après deux relevés successifs des prix. Or, la comparaison du prix en vigueur dans la première période avec le prix de la période précédant le lancement du produit fait ressortir un gain pour le consommateur. Ce dernier prix est hypothétique. C'est le prix auquel la demande de ce produit par la communauté serait égale à zéro. Autrement dit, c'est le prix de réservation qui, lorsqu'il est intégré dans la fonction de demande, établit la demande à zéro. Si un modèle de demande peut être estimé, le prix de réservation peut l'être aussi. Le prix de réservation fictif est comparé au prix effectif de la période de lancement de façon à estimer le gain découlant du lancement du bien. Si le prix de réservation est relativement élevé, le lancement du nouveau bien est clairement avantageux pour le consommateur. Ignorer ce gain ainsi que le passage du prix fictif au prix effectif dans la période de lancement, c'est ignorer un aspect des variations de prix qui donne lieu à une amélioration du niveau de vie. Bien entendu, si un «nouveau» bien est un substitut proche — au prix auquel il est inclus dans l'indice — de biens existants, alors aucun gain additionnel n'est procuré au consommateur.

8.42 Il convient de noter qu'un consommateur peut se trouver dans une région géographique où un nouveau bien ou service, par exemple la télévision câblée ou un magasin de location de vidéo-cassettes ou un établissement de santé, n'est pas disponible. Les avantages procurés par le nouveau bien à différentes régions géographiques dès son lancement se concrétiseront donc avec le temps, à mesure que l'accès au nouveau bien s'élargira. Chaque segment de la population qui a accès au nouveau bien en tirera profit maintes et maintes fois. Dans la pratique, la pondération affectée à de tels produits augmente chaque fois que la base de l'indice change ou que l'échantillon est mis à jour.

8.43 Les méthodes décrites ci-après pour l'inclusion des substituts et des nouveaux biens comportent à la fois les procédures normales d'établissement de l'IPC et les traitements exceptionnels. En ce qui concerne les premières, les questions traitées aux paragraphes 8.44 à 8.58

sont le changement de base de l'indice, la mise à jour de l'échantillon de produits élémentaires, l'introduction des nouveaux biens remplaçant les produits de fin de série, et une stratégie pour le traitement du biais associé aux nouveaux produits. S'agissant des traitements exceptionnels, une description est donnée des méthodes qui requièrent des catégories différentes de données. L'utilisation des modèles appariés en chaîne et des indices hédoniques a été traitée au chapitre 7 à propos des produits pour lesquels il y a rotation rapide des modèles. Les cadres analytiques qui considèrent le biais associé aux nouveaux produits par le jeu des prix de réservation et des effets de substitution font l'objet des paragraphes 8.59 et 8.60 et de l'appendice 8.2. Ces approches exigent beaucoup plus de données et de connaissances économétriques.

Changement de base et mise à jour de l'échantillon

8.44 Un nouveau bien peut être facilement inclus dans l'indice au moment où sa base est changée, ou lors de la mise à jour de tout ou partie des produits de l'échantillon. Si le nouveau bien génère des ventes importantes, ou est susceptible de le faire, et ne remplace pas un bien existant déjà, ou s'il remplace un bien existant dont la part de marché est appelée à être beaucoup plus grande ou plus faible que la sienne, il faut établir de nouvelles pondérations pour en tenir compte. Les nouvelles pondérations ne sont entièrement disponibles qu'au moment du changement de base, et non de la mise à jour de l'échantillon. L'inclusion du nouveau produit dans l'indice sera donc retardée. La durée du retard dépendra de l'intervalle de temps entre le lancement du produit et la date du changement de base suivant et, plus généralement, de la fréquence avec laquelle la base de l'indice est changée. Le changement de base est considéré ici dans le contexte de l'utilisation de nouvelles pondérations pour l'indice. Même si l'indice est un indice-chaîne dont la base est changée tous les ans, les pondérations ne pourront être attribuées avant le changement de base annuel, et ce retard pourrait même être prolongé de six mois, délai nécessaire à l'échantillonnage et à la collecte des résultats pour les pondérations. Un changement de base aussi fréquent permet d'incorporer au plus tôt un nouveau bien et est à conseiller lorsque les pondérations ne suivent pas les innovations des produits.

8.45 Au niveau d'agrégation élémentaire, une pondération implicite égale à la part des dépenses est donnée par l'indice des prix de Jevons, par exemple, à chaque rapport de prix. L'indice de Dutot attribue à chaque variation de prix une pondération correspondant au ratio rapport de prix/somme des prix de la période de base initiale de la comparaison (voir chapitre 7). Si une catégorie de produit est appelée à faire l'objet d'innovations dynamiques, on peut alors accroître l'échantillon lors de sa mise à jour, sans modifier la pondération affectée au groupe. On se contenterait tout simplement de retenir davantage de produits pour calculer la moyenne arithmétique ou géométrique des variations de prix. Lorsque de

nouvelles variétés apparaissent, elles pourront être substituées à certaines des variétés existantes, car il y aurait là un choix plus vaste de produits comparables, ou moins d'efforts à faire pour ajuster le prix des produits non comparables en fonction de la qualité.

8.46 Certains instituts de statistiques procèdent au rééchantillonnage des produits élémentaires appartenant à un même groupe. Il est, dans ces circonstances, possible d'inclure de nouveaux produits dans un groupe pondéré. Les ressources disponibles dans la pratique pour de telles démarches rendent nécessaire un rééchantillonnage échelonné pour les différents groupes de produits, et cette opération devrait être plus fréquente pour les groupes de produits qui changent rapidement. L'incorporation des nouveaux biens par mise à jour de l'échantillon permet de réaffecter une partie de la pondération du groupe de produits au nouveau bien. Cependant, c'est la méthode du chevauchement qui est ici implicitement utilisée pour inclure un nouveau bien de qualité différente. La différence de prix dans la période de chevauchement entre produit nouveau et produit obsolète est présumée égale à leur différence de qualité. Les hypothèses implicites de ces méthodes ont été décrites ci-dessus et la vraisemblance de leur validité doit être examinée. Comme, par définition, les produits évolutionnaires continuent à fournir le flux de services des produits existants (et probablement des produits de fin de série), les méthodes hédoniques sont peut-être plus adaptées que l'utilisation de la méthode du chevauchement. Ces méthodes ainsi que d'autres techniques et le choix entre elles sont traitées au chapitre 7.

8.47 Dans nombre de pays, le changement de base n'est pas fréquent et la mise à jour de l'échantillon n'est pas opérée, en dépit de leurs avantages. La mise à jour fréquente de l'échantillon ne doit toutefois pas être considérée comme une panacée. C'est une tâche ardue, en particulier lorsqu'elle porte sur un éventail de groupes de produits qui changent rapidement. Même une mise à jour fréquente, effectuée par exemple tous les quatre ans, peut laisser de côté un grand nombre de nouveaux produits. Cependant, les instituts de statistiques n'ont pas à attendre qu'un produit devienne obsolète pour inclure un nouveau. Ils peuvent très bien prendre les devants et décider de le remplacer de façon anticipée par un nouveau produit. Pour certaines catégories de biens, l'arrivée d'un nouveau produit est annoncée à renfort de publicité avant son lancement. Dans d'autres cas, l'institut de statistique peut suivre des procédures générales de substitution, qui sont décrites ci-après. Sans une telle stratégie, et lorsque la mise à jour de l'échantillon ou le changement de base sont peu fréquents, un pays risquerait de se trouver confronté à un important biais associé aux nouveaux produits.

8.48 En résumé :

- On peut prendre un nouveau bien pour remplacer un bien existant si la pondération de l'ancien bien reflète correctement les ventes du nouveau bien et si le prix de celui-ci peut être ajusté en fonction de la

qualité pour être raccordé à la série de prix de l'ancien bien.

- Si le nouveau bien n'entre pas dans la structure de pondération préexistante, il peut y être inclus au moment du changement de base, quoique celui-ci soit peu fréquent dans certains pays.
- Une mise à jour régulière de l'échantillon offre un moyen de revoir formellement la question de l'inclusion des nouveaux biens, encore que, comme il s'agit d'une démarche échelonnée, seules les pondérations au sein d'un même groupe de produits sont réaffectées, et non les pondérations entre groupes.
- Au lieu d'attendre la mise à jour de l'échantillon, on peut recourir au remplacement dirigé en anticipation de l'arrivée de nouveaux biens.
- Les produits révolutionnaires n'entrent pas dans la structure de pondération existante et il faut trouver d'autres solutions.
- La formule modifiée «à court terme» ou en chaîne décrite au chapitre 7, paragraphes 7.153 à 7.173 est peut-être celle qui convient le mieux en cas de rotation rapide des produits élémentaires.

Les remplacements dirigés pour les produits évolutionnaires et l'accroissement dirigé de l'échantillon pour les produits révolutionnaires sont examinés ci-après.

Remplacements dirigés et extension dirigée de l'échantillon

8.49 Pour les biens évolutionnaires des catégories de produits où il y a remplacement et introduction rapides de tels biens, on pourrait adopter une politique de remplacements dirigés. Le jugement, l'expérience, les entretiens avec les gérants de magasin et les organismes d'étude de marché, ainsi qu'un système de métadonnées statistiques sont autant de facteurs qui devraient aider à identifier ces produits. Le choix des produits de remplacement est dirigé vers les biens évolutionnaires de manière à préserver la représentativité de l'indice. Si la nouvelle version d'un produit est destinée à remplacer une version existante, la substitution pourrait alors être automatique. Une fois celle-ci opérée, les prix doivent être ajustés en fonction de la différence de qualité à l'aide, peut-être, de la méthode du chevauchement, par imputation ou par estimation explicite à partir des coûts de production ou d'option, ou par régression hédonique, comme on l'a vu au chapitre 7.

8.50 La gestion du remplacement dirigé peut prendre plusieurs formes. Elle peut consister à donner des instructions aux enquêteurs, qui sont informés des configurations définies pour le produit, par exemple «haut de gamme», «de série», «économique», «niveau d'entrée» et «autres» (Lane, 2001). Les instructions pourraient porter aussi sur la part de marché escomptée à ces niveaux, par exemple le «haut de gamme» devrait représenter 20 % du marché. Ces informations devraient être fondées sur des données effectives ou le jugement

de spécialistes. Les configurations sont révisées, disons, tous les six mois. Ce qui était «haut de gamme» au début de la période peut maintenant relever du «niveau d'entrée» et les enquêteurs auront de nouvelles configurations indiquant les remplacements à faire. Ils sont ainsi orientés vers des produits de remplacement déterminés. Ou encore, ils pourraient être chargés de choisir les produits de remplacement, soit après s'être entretenus avec les gérants de magasin soit, si une indication de la part de marché des marques populaires est donnée, après détermination de la probabilité du remplacement en fonction de cette part. Il y a, bien entendu, d'autres variantes. Sur de tels marchés, l'effet ultime recherché est que les produits de remplacement susceptibles d'être à l'origine de ventes importantes sont choisis et que cette sélection est faite précocement plutôt que tardivement. L'essentiel est de ne pas manquer de rendre compte de la naissance de ces produits et de faciliter l'ajustement du prix en fonction de la qualité.

8.51 Il importe de souligner que, au moment du lancement de nouvelles versions de ces biens évolutionnaires, un prix particulièrement élevé pourrait être appliqué en vue de mettre à profit le fait que des segments du marché sont disposés à payer davantage pour acquérir un produit «nouveau». Il se peut aussi qu'un prix particulièrement bas soit pratiqué en vue de l'introduction du bien sur le marché de manière à en faciliter l'acceptation par ce dernier. Après un certain temps, les prix peuvent être changés lorsque le produit perd de sa nouveauté ou qu'il est accepté, ou lorsque les concurrents offrent des produits améliorés. Le remplacement dirigé est important car il garantit que l'IPC tient compte des hausses de prix exceptionnelles de la période de lancement des produits. Il est en outre nécessaire pour assurer une meilleure représentativité de la couverture des produits. Bien que le remplacement dirigé remplisse ces deux fonctions, il nous faut émettre une réserve. Si la méthode utilisée est celle du chevauchement, elle repose sur l'hypothèse que la différence de prix entre l'ancien produit et le nouveau est égale à leur différence de qualité. Par exemple, si un nouveau type de détergent, comportant un nouvel agent actif biologique, est lancé sur le marché, il se peut que le consommateur moyen soit disposé à payer un montant égal à 10 au lieu du prix de 8 demandé pour le détergent ordinaire existant. Sans estimation explicite du surcroît d'utilité à attendre de l'agent biologique, la méthode du chevauchement conduit à supposer implicitement que sa valeur est égale à 2. Or, il se peut que son prix soit de 8 au moment de son lancement et qu'il ait été ultérieurement porté à 10. Dans la période de chevauchement, les deux prix seraient les mêmes, sans ajustement pour la différence de qualité. En fait, le prix ajusté serait en baisse; il y a une différence de qualité de 2, mais c'est une déduction que l'office statistique ne peut pas faire. En général, par conséquent, lorsque l'on constate que les produits sont lancés à des prix exceptionnels et que la méthode employée est celle du

chevauchement, il vaut mieux attendre, pour effectuer le remplacement, que le marché se soit stabilisé.

8.52 Pour les produits révolutionnaires, la substitution n'est peut-être pas la solution qui convient. Premièrement, il se peut qu'ils n'entrent pas dans l'une des catégories des systèmes de classification existants. Deuxièmement, leur unicité réside peut-être en grande partie dans la manière dont ils sont vendus, ce qui signifie qu'il faudra élargir l'échantillon pour qu'il recouvre ces nouveaux circuits de vente. Troisièmement, il n'y a pas de produits existants auxquels apparier ces biens de manière à corriger les prix en fonction de la qualité puisque, par définition, ils sont nettement différents des biens déjà en vente. Enfin, il n'y a pas de pondérations à affecter aux nouveaux points de vente ou produits.

8.53 Il faut tout d'abord identifier les nouveaux biens. La solution proposée plus haut au sujet de la mise en place d'un support de métadonnées, à savoir l'établissement de contacts avec les organismes d'étude de marché, les gérants de magasins et les entreprises manufacturières, est valable ici également. Une fois les nouveaux biens identifiés, il y a lieu d'augmenter l'échantillon pour tenir compte des biens révolutionnaires. Il est nécessaire d'inclure le nouveau bien révolutionnaire dans l'échantillon, aux côtés des produits qui y sont déjà. Pour cela, il faudra peut-être élargir la classification, l'échantillon de points de vente et la liste des produits dans les points de vente nouveaux ou existants. Le choix des moyens à utiliser pour inclure les nouveaux biens est plus problématique.

8.54 Une fois que deux relevés de prix auront pu être effectués, il devrait être possible de raccorder la série de prix du nouveau bien à celle d'un bien existant ou obsolète. Bien entendu, l'impact du nouveau produit dans la période initiale serait ignoré. Comme expliqué ci-après, toutefois, la prise en compte de cet effet n'est pas chose simple. Considérons le raccordement du prix d'un bien qui est appelé à être remplacé sur le marché par le nouveau bien. Par exemple, le prix d'un appareil électroménager de cuisine relativement nouveau pourrait suivre l'indice des prix des appareils de cuisine existants jusqu'à la période de raccordement, après laquelle le prix change pour le nouveau bien. On créerait ainsi un indice additionnel et distinct pour un nouveau bien qui vient s'ajouter à l'échantillon, comme l'illustre le tableau 8.1. Le produit C est nouveau dans la période 2 et n'a pas de pondération dans la période de base. La variation du prix entre les périodes 1 et 2, s'il avait alors existé, est présumée suivre l'indice global pour les produits A et B. Pour les périodes 3 et suivantes, un nouvel indice chaîné est établi pour C, lequel est pour la période 3 : $101,40 \times 0,985 = 99,88$ et pour la période 4 : $101,40 \times 0,98 = 99,37$. Les nouvelles pondérations révisées pour la période 2 montrent que la pondération de C est de 20 % de l'ensemble des produits élémentaires. Le nouvel indice est pour la période 3 :

$$101,40 \times [0,8 \times (101,9/101,4) + 0,2 \times (99,88/101,4)] \\ = 0,8 \times 101,9 + 0,2 \times (99,88) = 101,50$$

Tableau 8.1 Exemple d'extension de l'échantillon

Produits	Pondé- ration de base	Pondé- ration révisée	Période 1	Période 2	Période 3	Période 4
A	0,6	0,5	100,00	101,00	101,50	102,50
B	0,4	0,3	100,00	102,00	102,50	103,00
<i>Ensemble des produits</i>		0,8	100,00	101,40	101,90	102,70
C				100,00	98,50	98,00
C chaîné		0,2	100,00	101,40	99,88	99,37
<i>Ensemble des produits (révisé)</i>			100,00	101,40	101,50	102,05

et pour la période 4 :

$$101,40 \times [0,8 \times (102,7/101,4) + 0,2 \times (99,37/101,4)] \\ = 0,8 \times 102,7 + 0,2 \times 99,37 = 102,05$$

8.55 Si C était un bien évolutionnaire remplaçant B, il n'y aurait pas besoin d'établir de nouvelles pondérations ni d'augmenter l'échantillon. Le bien révolutionnaire C n'a pas de pondération dans la période de base; le raccordement exige qu'il soit procédé en même temps à une révision des pondérations. La sélection de la série à laquelle le prix du nouveau bien est raccordé, ainsi que celle des groupes de produits entrant dans la révision des pondérations, sont toutes deux affaire de jugement. Il y a lieu de choisir les produits dont la part de marché est susceptible d'être influencée par le lancement du nouveau bien. Si le nouveau bien est appelé à représenter une part importante des dépenses, de sorte qu'il influera sur les pondérations d'une large classe de groupes de produits, un ajustement de la procédure globale de pondération sera alors peut-être fondé. Des bouleversements de cette ampleur peuvent bien sûr se produire, surtout dans le secteur des communications et, dans un éventail plus large de marchés, lorsque des obstacles au commerce sont levés dans les économies moins avancées ou lorsque des réglementations sont abolies. La modification des pondérations peut également être requise pour les biens qui disparaissent du marché ou ne sont plus vendus dans une économie. Dans ce cas, les pondérations de ces biens doivent être réaffectées. Comme indiqué au chapitre 7, paragraphes 7.132 à 7.158, le chaînage et les indices hédoniques peuvent être la solution à adopter lorsqu'il y a une rotation rapide de ces biens nouveaux et obsolètes. Le chaînage est une extension de la procédure ci-dessus et peut être utilisé pour l'inclusion d'un nouveau bien qui aura existé pendant deux périodes successives.

8.56 L'extension de l'échantillon est une pratique valable également pour les biens évolutionnaires qui sont susceptibles de représenter une grande part du marché sans supplanter les biens existants. Supposons, par exemple, qu'un pays a une brasserie nationale et qu'un contrat de licence signé avec une brasserie étrangère a donné lieu à la production commune de deux bières, sous des marques différentes. Supposons, en

outre, que la part de marché de la bière provenant de la brasserie reste la même mais qu'un segment du marché consomme maintenant de la bière étrangère et non nationale. Il se peut que les enquêteurs aient pour instruction de substituer certaines des bières nationales aux bières étrangères dans l'échantillon, sans toucher aux pondérations. Cette opération serait semblable à un ajustement du prix en fonction de la qualité, par utilisation d'un produit de remplacement non comparable, comme expliqué au chapitre 7, paragraphes 7.72 à 7.115. Ou encore, l'échantillon peut être élargi, de peur qu'un échantillon plus petit de bières nationales ne soit à présent plus suffisamment représentatif. Le processus d'extension peut être analogue à celui qui ressort du tableau 8.1, avec une part de marché égale à 20 % pour la bière étrangère C. Si la bière étrangère a supplanté une partie des spiritueux, par exemple, alors la révision des pondérations s'étendra à ce groupe de produits. Comme indiqué au chapitre 7, paragraphes 7.125 à 7.158, le chaînage et les indices hédoniques peuvent être valables en cas de rotation rapide de ces biens nouveaux et obsolètes. Dans le cas du chaînage, le bien doit être en vente seulement pendant deux périodes successives pour pouvoir être inclus dans l'indice.

8.57 Dans certains cas, un remplacement dirigé est requis pour les points de vente, qu'il y ait évolution ou révolution. Il peut être procédé à une extension forcée de l'échantillon de manière à y inclure les nouveaux biens vendus seulement dans certains points de vente. Ce cas a surtout des chances de se produire dans le secteur des services, où un nouveau service est fourni uniquement dans des points de vente spécifiques, par exemple les cyber cafés ou les détaillants en ligne. Les procédures sont analogues à celles qui sont décrites pour les produits élémentaires. Dans l'exemple ci-dessus, au lieu de désigner des produits, A, B et C représentent des points de vente, et C le nouveau point de vente venu s'ajouter à A et B. Il faudrait estimer sa part des ventes pour obtenir les nouvelles pondérations.

8.58 L'effet de l'apparition d'un nouveau point de vente sur l'indice dépend de la manière dont il y est inclus, ainsi que de la nature du marché et de sa réaction au nouveau point de vente. Premièrement, si un nouveau point de vente offre des innovations qui incitent certains consommateurs à y faire leurs achats, il y a gain d'utilité. En raison d'une connaissance imparfaite du nouveau point de vente ou des préférences des différents segments du marché, il se peut que l'ancien point de vente reste ouvert. Il n'y a pas inclusion automatique des nouveaux points de vente dans l'IPC, à la différence de la fermeture d'un ancien point de vente. Il se peut que l'office statistique ait appris l'ouverture du nouveau point de vente. Si des ventes importantes sont attendues du nouveau point de vente, celui-ci peut être ajouté à l'échantillon. On peut procéder à un raccordement analogue à celui opéré pour le produit C ci-dessus. Une telle méthodologie ne tiendrait pas compte du gain de bien-être procuré au consommateur par l'unicité du

point de vente (Trajtenberg, 1989), puisque les comparaisons de prix ne sont effectuées qu'une fois qu'il a été introduit. L'effet de bien-être initial se fait sentir entre la période précédant son existence et la période de son introduction. Deuxièmement, il se pourrait que tous les autres points de vente abaissent leurs prix (corrigés de la qualité) pour qu'ils correspondent à ceux du nouveau point de vente. La baisse du prix ou le gain d'utilité lié à la technologie du nouveau point de vente seraient alors pris en compte dans l'IPC. Enfin, il se peut qu'apparaissent des points de vente offrant un plus grand nombre d'options en termes de biens et services, ce qui présente de l'intérêt pour les consommateurs et constitue donc une amélioration du niveau de vie sous la forme du gain d'utilité. Il n'y a rien dans la méthodologie actuelle de l'IPC qui permette d'évaluer ce gain (Shapiro and Wilcox, 1997a).

Prix de réservation

8.59 Shapiro et Wilcox (1997a, p. 144) ont exprimé leurs préoccupations quant au :

... rare produit nouveau qui fournit des services radicalement différents de ceux offerts jusqu'à présent. Par exemple, même la première génération d'ordinateurs personnels permettait aux consommateurs d'exécuter des tâches dont le coût aurait été auparavant prohibitif. On ne peut résoudre ce problème qu'en estimant le gain procuré aux consommateurs par l'introduction de chaque nouveau produit. Hausman (1994) [Hausman (1997) dans sa seconde édition] soutient qu'il faut pour cela une modélisation explicite de la demande de chaque nouveau produit. Bien que l'on doute que l'utilisation généralisée d'une telle modélisation pour l'IPC soit chose réalisable, son application stratégique dans quelques cas précis pourrait en valoir la peine.

8.60 Les moyens techniques d'établir ces estimations sont reconnus comme étant au-delà des capacités pratiques d'un institut de statistique. Plus perturbant est le fait que l'argument en faveur de l'inclusion de ces effets s'étend des nouveaux biens révolutionnaires au fatras de produits évolutionnaires tels que les nouvelles céréales de petit-déjeuner. L'appendice 8.2 donne des détails sur une formule de Laspeyres généralisée qui tient compte de la substitution entre les modèles nouveaux et anciens. Cependant, étant donné la complexité des techniques d'estimation requises, le présent manuel envisage une approche pragmatique qui exclurait initialement ces effets.

Résumé

8.61 La nécessité de considérer l'espace d'échantillonnage des produits élémentaires choisis dans la méthodologie des indices ainsi que les nouveaux biens découle d'une préoccupation très réelle quant à la nature dynamique des marchés modernes. Les nouveaux biens et les changements qualitatifs sont loin d'être des phénomènes nouveaux. Comme l'a soutenu

Triplett (1999), il n'a pas été démontré que le rythme de mise au point et de lancement des nouveaux produits est beaucoup plus rapide maintenant que par le passé. Il est certainement admis, toutefois, que le nombre des nouveaux produits et variétés est sensiblement plus grand qu'auparavant. La technologie informatique offre des moyens efficaces (par rapport aux coûts) de recueillir et analyser des ensembles très vastes de données. Le chapitre 6 traite de l'utilisation d'ordinateurs portables pour la saisie des données, et de la disponibilité des données obtenues par lecteur de code à barres. Le bon traitement de ces données exige qu'il soit tenu compte d'aspects allant au-delà de ceux qui sont normalement pris en considération dans l'univers d'intersection statique des échantillons appariés. L'appendice 8.1 au présent chapitre passe en revue ces questions d'échantillonnage.

8.62 Il y a lieu de ne pas oublier les points importants suivants :

- Lorsqu'il y a peu de changements dans la qualité et la gamme des produits offerts, l'utilisation des modèles appariés présente beaucoup d'avantages. La méthode des modèles appariés consiste à comparer des produits analogues, provenant de points de vente analogues.
- Les systèmes de métadonnées statistiques aident à identifier les catégories de produits pour lesquelles l'appariement ne soulève guère de difficultés, et à centrer l'attention sur les catégories qui posent des problèmes. Ils montrent comment recueillir et communiquer les informations qui faciliteront l'ajustement des prix en fonction de la qualité. Ils assurent en outre la transparence des méthodes utilisées et facilitent le recyclage du personnel.
- Lorsque la rotation des produits est si rapide que l'échantillon s'appauvrit beaucoup en peu de temps, on ne peut pas se contenter des produits de remplacement pour maintenir l'échantillon. Il faut utiliser d'autres mécanismes, dans lesquels l'échantillon est tiré du double univers de produits pour chaque période, ou qui utilisent cet univers. Parmi ces mécanismes figurent les formules en chaîne et les indices hédoniques, comme expliqué au chapitre 7, paragraphes 7.125 à 7.158.
- Certains biens nouveaux peuvent être considérés comme impliquant une évolution (dits «évolutionnaires») et incorporés dans l'échantillon sous la forme de produits de remplacement non comparables, avec un ajustement de la qualité. Le choix du moment du remplacement est critique à la fois pour l'efficacité de l'ajustement et pour la représentativité de l'indice.
- Les instructions données aux enquêteurs sur le choix des produits de remplacement sont importantes, car elles influent, elles aussi, sur la représentativité de l'indice. Le remplacement de produits obsolètes par des produits nouvellement introduits rend difficiles les ajustements de la qualité, alors que leur remplacement par des produits similaires conduit à des problèmes de représentativité.
- La mise à jour de l'échantillon est une forme extrême de l'utilisation des produits de remplacement. Il s'agit d'un mécanisme qui sert à rafraîchir l'échantillon et, partant, à améliorer sa représentativité. À cela s'oppose toutefois le risque de biais provenant de la non-validité des hypothèses implicites de la méthode du chevauchement appliquée pour l'ajustement de la qualité.
- Les biens correspondant à une révolution (dits «révolutionnaires») peuvent exiger que l'échantillon soit élargi pour ménager de la place aux nouvelles séries de prix et nouvelles pondérations. La répartition des nouveaux biens entre biens évolutionnaires et biens révolutionnaires influe sur la stratégie d'introduction, de remplacement (substitution) dirigé et d'extension de l'échantillon desdits nouveaux biens.
- Ces procédés ne rendent compte, ni l'un ni l'autre, du gain de bien-être initial procuré aux consommateurs par les nouveaux biens ni de la perte de bien-être découlant de leur disparition. Les estimations économétriques des prix de réservation représentent une approche qui est valable en théorie, mais problématique dans la pratique.

Appendice 8.1 Apparition ou disparition de produits ou de points de vente

1. Dans les chapitres précédents, on a généralement supposé que la quantité à estimer pouvait être définie au regard d'une catégorie fixe de produits. Ici, nous examinons les complications liées à l'évolution constante des produits et des points de vente. Le rythme du changement est rapide dans de nombreuses branches d'activité. L'échantillonnage aux fins de l'estimation des variations de prix pose donc un problème dynamique et non statique. D'une façon ou d'une autre, les prix des nouveaux produits et des nouveaux points de vente doivent être comparés à ceux des anciens. Quelles que soient les méthodes et procédures utilisées dans un indice des prix pour tenir compte de ces changements dynamiques, il s'agira toujours de procéder à une estimation explicite ou implicite de cet univers dynamique.

La représentation du changement dans un indice des prix

2. Du point de vue de la sélection d'un échantillon, il y a trois moyens de rendre compte des changements dynamiques intervenus dans un univers d'agrégats élémentaires (Dalén, 1998a), où variétés et points de vente apparaissent et disparaissent :

- rééchantillonner l'ensemble de l'agrégat élémentaire à des moments déterminés;
- remplacer un produit par un autre ou un point de vente par un autre;
- ajouter et éliminer des points d'observation (couples produits–points de vente) dans un chaînage.

Mise à jour de l'échantillon

3. Par rééchantillonner, on entend remanier l'ancien échantillon pour le rendre représentatif de l'univers d'une période ultérieure. Cela ne veut pas nécessairement dire que la totalité, ni même la plupart des unités d'échantillonnage doivent être changées, mais qu'un regard nouveau est porté sur la représentativité du total de l'échantillon et que des modifications sont apportées, le cas échéant. Les méthodes utilisées pour le rééchantillonnage pourraient être l'une quelconque de celles qui ont servi à l'échantillonnage initial. Dans le cas de l'échantillonnage aléatoire, chaque unité appartenant à l'univers de la période ultérieure doit avoir une probabilité d'être incluse dans l'échantillon différente de zéro et égale à sa part de marché relative.

4. Le rééchantillonnage (ou mise à jour de l'échantillon) est traditionnellement utilisé en conjonction avec la méthode du chevauchement exposée au chapitre 7, paragraphes 7.45 à 7.52. C'est une procédure analogue à celle qui est employée lorsque l'on relie deux liens des indices-chaînes. La première période pour laquelle le nouvel échantillon est utilisé est aussi la dernière période pour laquelle l'ancien échantillon est utilisé. En conséquence, l'estimation de la variation des prix est toujours fondée sur un seul échantillon — l'ancien échantillon jusqu'à la période de chevauchement et le nouvel échantillon à partir de la période de chevauchement (voir ci-après). Le rééchantillonnage est la seule méthode qui soit entièrement à même de préserver la représentativité de l'échantillon. Si les ressources disponibles

le permettent, il y a lieu de procéder souvent au rééchantillonnage. Sa fréquence dépend, bien sûr, du rythme de changement d'un groupe de produit particulier. Elle repose en outre sur l'hypothèse que les différences de prix entre l'ancien produit et le nouveau sont des estimations correctes des différences de qualité entre eux. À l'extrême, le rééchantillonnage revient à établir un nouvel échantillon pour chaque période et à comparer les prix moyens des échantillons, au lieu de faire, comme d'habitude, la moyenne des variations de prix des échantillons apparus. Bien que logique du point de vue de la représentativité, le rééchantillonnage pour chaque période aggraverait le problème du traitement implicite de l'ajustement du prix en fonction de la qualité et n'est donc pas recommandé.

Produits de remplacement

5. Par produit de remplacement, on entend le produit qui succède à un produit de l'échantillon qui a disparu complètement du marché, ou qui a perdu de sa part de marché soit sur le marché dans son ensemble, soit dans un point de vente spécifique. Les critères de sélection des produits de remplacement peuvent différer considérablement. Premièrement, il s'agit de savoir quand procéder au remplacement. D'ordinaire, on le fait soit lorsqu'un produit disparaît complètement, soit lorsque sa part des ventes est sensiblement réduite. Une autre règle possible, mais moins usitée, est celle qui consiste à remplacer un produit élémentaire lorsqu'une autre variété appartenant au même groupe, ou entrant dans la définition de produit représentatif, est devenue plus importante par les ventes qu'elle engendre, même si l'ancienne variété est encore vendue en grandes quantités.

6. Deuxièmement, il s'agit de savoir comment sélectionner le produit de remplacement. Si le produit initial a été choisi parce qu'il était «le plus vendu», ou avec une probabilité de sélection proportionnelle au niveau des ventes, la sélection du produit de remplacement pourrait suivre la même règle. Le produit de remplacement pourrait aussi être le produit «le plus semblable» à l'ancien. L'avantage du premier critère est de produire une meilleure représentativité. L'avantage du second est que, au moins superficiellement, il pourrait atténuer le problème d'ajustement en fonction de la qualité.

7. Il importe de bien comprendre que, dans les conditions actuelles, les produits de remplacement ne peuvent pas être représentatifs des nouveaux produits qui arrivent sur le marché, car la raison du remplacement n'est pas l'apparition d'un produit nouveau, mais la disparition ou la perte d'importance d'un produit ancien. Par exemple, si l'éventail des variétés d'un certain groupe de produits s'élargit, l'échantillon ne peut rendre compte directement de cet accroissement que s'il est tiré du groupe des nouvelles variétés, par exemple par mise à jour de l'échantillon.

Ajouts et retrais

8. Il est possible d'ajouter un nouveau point d'observation à un agrégat élémentaire dans un chaînage. Par exemple, si une nouvelle marque ou un nouveau modèle d'un bien durable apparaît sans remplacer un modèle ancien particulier, il vaut mieux l'ajouter à l'échantillon, à partir du moment de son lancement. Pour tenir compte de cette nouvelle observation dans l'indice, il faut lui imputer un prix de référence. La solution pratique est celle qui consiste à utiliser le prix du nouveau produit au cours du mois de son lancement, rapporté à la moyenne des prix de tous les autres produits de l'agrégat élémentaire de la

période de référence au mois de lancement. De cette manière, l'effet du nouveau produit sur l'indice pour les mois précédant le mois du lancement sera neutre.

9. De même, un produit qui disparaît pourrait être simplement retiré de l'échantillon sans remplacement. La variation de prix peut alors être calculée pour les produits restants. Si rien d'autre n'est fait, cela veut dire que la variation de prix pour le produit retiré, qui a été calculée jusqu'au mois précédant son retrait, sera ignorée à partir du mois du retrait. Cette pratique est à recommander ou non, selon le cas du groupe de produits particulier.

Détermination d'une cible opérationnelle dans un univers dynamique

10. Une méthode d'estimation statistique rigoureuse exige une stratégie d'estimation de l'indice comportant à la fois la cible opérationnelle de calcul et la stratégie d'échantillonnage (plan et estimateur) nécessaire pour estimer cette cible. Cette stratégie se composerait des éléments suivants :

- Une définition de l'univers des transactions ou points d'observation (d'ordinaire une variété de produit dans un point de vente) pour chacune des deux périodes entre lesquelles se produit la variation des prix que nous voulons estimer.
- La liste de toutes les variables définies pour ces unités. Ces variables devraient inclure les prix et les quantités (nombre d'unités vendues à chaque prix), mais aussi toutes les caractéristiques des produits (et probablement des points de vente) qui en déterminent le prix. C'est ce qui forme la base du prix.
- L'algorithme cible (formule de l'indice) qui regroupe en une seule valeur les valeurs des variables définies pour les points d'observation de l'univers défini.
- Les procédures utilisées pour l'échantillonnage initial des produits élémentaires et points de vente tirés de l'univers défini.
- Les procédures de remplacement, mise à jour de l'échantillon, addition ou retrait d'observations à l'horizon temporel considéré.
- L'algorithme d'estimation (formule de l'indice) appliqué à l'échantillon aux fins de réduire le plus possible l'erreur attendue de l'estimation de l'échantillon par rapport à l'algorithme cible. En principe, l'estimation doit prendre en compte toutes les procédures suivies en cas de remplacement et de mise à jour de l'échantillon, y compris les méthodes d'ajustement en fonction de la qualité.

11. En raison de sa complexité, la stratégie rigoureuse décrite ci-dessus n'est généralement pas appliquée dans la pratique pour la construction de l'indice, quoique le système d'information correspondant (métadonnées statistiques) soit examiné aux paragraphes 8.23 à 8.31 ci-dessus. Quelques observations sur ces stratégies possibles sont formulées ci-après.

Un système d'agrégation à deux niveaux

12. Lorsque l'objectif est d'estimer un indice de prix à partir d'un échantillon tiré d'un univers dynamique, on peut prendre pour point de départ une structure à deux niveaux de l'univers des produits et des points de vente qui entrent dans le champ d'un indice des prix. Ces deux niveaux sont :

- Le niveau *agrégé* : à ce niveau, il y a une structure fixe de groupes de produits élémentaires $h = 1, \dots, H$ (ou peut-être une structure croisée fixe de groupes de produits par région et type de point de vente) dans un chaînage. Pour la mise à jour de l'univers des produits, les nouveaux biens et services seraient définis comme étant de nouveaux groupes au niveau agrégé et introduits dans l'indice seulement en relation avec un nouveau chaînage.
- Le niveau *élémentaire* : à ce niveau, le but est de rendre compte dans l'indice des propriétés d'un univers changeant en comparant les nouveaux produits aux anciens. La micro-comparaison de la période s à la période t doit être définie de manière à ce qu'il y ait apparition de nouveaux produits ou points de vente sur le marché et disparition de produits ou points de vente anciens du marché.

13. Le point de départ commun aux trois approches au niveau élémentaire présenté ici est un indice de panier-type de la période s à la période t au niveau agrégé :

$$I_{st} = \frac{\sum_h Q_h P_h^t}{\sum_h Q_h P_h^s} = \sum_h W_h^s I_h^{st},$$

$$\text{où } W_h^s = \frac{Q_h P_h^s}{\sum_h Q_h P_h^s} \quad \text{et } I_h^{st} = \frac{P_h^t}{P_h^s}$$

(A8.1)

Les quantités, Q_h , se rapportent à une structure $h = 1 \dots H$ de groupes de produits élémentaires de n'importe quelle période, ou aux fonctions de quantité de plusieurs périodes, par exemple une moyenne symétrique des périodes de base et courante s et t . Les cas spéciaux de cet indice de panier-type sont les indices de prix de Laspeyres ($Q_h = Q_h^s$), Paasche ($Q_h = Q_h^t$), Edgeworth ($Q_h = (Q_h^s + Q_h^t)$) et Walsh ($Q_h = [Q_h^s Q_h^t]^{1/2}$) décrits aux chapitres 15 à 17. D'autres formules de la stratégie d'estimation au niveau élémentaire entrent maintenant dans la définition de I_h^{st} . Autre point de départ commun, le groupe de produits ou de points de vente appartenant à h dans la période u ($= s$ ou t) est défini comme étant Ω_h^u . Le concept de *point d'observation* est introduit : généralement un produit rigoureusement spécifié d'un point de vente déterminé. Pour chaque point d'observation $j \in \Omega_h^u$, il y a un prix p_j^u et une quantité vendue q_j^u . Il existe maintenant trois définitions possibles de la cible opérationnelle.

L'univers d'intersection

14. L'indice élémentaire s'applique à l'univers d'intersection, c'est-à-dire seulement aux points d'observation existant à la fois dans les périodes s et t . Cet indice est appelé aussi l'*indice des unités identiques*. Autrement dit, on part des points d'observation existant dans la période s et on laisse ensuite de côté (supprime) les points qui manquent ou disparaissent. Voici un exemple d'indice de ce type :

$$I_h^{st} = \frac{\sum_{j \in \Omega_h^s \cap \Omega_h^t} q_j P_j^t}{\sum_{j \in \Omega_h^s \cap \Omega_h^t} q_j P_j^s}$$

(A8.2)

L'univers d'intersection se réduit par étapes successives à la longue, car on trouve moins de produits appariés dans chaque comparaison à long terme entre s et t , s et $t + 1$, s et $t + 2$ etc., jusqu'à ce que l'univers finisse par être vide. L'avantage de l'univers d'intersection est qu'il ne recouvre, par définition, aucun produit de remplacement et que, normalement, il n'y a pas ajustement de la qualité. Si l'indice des unités identiques est combiné avec un chaînage court, et que l'on procède ensuite à un *rééchantillonnage* de l'univers dans une période ultérieure, l'échantillonnage de l'univers d'intersection est une stratégie parfaitement raisonnable, dès lors que l'hypothèse implicite de la méthode du chevauchement, à savoir que les différences de prix dans cette période sont égales aux différences de qualité, est valide.

Le double univers

15. L'approche diamétralement opposée à celle de l'univers d'intersection consiste à considérer P_h^s et P_h^t comme les prix moyens de deux univers distincts dans les deux périodes. Un double univers pourrait alors être pris comme cible opérationnelle; un univers pour la période s et un autre pour la période t . Cette approche semble être une manière naturelle de procéder pour définir la cible, étant donné que les deux périodes doivent être d'égale importance et que tous les produits existant dans l'une ou l'autre doivent être pris en compte. La difficulté réside ici dans le fait que les deux univers sont rarement comparables du point de vue qualitatif. Il sera nécessaire de procéder à un ajustement, sous une forme ou une autre, pour tenir compte du changement de la qualité moyenne. La définition naturelle des prix moyens applicable dans cette approche est fondée sur les valeurs unitaires. Cela conduirait à la définition suivante d'un *indice des valeurs unitaires corrigées de la qualité* :

$$I_h^{st} = \frac{\bar{P}_h^t}{\bar{P}_h^s \bar{g}_h^{st}}$$

$$\text{où } \bar{P}_h^t = \frac{\sum_{j \in \Omega_h^t} q_j^t p_j^t}{\sum_{j \in \Omega_h^t} q_j^t} \quad \text{et} \quad \bar{P}_h^s = \frac{\sum_{j \in \Omega_h^s} q_j^s p_j^s}{\sum_{j \in \Omega_h^s} q_j^s} \quad (\text{A8.3})$$

où g_h^{st} est le changement de la qualité moyenne dans h (*indice de qualité*), qu'il faut, bien entendu, définir plus à fond. Par exemple, g_h^{st} pourrait être considéré comme un ajustement hédonique, dans lequel les caractéristiques sont maintenues constantes. L'équation (8.3) a été étudiée au chapitre 7, paragraphes 7.142–7.149, à propos des indices de Laspeyres, Paasche, Fisher et Törnqvist (par opposition aux indices de valeurs unitaires), sous une forme incluant les ajustements hédoniques explicites pour différence de qualité, g_h^{st} . Cette cible opérationnelle présente de l'intérêt pour la sous-classe dont les produits élémentaires ont une rotation très rapide mais dont la qualité moyenne ne change que lentement, ou pour lesquels des estimations fiables des changements de qualité peuvent être établies. La méthode du produit représentatif généralement employée n'est pas vraiment compatible avec une cible de double univers. Elle est implicitement centrée sur

des unités d'échantillonnage primaires choisies d'avance qui sont utilisées pour les deux périodes s et t .

L'univers des produits de remplacement

16. Ni l'échantillonnage de l'univers d'intersection ni le double univers ne se rapprochent étroitement des méthodes généralement suivies pour établir un indice des prix. La méthode d'échantillonnage qui est d'usage le plus courant — méthode du produit représentatif en conjonction avec le remplacement d'un produit par un autre — doit comporter une rationalisation différente des cibles opérationnelles. Cette rationalisation de l'échantillonnage d'un *univers des produits de remplacement* est examinée ci-après.

17. Pour chaque $j \in \Omega_h^s$ et $j \notin \Omega_h^t$ nous définissons le produit de remplacement $a_j \in \Omega_h^t$ dont le prix remplace celui de j dans la formule. À l'évidence, pour $j \in \Omega_h^s$ et $j \in \Omega_h^t$, $a_j = j$. En plus du remplacement, il est tenu compte du changement de qualité de j à a_j . Cela donne lieu à un facteur d'ajustement aux changements de qualité g_j , considéré comme le facteur par lequel p_j^s doit être multiplié pour que le consommateur soit indifférent entre les produits j et a_j aux prix p_j^s et $p_{a_j}^t$.

$$I_h^{st} = \frac{\sum_{j \in \Omega_h^s} q_j p_{a_j}^t}{\sum_{j \in \Omega_h^s} q_j p_j^s g_j} \quad (\text{A8.4})$$

18. Cette étape vers une utilisation opérationnelle de la formule nécessite, tout d'abord, une définition de g_j , qu'il est possible d'établir à l'aide d'une régression hédonique, comme décrit au chapitre 7, paragraphes 7.132 à 7.152. Ensuite, il faut définir a_j . La manière naturelle de procéder est celle qui consiste à utiliser une *fonction de dissimilarité* de j à a_j . La notation $d(j, a_j)$ est introduite pour cette fonction. La méthode courante de sélection du produit le plus similaire en remplacement du produit initial revient maintenant à réduire le plus possible la fonction de dissimilarité. Cependant, d'autres spécifications s'imposent. À quand fixer le remplacement? Dans la pratique, il devrait s'opérer lorsque la première variété choisie n'est plus représentative. Mathématiquement, cela pourrait être défini comme suit : le point d'observation j doit être remplacé au cours de la première période dans laquelle $q_j^t < c q_j^s$, où c est une constante à choisir entre 0 et 1 (un ajustement est requis pour les produits saisonniers). Le choix du point de remplacement serait alors régi par une règle qui veut que a_j soit choisi de manière à ce que $d(j, a_j)$ soit réduit au maximum pour j . Comme une certaine priorité doit être conférée aux points d'observation qui sont importants en termes de quantité et de valeur, cette définition peut être modifiée ainsi : a_j doit être choisi de manière à ce que $d(j, a_j)/q_{a_j}^t$ soit réduit au maximum pour j . Une autre fonction ou un autre point de remplacement pourrait, bien sûr, être choisi à sa place.

19. La fonction de dissimilarité doit être spécifiée; elle peut dépendre du groupe de produits h . En général, il doit y avoir, sous une forme ou une autre, une évaluation quantitative fondée sur l'ensemble des caractéristiques du produit ou du point de vente en question. Par exemple, la priorité pourrait être donnée à la dissimilarité par rapport au «même point

de vente», ou au «même produit», concepts qui pourraient être facilement intégrés dans cette évaluation. Une plus grande difficulté est celle d'inclure autant de nouveaux points dans Ω'_h que possible dans la définition de l'indice de manière à assurer la représentativité de l'échantillon. Dans les définitions ci-dessus, telles qu'elles se présentent actuellement, le même nouveau point pourrait remplacer beaucoup de ses pré-

décesseurs, alors que nombre de nouveaux points ne seront pas inclus dans l'échantillon s'il n'est pas besoin d'un produit de remplacement. Cette déficience de l'univers des produits de remplacement est une caractéristique inhérente à la méthode du remplacement proprement dite. Cette méthode n'est conçue que pour préserver la représentativité de l'ancien échantillon et non pas celle du nouveau.

Appendice 8.2 Nouveaux produits et substitution

1. Pour estimer l'effet de l'introduction de nouveaux biens, on peut utiliser une autre méthode, qui consiste à considérer ces biens comme un cas de substitution spécial. Dans chaque période un consommateur, qui a devant lui un ensemble de prix, décide de ce qu'il va consommer. Les ventes relatives des différents produits élémentaires offerts peuvent changer avec le temps. Les consommateurs peuvent décider de consommer moins d'un produit existant et davantage d'un autre produit existant, ou de consommer, à la place d'un ancien produit existant, un nouveau produit qui n'était pas en vente auparavant, ou encore de ne plus consommer un produit existant et de lui substituer un produit existant ou nouveau. De tels changements sont généralement provoqués par le comportement des prix relatifs. Dans bien des cas, la «décision» du consommateur est liée à celle du producteur ou du détaillant, lorsque les biens ne sont plus produits ou vendus de manière à faire place à des biens nouveaux. Ces substitutions entre produits s'appliquent autant aux biens tout à fait nouveaux qu'aux nouveaux modèles de biens existants. En théorie économique, l'élasticité de substitution, exprimée par σ , mesure la variation de la quantité, disons, du produit i par rapport à celle du produit j , lorsque le prix du produit i par rapport à celui du produit j varie d'une unité. Une valeur égale à zéro implique qu'une modification du prix n'entraînerait pas de substitution entre les produits, et $\sigma > 1$, que la variation des dépenses résultant de la substitution des produits est positive : celle-ci en vaut la peine.

2. On a ici l'intuition que, si σ est connu, et si l'on sait dans quelle mesure il y a substitution entre les produits, en termes de leur part des dépenses, on peut alors estimer la variation du prix qui a provoqué la substitution. Cela est valable aussi bien pour la substitution entre produits existants, que pour la substitution entre les produits existants, les produits de fin de série et les produits nouveaux. Le cadre analytique permettant d'exprimer cette intuition sous une forme propre à être utilisée pour l'établissement de l'IPC est proposé par Shapiro et Wilcox (1997b) — voir également Lloyd (1975) et Moulton (1996a) —, dans lequel la formule normale de Laspeyres est généralisée pour inclure l'élasticité (demande) de substitution :

$$\left[\sum_{n \in 0, t} w_0 \left(\frac{p_{it}}{p_{i0}} \right)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (\text{A8.5})$$

où w_0 est la part des dépenses dans la période de base et où la somme s'applique aux produits appariés disponibles dans les deux périodes. La correction, qui fait appel à σ , incorpore l'effet de substitution dans la formule de base de Laspeyres. Si $\sigma = 0$, on a affaire à la formule traditionnelle de Laspeyres. À mesure que $\sigma \rightarrow 1$, la formule tend vers une moyenne géométrique pondérée de la période de base. Pour utiliser cette formule à des fins de généralisation à tous les produits de la somme, il faut appliquer la restriction selon laquelle l'élasticité de substitution doit être la même pour toute paire de produits. L'élasticité de substitution doit aussi être la même d'une période à l'autre. Il s'agit là de fonctions à élasticité de substitution constante.

3. Feenstra (1994), Feenstra et Shiells (1997) et Balk (2000b) ont étendu la substitution aux produits de fin de série et aux nouveaux produits. L'avantage de l'équation (A8.5) est que, pour une valeur estimée de σ , un indice du coût de la vie qui inclut une estimation des effets de substitution peut être calculé en temps réel. Il s'ensuit que les effets des produits nouveaux et des produits de fin de série y sont incorporés. D'autres cadres d'intégration des effets de substitution (examinés au chapitre 17) nécessitent des données sur les dépenses pour la période de base et la période courante.

4. Pour étendre le cadre aux nouveaux produits, il est nécessaire de savoir comment les dépenses sont réorientées entre les nouveaux produits, les produits existants et les produits de fin de série. Soit λ^t la part du total des dépenses affectée aux produits appariés existants dans la période t . Le total incluant les produits existants et les nouveaux produits, la part des nouveaux produits dans la période t est donc égale à $1 - \lambda^t$. De même, $1 - \lambda^0$ est la part des dépenses consacrée aux produits anciens de fin de série dans la période 0. L'indice généralisé de Laspeyres, qui rend compte de la substitution entre les produits existants et les produits anciens et nouveaux, est donné par :

$$\left[\frac{\lambda^t}{\lambda^0} \right]^{1/(\sigma-1)} \left[\sum_{n \in 0, t} w_0 \left(\frac{p_{it}}{p_{i0}} \right)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (\text{A8.6})$$

Comme l'indice de base de Laspeyres, il fait intervenir seulement les rapports de prix, les pondérations de la période de base, le ratio des parts de dépenses et une estimation de l'élasticité de substitution. Il peut être calculé sous diverses formes, dont les indices généralisés de Paasche, Fisher ou Sato-Vartia.

5. Si la formule ci-dessus repose sur une intuition, son équivalent formel d'un indice des prix à la consommation défini en théorie économique est donné par Balk (2000b). De Haan (2001) montre comment dériver l'équivalent de Fisher d'une décomposition de l'indice de Fisher lorsqu'il y a des biens nouveaux et des biens qui disparaissent. Les calculs montrent en quoi le cadre exige que $\sigma > 1$, facteur qui amène Balk (2000b) à se prononcer en faveur de son utilisation dans l'agrégation des indices de niveau inférieur, où la probabilité que cette condition soit remplie est plus grande. Les problèmes restants sont liés à l'estimation de σ , à la disponibilité des données sur les parts de dépenses courantes et à la validité de l'hypothèse que σ est constant. Il y a en outre des questions d'ordre conceptuel. L'accroissement de l'utilité est considéré comme résultant de l'intérêt manifesté pour les produits élémentaires inclus dans l'agrégation susmentionnée. Si ces produits s'améliorent, l'utilité s'accroît. Or, il y a d'autres biens en dehors de l'agrégation ou du système des équations de demande. La détérioration de ces biens donnera lieu à une augmentation de l'intérêt manifesté pour les biens inclus dans l'agrégation et à une baisse de l'utilité. Par exemple, si un consommateur opte pour un moyen de transport privé par suite d'une détérioration des transports en commun, il ne s'agit pas de mesurer dans ce cas le gain de bien-être procuré par un transport privé plus efficace, même si les flux de dépenses dans l'équation (A8.6) s'orientent dans ce sens (Nevo, 2001).

6. L'estimation directe de σ exige des connaissances considérables en économétrie. Elle n'entre donc pas dans la

construction routinière des indices (voir Hausman, 1997). Balk (2000b) montre en quoi une autre routine numérique pourrait être valable. De Haan (2001) a utilisé des données obtenues par lecture optique pour appliquer la méthodologie à un indice de Fisher généralisé. Il a appliqué la routine de Balk à neuf groupes de produits, utilisant à cet effet les données de l'IPC des Pays-Bas, et a trouvé pour σ des valeurs dépassant l'unité. Il a conseillé d'utiliser des indices-chaînes pour maximiser l'appariement des produits existants, principe examiné au chapitre 7, paragraphes 7.153 à 7.158. De Haan (2001) a décelé d'énormes écarts entre l'indice généralisé et l'indice ordinaire de Fisher pour au moins six des produits, faisant valoir la nécessité d'incorporer les effets des nouveaux

biens (voir également Opperdoes, 2001). Il a par ailleurs démontré à quel point la méthode est sensible à la sélection de σ . Si la part des dépenses courantes affectée aux nouveaux produits élémentaires est de 4,8 % et si $\sigma = 1,2$, un indice de type Paasche qui inclut des biens nouveaux serait de 93 % inférieur à un indice de Paasche incluant seulement les biens existants. Si la part des dépenses reste inchangée et $\sigma = 5,0$, l'écart tombe à 34,1 %. Pour les valeurs très grandes, par exemple $\sigma > 100$, les deux indices seraient à des niveaux relativement proches. Dans ces cas, les biens sont quasiment identiques, étant presque parfaitement substituables; la substitution en faveur d'un nouveau bien aurait peu d'effet, les biens nouveaux et existants ayant des prix similaires.

LE CALCUL DES INDICES DE PRIX À LA CONSOMMATION DANS LA PRATIQUE

9

Introduction

9.1 Le présent chapitre propose une description générale des modalités pratiques du calcul des indices des prix à la consommation (IPC). Si les méthodes utilisées ne sont pas exactement les mêmes dans tous les pays, elles n'en ont pas moins beaucoup en commun. Statisticiens et utilisateurs sont à l'évidence intéressés par la façon dont la plupart des offices de statistique établissent effectivement leurs IPC.

9.2 Suite aux progrès accomplis ces dernières années dans la connaissance des propriétés et du comportement des indices de prix, on sait maintenant que certaines méthodes traditionnelles ne sont pas forcément optimales d'un point de vue conceptuel et théorique. Quelques pays ont fait également part de leur crainte que les IPC soient entachés de biais. Ces préoccupations doivent être examinées dans le cadre de ce manuel. Bien sûr, les méthodes utilisées pour établir les IPC dépendent inévitablement des ressources disponibles non seulement pour relever les prix et traiter ces informations, mais aussi pour recueillir les données sur les dépenses nécessaires à la définition des pondérations. Dans certains pays, le manque de ressources impose des contraintes sévères sur ce plan.

9.3 Le calcul des IPC s'effectue d'ordinaire en deux étapes. Dans un premier temps, les indices de prix sont estimés pour les agrégats de dépenses élémentaires, ou simplement les agrégats élémentaires. Une moyenne de ces indices d'agrégats élémentaires est ensuite établie pour obtenir des indices de niveau supérieur utilisant les valeurs relatives des agrégats de dépenses élémentaires comme pondérations. Dans ce chapitre, nous expliquons d'abord comment les agrégats élémentaires sont construits et quels sont les critères économiques et statistiques à prendre en considération dans la définition des agrégats. Les formules d'indice les plus communément utilisées pour calculer les indices élémentaires sont ensuite présentées, et leurs propriétés et comportements sont illustrés à l'aide d'exemples numériques. Les avantages et inconvénients des diverses formules sont examinés, ainsi que quelques autres formules de remplacement susceptibles d'être utilisées. Les problèmes soulevés par la disparition de produits élémentaires ou l'apparition de nouveaux produits sont expliqués, de même que les différentes manières d'imputer des valeurs pour les prix manquants.

9.4 La seconde partie du chapitre est consacrée au calcul des indices de niveau supérieur. L'accent est mis sur la production d'un indice des prix mensuel dans

lequel les indices d'agrégat élémentaire sont ramenés à une moyenne, ou agrégés, pour obtenir des indices de niveau supérieur. L'actualisation des pondérations par les prix, le chaînage et la mise à jour des pondérations sont examinés et illustrés par des exemples. Les problèmes posés par l'introduction de nouveaux indices d'agrégat élémentaire et de nouveaux indices de niveau supérieur dans l'IPC sont ensuite traités, et il est expliqué comment décomposer la variation de l'indice global entre ces différentes composantes. Enfin, la possibilité d'utiliser des formules de remplacement relativement plus complexes est évoquée.

9.5 La section finale du chapitre est consacrée aux procédures de vérification des données, qui font partie intégrante du processus d'établissement des IPC. Il est essentiel en effet de s'assurer que les données utilisées dans les diverses formules sont les bonnes. Des erreurs peuvent résulter de l'insertion de données incorrectes, de l'insertion de données correctes de façon inadéquate ou de l'exclusion de données correctes qui ont été considérées à tort comme incorrectes. La section examine les procédures de vérification des données qui visent à réduire au minimum ces deux types d'erreur.

Calcul des indices de prix pour les agrégats élémentaires

9.6 Le calcul des IPC se déroule d'ordinaire en deux étapes. Dans un premier temps, les indices d'agrégat élémentaire sont calculés. Dans un second temps, les indices de niveau supérieur sont calculés en effectuant une moyenne des indices d'agrégat élémentaire. Les agrégats élémentaires et leurs indices de prix sont la pierre angulaire de l'IPC.

Construction des agrégats élémentaires

9.7 Les agrégats élémentaires sont des groupes de biens et services relativement homogènes. Ils peuvent couvrir la totalité d'un pays ou des régions de celui-ci. De même, on peut établir des agrégats élémentaires distincts pour différents types de points de vente. La nature des agrégats élémentaires est fonction des situations et des informations disponibles. Ceux-ci peuvent donc être définis différemment d'un pays à l'autre. Il convient toutefois de prendre note de quelques points essentiels :

- Les agrégats élémentaires devraient se composer de groupes de biens et services aussi similaires que possible, et de préférence assez homogènes.

- Ils devraient aussi se composer de produits élémentaires dont on peut s'attendre à ce que les prix enregistrent des mouvements analogues. L'objectif doit être de réduire au minimum la dispersion des fluctuations de prix au sein de l'agrégat.
- Les agrégats élémentaires devraient pouvoir servir de strates à des fins d'échantillonnage dans le cadre du système prévu pour la collecte des données.

9.8 Qu'il se rapporte à l'ensemble d'un pays, à une région ou à un groupe de points de vente donné, chaque agrégat élémentaire contient en général un très grand nombre de biens et services, ou produits élémentaires, distincts. Dans la pratique, seul un petit nombre d'entre eux peuvent être sélectionnés pour le suivi des prix. Les considérations suivantes doivent entrer en jeu lors du choix des produits élémentaires :

- Les produits élémentaires sélectionnés devraient être ceux dont on estime que les mouvements de prix sont représentatifs de tous les produits réunis au sein de l'agrégat élémentaire.
- Le nombre de produits élémentaires inclus dans chaque agrégat élémentaire pour lequel les prix sont relevés devrait être suffisamment important pour que l'indice des prix estimé soit statistiquement fiable. Le nombre minimal requis variera d'un agrégat élémentaire à l'autre selon la nature des produits et le comportement de leurs prix.
- L'objectif est d'essayer de suivre l'évolution du prix du même produit élémentaire pendant une période aussi longue que possible, ou aussi longtemps que le produit élémentaire demeure représentatif. Les produits élémentaires sélectionnés devraient donc être ceux que l'on s'attend à voir rester sur le marché un certain temps, de façon à ce que l'on puisse comparer des produits comparables.

9.9 *La structure d'agrégation.* La structure d'agrégation d'un IPC est présentée au graphique 9.1. En utilisant une classification des dépenses des consommateurs telle que la Classification des fonctions de la consommation individuelle (COICOP), l'ensemble des biens et services de consommation couverts par l'IPC global peut être divisé en groupes, tels que celui des «produits alimentaires et boissons non alcoolisées». Chaque groupe est ensuite divisé en classes, telles que celle des «produits alimentaires». Aux fins de l'IPC, chaque classe peut encore être subdivisée en sous-classes plus homogènes, celle du «riz» par exemple. Les sous-classes sont l'équivalent des rubriques de base du Programme de comparaisons internationales (PCI), qui calcule les parités de pouvoir d'achat (PPA) entre les pays. Enfin, les sous-classes peuvent encore être subdivisées de façon à obtenir des agrégats élémentaires, en les divisant selon la région ou le type de points de vente, comme dans le graphique 9.1. Dans certains cas, il n'est pas possible ou pas nécessaire de subdiviser encore une sous-classe donnée, qui devient alors l'agrégat élémentaire. Ainsi, l'agrégat élémentaire correspondant au riz

vendu dans les supermarchés de la région nord couvre tous les types de riz, parmi lesquels le riz blanc mi-cuit et le riz brun comprenant plus de 50 % de grains brisés sont choisis comme produits représentatifs. Dans la pratique, il est bien sûr possible de choisir des produits plus représentatifs. Enfin, pour chaque produit représentatif, un certain nombre de produits élémentaires spécifiques peuvent être retenus pour la collecte des prix, tels que des marques données de riz mi-cuit. Là encore, le nombre de produits élémentaires de l'échantillon retenus peut varier en fonction de la nature du produit représentatif.

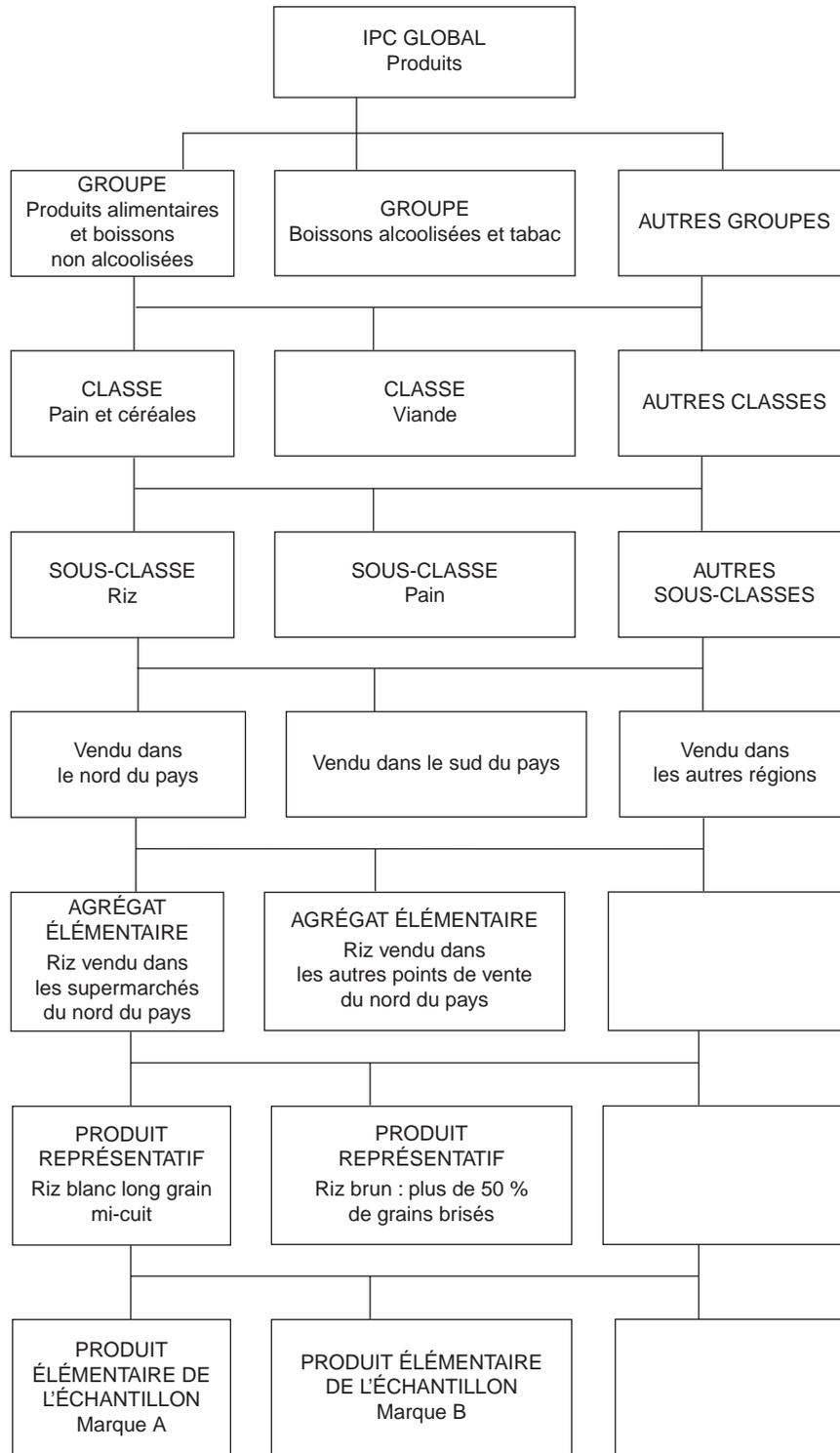
9.10 Les méthodes utilisées pour calculer les indices élémentaires à partir des diverses observations de prix sont examinées ci-après. Si l'on part des indices d'agrégat élémentaire, tous les indices situés au-dessus de ce niveau sont des indices de niveau supérieur pouvant être calculés à partir des indices d'agrégat élémentaire en utilisant comme pondérations les agrégats de dépenses élémentaires. La structure d'agrégation est cohérente, de sorte que la pondération à chaque niveau supérieur à l'agrégat élémentaire est toujours égale à la somme de ses composantes. L'indice de prix à chaque niveau supérieur d'agrégation peut être calculé sur la base des pondérations et des indices de prix pour ses composantes, c'est-à-dire des indices de niveau inférieur ou indices élémentaires. Les différents indices de prix élémentaires ne sont pas nécessairement assez fiables pour être publiés séparément, mais ils restent pas moins la pierre angulaire de tous les indices de niveau supérieur.

9.11 *Pondérations au sein des agrégats élémentaires.* Dans la plupart des cas, les indices des prix des agrégats élémentaires sont calculés sans faire explicitement appel aux pondérations de dépenses. Il conviendrait cependant d'utiliser, aussi souvent que possible, des pondérations reflétant l'importance relative des produits élémentaires échantillonnés, même si ce n'est que de façon approximative. Bien souvent, l'agrégat élémentaire est simplement l'agrégat le plus petit pour lequel on dispose d'informations fiables sur les pondérations. L'indice élémentaire doit alors être calculé sans utiliser les pondérations. Cependant, même dans ce cas, il faut noter que, si les produits élémentaires sont choisis en leur appliquant des probabilités de sélection proportionnelles à la taille de telle ou telle variable pertinente (les ventes, par exemple), la procédure d'échantillonnage introduit implicitement des pondérations.

9.12 Pour certains agrégats élémentaires, les informations sur les ventes de produits élémentaires particuliers, les parts de marché ou les pondérations régionales peuvent être utilisées comme pondérations explicites au sein d'un agrégat élémentaire. Les pondérations au sein des agrégats élémentaires peuvent être actualisées de façon indépendante, et plus souvent peut-être que les agrégats élémentaires eux-mêmes (qui servent de pondérations pour les indices de niveau supérieur).

9.13 Supposons par exemple que le nombre de fournisseurs d'un produit tel que l'essence soit limité. Les parts de marché des fournisseurs peuvent être connues à

Graphique 9.1 Structure d'agrégation typique d'un indice des prix à la consommation (IPC)



partir des statistiques recueillies dans le cadre d'enquêtes sur l'activité économique, et utilisées comme pondérations dans le calcul d'un indice d'agrégat élémentaire pour le prix des produits pétroliers. Autre exemple, les prix de l'eau peuvent être relevés auprès d'un certain nombre de services locaux desservant des régions dont la population est connue. La taille relative de la population de chaque région peut alors être utilisée pour obtenir une valeur approchée des dépenses de consommation relatives afin de pondérer le prix dans chaque région pour obtenir un indice d'agrégat élémentaire pour le prix de l'eau.

9.14 Les tarifs créent une situation particulière. On appelle tarifs une liste de prix d'achat proposés, sous différentes conditions, pour un bien ou un service donné. Dans le cas de l'électricité, par exemple, un tarif s'applique durant la journée et un autre, plus bas, durant la nuit. De même, les compagnies téléphoniques peuvent appliquer un prix plus bas aux appels effectués le week-end qu'à ceux qui sont effectués en semaine. Autre exemple, les tickets de bus peuvent être vendus à un certain prix pour les usagers ordinaires, et à un prix moins élevé pour les enfants et les personnes âgées. Dans de tels cas, il convient d'assigner des pondérations aux différents tarifs ou prix quand on calcule l'indice des prix pour l'agrégat élémentaire.

9.15 La multiplication, dans de nombreux pays, des points de vente électroniques où les prix et quantités sont saisis par lecture optique au moment où les achats ont lieu signifie que les offices de statistique disposent de plus en plus de nouvelles sources d'informations précieuses. Cela pourrait modifier radicalement les modalités de collecte et de traitement des données sur les prix utilisées pour l'établissement des IPC. Le traitement des données obtenues par lecture optique est examiné aux chapitres 7, 8 et 21.

Construction des indices d'agrégat élémentaire

9.16 On appelle indice d'agrégat élémentaire l'indice de prix établi pour un agrégat élémentaire. Diverses méthodes et formules peuvent être utilisées pour son calcul. Les méthodes les plus communément utilisées sont illustrées à l'aide d'un exemple numérique au tableau 9.1. Dans cet exemple, on suppose que les prix sont relevés pour quatre produits élémentaires au sein d'un agrégat élémentaire. La qualité de chacun de ces produits reste inchangée dans le temps, de sorte que les variations d'un mois sur l'autre comparent des choses comparables. On suppose dans un premier temps que les prix des quatre produits élémentaires sont relevés chaque mois de la période couverte, et que l'on dispose par conséquent d'une série de prix complète. Il n'y a ni disparition de produits, ni prix manquants, ni produits remplaçants. C'est une hypothèse assez forte, car bon nombre des problèmes rencontrés dans la pratique sont dus à la rupture, pour une raison ou une autre, des séries de prix des produits élémentaires. Le traitement des

produits élémentaires qui disparaissent ou doivent être remplacés est examiné plus loin. On suppose également qu'il n'existe pas de pondérations explicites.

9.17 Les offices de statistique ont utilisé ou utilisent encore largement trois formules de calcul des indices d'agrégat élémentaire, qui sont présentées au tableau 9.1. On notera toutefois que ce sont pas les seules options possibles et que des formules de remplacement seront examinées par la suite.

- La première est l'indice de Carli pour $i = 1, \dots, n$ produits élémentaires. Il est défini comme la moyenne arithmétique simple, ou non pondérée, des rapports de prix pour les deux périodes à comparer, 0 et t :

$$I_C^{0,t} = \frac{1}{n} \sum \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \quad (9.1)$$

- La seconde est l'indice de Dutot, défini comme le rapport des moyennes arithmétiques non pondérées des prix :

$$I_D^{0,t} = \frac{\frac{1}{n} \sum p_i^t}{\frac{1}{n} \sum p_i^0} \quad (9.2)$$

- La troisième est l'indice de Jevons, défini comme la moyenne géométrique non pondérée des rapports de prix, qui est identique au rapport des moyennes géométriques non pondérées des prix :

$$I_J^{0,t} = \prod \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{1/n} = \frac{\prod (p_i^t)^{1/n}}{\prod (p_i^0)^{1/n}} \quad (9.3)$$

9.18 Les propriétés des trois indices sont examinées et expliquées en détail au chapitre 20. Ici, l'objectif est de montrer comment ils se comportent dans la pratique, de comparer les résultats obtenus en utilisant les différentes formules et de récapituler les forces et faiblesses de chacune d'elles.

9.19 Chaque *indice mensuel mobile* montre la variation de l'indice d'un mois sur l'autre. Les *indices-chânes mensuels* lient entre elles ces variations d'un mois sur l'autre par des multiplications successives. Les indices *directs* comparent directement les prix observés au cours de chacun des mois qui se succèdent à ceux du mois de référence, janvier. Un simple examen des divers indices montre clairement que le choix d'une formule et d'une méthode peut influencer fortement sur les résultats obtenus. Certains de ces résultats sont frappants, en particulier la différence notable qui apparaît entre l'indice-châne de Carli pour juillet et chacun des indices directs pour ce même mois, y compris l'indice de Carli direct.

9.20 Les propriétés et le comportement des différents indices sont résumés aux paragraphes suivants

Tableau 9.1 Calcul des indices de prix pour un agrégat élémentaire¹

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet
	<i>Prix</i>						
Produit A	6,00	6,00	7,00	6,00	6,00	6,00	6,60
Produit B	7,00	7,00	6,00	7,00	7,00	7,20	7,70
Produit C	2,00	3,00	4,00	5,00	2,00	3,00	2,20
Produit D	5,00	5,00	5,00	4,00	5,00	5,00	5,50
Moyenne arithmétique des prix	5,00	5,25	5,50	5,50	5,00	5,30	5,50
Moyenne géométrique des prix	4,53	5,01	5,38	5,38	4,53	5,05	4,98
	<i>Rapport des prix d'un mois sur l'autre</i>						
Produit A	1,00	1,00	1,17	0,86	1,00	1,00	1,10
Produit B	1,00	1,00	0,86	1,17	1,00	1,03	1,07
Produit C	1,00	1,50	1,33	1,25	0,40	1,50	0,73
Produit D	1,00	1,00	1,00	0,80	1,25	1,00	1,10
	<i>Rapport des prix du mois en cours au mois de référence (janvier)</i>						
Produit A	1,00	1,00	1,17	1,00	1,00	1,00	1,10
Produit B	1,00	1,00	0,86	1,00	1,00	1,03	1,10
Produit C	1,00	1,50	2,00	2,50	1,00	1,50	1,10
Produit D	1,00	1,00	1,00	0,80	1,00	1,00	1,10
Indice de Carli — Moyenne arithmétique des rapports de prix							
Indice mensuel mobile	100,00	112,50	108,93	101,85	91,25	113,21	100,07
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	112,50	122,54	124,81	113,89	128,93	129,02
Indice direct par rapport à janvier	100,00	112,50	125,60	132,50	100,00	113,21	110,00
Indice de Dutot — Rapport des moyennes arithmétiques des prix							
Indice mensuel mobile	100,00	105,00	104,76	100,00	90,91	106,00	103,77
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	105,00	110,00	110,00	100,00	106,00	110,00
Indice direct par rapport à janvier	100,00	105,00	110,00	110,00	100,00	106,00	110,00
Indice de Jevons — Rapport des moyennes arithmétiques des prix = moyenne géométrique des rapports de prix							
Indice mensuel mobile	100,00	110,67	107,46	100,00	84,09	111,45	98,70
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	110,67	118,92	118,92	100,00	111,45	110,00
Indice direct par rapport à janvier	100,00	110,67	118,92	118,92	100,00	111,45	110,00

¹Tous les indices de prix ont été calculés à partir de chiffres non arrondis.

(voir aussi le chapitre 20). Premièrement, les différences entre les résultats obtenus à l'aide des diverses formules tendent à s'accroître à mesure que la variance des rapports de prix augmente. Plus la dispersion des mouvements de prix est grande, plus le choix de la formule d'indice et de la méthode est déterminant. Si les agrégats élémentaires sont définis de telle manière que les variations des prix au sein de ces agrégats sont réduites au minimum, les résultats obtenus deviennent moins sensibles aux choix de la formule et de la méthode.

9.21 Les données du tableau 9.1 présentent certaines caractéristiques systématiques et prévisibles, qui découlent des propriétés mathématiques des indices. Ainsi, chacun sait qu'une moyenne arithmétique est toujours supérieure ou égale à la moyenne géométrique correspondante, l'égalité ne restant valable que dans le cas non significatif où les nombres dont on fait la moyenne sont les mêmes. Les indices de Carli directs sont donc tous supérieurs aux indices de Jevons, sauf pour les mois de mai et juillet, où les quatre rapports de prix fondés sur janvier sont égaux. L'indice de Dutot

peut être supérieur ou inférieur à celui de Jevons, mais tend en général à être inférieur à celui de Carli.

9.22 Il importe de noter une propriété générale des moyennes géométriques quand on utilise l'indice de Jevons : il suffit qu'une seule des observations qui ont été faites soit égale à zéro pour que la moyenne géométrique soit égale à zéro, quelles que soient les valeurs des autres observations. L'indice de Jevons est sensible aux chutes extrêmes des prix et il peut être nécessaire d'imposer des limites supérieure et inférieure aux rapports de prix — qui, par exemple, peuvent être respectivement de 10 et 0,1 — quand on utilise l'indice de Jevons. Bien évidemment, les observations extrêmes sont souvent le résultat d'erreurs commises sous une forme ou une autre. En tout état de cause, donc, les mouvements extrêmes des prix doivent être vérifiés avec soin.

9.23 Les indices présentés au tableau 9.1 ont une autre propriété importante : les indices de Dutot et de Jevons sont transitifs, contrairement à celui de Carli. Il y a transitivité lorsque les indices-chaînes mensuels sont identiques aux indices directs correspondants. Cette

propriété est importante dans la pratique, car beaucoup d'indices d'agrégat élémentaire sont en fait calculés comme des indices-chaînes liant ensemble des indices mensuels mobiles. L'intransitivité de l'indice de Carli apparaît de façon spectaculaire au tableau 9.1, lorsque chacun des quatre prix en mai revient à son niveau de janvier, alors que l'indice-chaîne de Carli enregistre une hausse de presque 14 % par rapport à janvier. De même, en juillet, bien que chacun des prix dépasse de 10 % exactement son niveau de janvier, l'indice de Carli affiche une hausse de 29 %. Ces résultats seraient jugés pernecieux et inacceptables dans le cas d'un indice direct, mais, même dans le cas d'un indice-chaîne, ils semblent intuitivement si déraisonnables qu'ils minent la crédibilité de l'indice-chaîne de Carli. Les variations de prix entre mars et avril illustrent les effets du «bouncing» des prix, opération dans laquelle les quatre prix sont observés dans les deux périodes mais intervertis entre les différents produits élémentaires. L'indice de Carli mensuel de mars à avril augmente, tandis que ceux de Dutot et de Jevons restent inchangés.

9.24 Le message qui ressort de cette brève illustration du comportement de trois seulement des formules possibles est que le recours à différents indices et différentes méthodes peut déboucher sur des résultats très différents. Les statisticiens chargés d'établir l'indice doivent se familiariser avec les connexions qui existent entre les diverses formules à leur disposition pour calculer les indices d'agrégat élémentaire, de façon à être conscient des conséquences qu'implique le choix d'une formule plutôt qu'une autre. Le fait d'être bien informé de ces connexions ne suffit pas, néanmoins, à déterminer quelle formule utiliser, même si elle permet de choisir en meilleure connaissance de cause. Il est nécessaire de faire appel à d'autres critères pour résoudre le problème du choix de la formule. Deux approches principales — axiomatique et économique — peuvent être utilisées à cet effet.

Approche axiomatique des indices d'agrégat élémentaire

9.25 Comme il est expliqué aux chapitres 16 et 20, l'une des façons de décider quelle est la formule d'indice appropriée consiste à vérifier laquelle satisfait à certains axiomes ou tests spécifiés. Ces derniers mettent en lumière les propriétés des différents types d'indices, dont certaines peuvent ne pas être évidentes intuitivement. Quatre tests essentiels sont utilisés ici pour illustrer l'approche axiomatique :

- *Test de proportionnalité* — si tous les prix représentent λ fois les prix dans la période de référence pour les prix (janvier, dans l'exemple), l'indice devrait être égal à λ . Les données pour juillet, mois pour lequel chaque prix est supérieur de 10 % à ce qu'il était en janvier, montrent que les trois indices directs satisfont à ce test. Le *test d'identité* est un cas particulier de ce test; il requiert que, si le prix de chaque produit élémentaire est le même qu'à la période de référence,

l'indice devrait être égal à l'unité (comme pour le mois de mai, dans l'exemple).

- *Test d'invariance à la modification des unités de mesure (test de commensurabilité)* — l'indice des prix ne devrait pas varier si l'on modifie les unités dans lesquelles sont mesurés les produits (par exemple, si les prix sont exprimés par litre plutôt que par pinte). Ainsi qu'il est expliqué ci-après, l'indice de Dutot ne satisfait pas à ce test, contrairement aux indices de Carli et de Jevons.
- *Test de réversibilité temporelle* — si toutes les données pour les deux périodes sont interverties, l'indice des prix qui en résulte devrait être égal à l'inverse de l'indice des prix initial. L'indice de Carli ne satisfait pas à ce test, contrairement aux indices de Dutot et de Jevons. Cet échec de l'indice de Carli ne saute pas aux yeux dans l'exemple choisi, mais il est facilement vérifié si l'on intervertit les prix en janvier et avril, par exemple, car l'indice de Carli (calcul rétrospectif) pour janvier, sur la base du mois d'avril, est alors égal à 91,3 alors que l'inverse de l'indice de Carli est de 1/132,5, soit 75,5.
- *Test de transitivité* — l'indice-chaîne entre deux périodes devrait être égal à l'indice direct entre les deux mêmes périodes. Il ressort de notre exemple que les indices de Jevons et de Dutot satisfont tous deux à ce test, contrairement à celui de Carli. Par exemple, bien que les prix en mai aient retrouvé leur niveau de janvier, l'indice-chaîne de Carli s'établit à 113,9. Cela illustre le fait que l'indice de Carli peut avoir, intrinsèquement, un biais positif important.

9.26 De nombreux autres axiomes ou tests peuvent être conçus, mais ceux qui viennent d'être présentés suffisent pour illustrer l'approche retenue et mettre en lumière quelques caractéristiques importantes des indices élémentaires examinés ici.

9.27 Les ensembles de produits couverts par les agrégats élémentaires sont censés être aussi homogènes que possible. S'ils ne sont pas relativement homogènes, le fait que l'indice de Dutot ne satisfait pas au test de commensurabilité (ou des unités de mesure) peut être un sérieux handicap. Bien qu'il soit défini comme le rapport de moyennes arithmétiques non pondérées des prix, l'indice de Dutot peut aussi être interprété comme une moyenne arithmétique pondérée des rapports de prix dans laquelle chaque rapport est pondéré par son prix dans la période de référence. C'est ce que l'on peut voir en réécrivant la formule (9.2) comme suit :

$$I_D^{0x} = \frac{\frac{1}{n} \sum p_i^0 (p_i^t / p_i^0)}{\frac{1}{n} \sum p_i^0}$$

Cependant, si les produits ne sont pas homogènes, les prix relatifs des différents produits élémentaires risquent de dépendre de façon assez arbitraire des unités de quantité dans lesquelles ils sont mesurés.

9.28 Prenons par exemple le prix moyen du sel et du poivre, qui figurent dans la même sous-classe de la COICOP. Supposons que l'unité de mesure du poivre passe des grammes aux onces sans que soit modifiée l'unité dans laquelle est mesuré le sel (les kilos, par exemple). Étant donné qu'une once est égale à 28,35 grammes, le «prix» du poivre est multiplié par 28, ce qui multiplie effectivement le poids du poivre dans l'indice de Dutot par 28. Le prix du poivre par rapport au sel est par essence arbitraire, et dépend entièrement du choix des unités dans lesquelles sont mesurés les deux produits. En général, lorsqu'il existe différents types de produits au sein d'un agrégat élémentaire, l'indice de Dutot est inacceptable d'un point de vue théorique.

9.29 L'indice de Dutot n'est acceptable que lorsque l'ensemble des produits couverts est homogène ou à peu près. Par exemple, il peut être acceptable pour un ensemble de prix de pommes même si celles-ci sont de diverses variétés, mais pas pour les prix de fruits de type différent — pommes, ananas et bananes, par exemple — dont certains sont beaucoup plus chers à la pièce ou au kilo que d'autres. Même lorsque ces produits sont relativement homogènes et mesurés dans les mêmes unités, il est possible que les pondérations implicites de l'indice de Dutot ne soient toujours pas satisfaisantes. Les variations des prix des produits élémentaires les plus coûteux reçoivent une pondération plus forte mais, dans la pratique, il est tout à fait possible que ces produits ne représentent qu'une faible part des dépenses totales au sein de l'agrégat. Les consommateurs ne risquent guère d'acheter des produits élémentaires au prix fort si les mêmes produits sont disponibles à meilleur marché.

9.30 On peut conclure que, d'un point de vue axiomatique, les indices de Carli et de Dutot, même s'ils ont été et sont encore largement utilisés par les offices de statistique, présentent de graves inconvénients. L'indice de Carli ne satisfait pas aux tests de réversibilité temporelle et de transitivité. En principe, il devrait être possible de choisir indifféremment le calcul prospectif ou le calcul rétrospectif pour mesurer les variations de prix. On pourrait s'attendre à ce qu'il en aille de même ici, mais ce n'est pas le cas pour l'indice de Carli. Les indices-chaînes de Carli peuvent être affectés d'un biais positif important. L'indice de Dutot est significatif pour un ensemble de produits élémentaires homogènes, mais il devient de plus en plus arbitraire à mesure que l'ensemble de produits se diversifie. En revanche, l'indice de Jevons satisfait à tous les tests susmentionnés et apparaît aussi comme l'indice à privilégier lorsque la batterie de tests est élargie, ainsi que le montre le chapitre 20. D'un point de vue axiomatique, l'indice de Jevons est à l'évidence doté des meilleures propriétés, même s'il n'a guère été utilisé jusqu'à la période récente. Il semble toutefois que les offices de statistique aient tendance, de plus en plus, à abandonner les indices de Carli ou Dutot au profit de celui de Jevons.

Approche économique des indices d'agrégat élémentaire

9.31 Dans l'approche économique, l'objectif est d'estimer un indice économique — à savoir, l'*indice du coût de la vie* pour l'agrégat élémentaire visé (voir chapitre 20). Les produits élémentaires dont les prix sont relevés sont traités comme s'ils constituaient un panier-type de biens et services achetés par des consommateurs, et dont ceux-ci retirent une utilité. L'indice du coût de la vie mesure la variation minimale du montant des dépenses à laquelle les consommateurs devraient consentir pour maintenir leur niveau d'utilité inchangé, en autorisant ces derniers à procéder à des substitutions entre produits primaires pour répondre aux variations des prix relatifs. En l'absence d'informations sur les quantités ou les dépenses au sein d'un agrégat élémentaire, l'indice peut seulement être estimé lorsque certaines conditions spéciales sont supposées prévaloir.

9.32 Deux cas particuliers présentent un certain intérêt. Dans le premier, les consommateurs continuent de consommer les mêmes quantités *relatives* quels que soient les prix relatifs. Ils préfèrent ne procéder à aucune substitution en réponse aux variations des prix relatifs. Les élasticités croisées de la demande sont égales à zéro. Dans les travaux des économistes, les préférences sont alors du type «préférences de Leontief». Avec elles, l'indice de Laspeyres donnerait une mesure exacte de l'indice du coût de la vie. Dans ce premier cas, l'indice de Carli calculé pour un échantillon aléatoire donnerait une estimation de l'indice du coût de la vie si les produits élémentaires étaient choisis avec des probabilités de sélection proportionnelles à leur part dans les dépenses de la population. Il pourrait apparaître que, si les produits élémentaires étaient choisis avec des probabilités proportionnelles à leur part dans les quantités achetées par la population, l'indice de Dutot calculé pour l'échantillon donnerait une estimation de l'indice de Laspeyres pour la population. Cependant, si le panier-type pour l'indice de Laspeyres contient différentes sortes de produits dont les quantités ne sont pas additives, les parts de quantités, et par conséquent les probabilités de sélection, sont indéfinies.

9.33 Dans le second cas, on suppose que les consommateurs modifient les quantités qu'ils consomment en proportion inverse des variations des prix relatifs. Les élasticités croisées de la demande entre les différents produits élémentaires sont toutes égales à l'unité, les parts de dépenses étant les mêmes dans les deux périodes. Les préférences sont alors du type «préférences de Cobb-Douglas». Avec elles, l'*indice de Laspeyres géométrique* donnerait une mesure exacte de l'indice du coût de la vie. L'indice de Laspeyres géométrique est une moyenne géométrique pondérée des rapports de prix utilisant comme pondérations les parts de dépenses dans la première des deux périodes (les parts de dépenses dans la seconde période seraient les mêmes dans le cas particulier qui nous occupe). Dans ce second cas, l'indice de Jevons

calculé pour un échantillon aléatoire donnerait une estimation non biaisée de l'indice du coût de la vie, à condition que les produits élémentaires soient choisis avec des probabilités proportionnelles à leur part dans les dépenses de la population.

9.34 Dans le cadre de l'approche économique, le choix entre les indices de Jevons et de Carli pour l'échantillon dépend de la mesure dans laquelle l'un et l'autre tendent à donner une approximation plus ou moins juste de l'indice du coût de la vie : en d'autres termes, il dépend de la probabilité que les élasticités croisées (inconnues) soient plus proches, en moyenne, de l'unité ou de zéro. Dans la pratique, les élasticités croisées pourraient prendre n'importe quelle valeur, jusqu'à «plus l'infini», pour un agrégat élémentaire composé d'un ensemble de produits élémentaires strictement homogènes, c'est-à-dire de parfaits produits de substitution. On notera que, dans le cas limite où les produits sont réellement homogènes, il n'y a aucun problème d'indice et l'«indice» des prix est donné par le rapport des valeurs unitaires dans les deux périodes, ainsi qu'il est expliqué plus loin. On peut supposer qu'en moyenne, les élasticités croisées sont sans doute plus proches de l'unité que de zéro pour la plupart des agrégats élémentaires, de sorte que l'indice de Jevons donne probablement, en règle générale, une approximation plus juste de l'indice du coût de la vie que l'indice de Carli. Dans ce cas, il convient de considérer que l'indice de Carli est entaché d'un biais par excès.

9.35 Il ressort de l'approche économique que l'indice de Jevons donnera sans doute une approximation plus précise de l'indice du coût de la vie pour l'agrégat élémentaire que l'indice de Carli, car, dans la plupart des cas, il est plus probable qu'il y ait un effet de substitution important que pas d'effet de substitution du tout, dans la mesure surtout où les agrégats élémentaires devraient être délibérément construits de manière à regrouper des produits élémentaires similaires constituant de proches produits de substitution les uns pour les autres.

9.36 L'indice de Jevons n'implique pas, ou ne suppose pas, que les parts de dépenses restent constantes. Il peut de toute évidence être calculé indépendamment du fait que, dans la pratique, les parts des dépenses changent ou non. L'approche économique montre que, si les parts des dépenses restent constantes (ou à peu près constantes), on peut s'attendre à ce que l'indice de Jevons donne une bonne estimation de l'indice du coût de la vie. De même, si les quantités relatives restent constantes, l'indice de Carli devrait donner une bonne estimation, mais ce dernier n'implique pas en fait que les quantités restent fixes.

9.37 On peut conclure que, dans l'approche économique comme dans l'approche axiomatique, l'indice de Jevons apparaît en général préférable, même s'il peut arriver parfois que l'effet de substitution soit faible ou nul au sein de l'agrégat élémentaire, auquel cas la préférence pourrait aller à l'indice de Carli. C'est au statisticien qui

établit l'indice d'en juger, selon la nature des produits effectivement inclus dans l'agrégat élémentaire.

9.38 Notons, avant de clore ce sujet, qu'il a permis de mettre en lumière certaines des propriétés d'échantillonnage des agrégats élémentaires. Si les produits élémentaires de l'échantillon sont choisis avec des probabilités proportionnelles aux dépenses dans la période de référence des prix :

- l'indice de Carli calculé pour l'échantillon (non pondéré) donne une estimation non biaisée de l'indice de Laspeyres pour la population;
- l'indice de Jevons pour l'échantillon (non pondéré) donne une estimation non biaisée de l'indice de Laspeyres géométrique pour la population.

Ces résultats restent valables quel que soit l'indice du coût de la vie.

Indices-chaînes ou indices directs pour les agrégats élémentaires

9.39 Dans le cas d'un indice élémentaire direct, les prix de la période en cours sont comparés directement à ceux de la période de référence des prix. Dans le cas d'un indice-chaîne, les prix dans chaque période sont comparés à ceux observés de la période précédente, les indices à court terme qui en résultent étant chaînés les uns aux autres pour obtenir l'indice à long terme, comme le montre le tableau 9.1.

9.40 À condition que les prix soient enregistrés pour le même ensemble de produits élémentaires à chaque période, comme c'est le cas au tableau 9.1, toute formule d'indice définie comme le rapport des prix moyens sera transitive, ce qui veut dire que l'on obtiendra le même résultat, que l'indice soit calculé sous forme d'indice direct ou d'indice-chaîne. Dans un indice-chaîne, les numérateurs et dénominateurs successifs s'annuleront, ne laissant que le prix moyen de la dernière période divisé par le prix moyen de la période de référence, qui est identique à l'indice direct. Les indices de Dutot et de Jevons sont donc tous deux transitifs. Ce n'est pas le cas, comme nous l'avons déjà noté, pour l'indice-chaîne de Carli, qui ne devrait pas être utilisé à cause de son biais positif. L'indice direct de Carli reste néanmoins une option.

9.41 Bien que les versions chaînée et directe des indices de Dutot et de Jevons soient identiques lorsqu'il n'y a pas de rupture de série pour les divers produits élémentaires, elles offrent des moyens différents de traiter les produits élémentaires nouveaux et ceux qui disparaissent, les prix manquants et les ajustements de la qualité. Dans la pratique, il faut continuellement enlever des produits de l'indice et en inclure de nouveaux, auquel cas l'indice direct et l'indice-chaîne peuvent être différents si les imputations pour les prix manquants sont faites différemment.

9.42 Lorsqu'un produit remplaçant doit être inclus dans un indice direct, il est souvent nécessaire d'estimer

le prix du nouveau produit élémentaire dans la période de référence des prix, qui peut être relativement éloignée dans le passé. Il en va de même si, à la suite d'une mise à jour de l'échantillon, de nouveaux produits élémentaires doivent être raccordés à l'indice. S'il n'existe aucune information sur le prix du produit remplaçant dans la période de référence des prix, il est nécessaire d'estimer celui-ci en utilisant les rapports de prix calculés pour les produits qui restent dans l'agrégat élémentaire, un sous-ensemble de ces produits ou un autre indicateur. Cependant, la méthode directe ne devrait être utilisée que pour une période limitée. Sans cela, la plupart des prix de référence finiront par être imputés, ce qui n'est pas souhaitable. C'est ce qui empêche *de facto* de recourir à l'indice de Carli sur une longue période, car celui-ci ne peut être utilisé que sous sa forme directe puisqu'il est inacceptable en indice-chaîne. Il s'ensuit que, dans la pratique, l'indice de Carli direct ne peut être utilisé que si l'indice global est chaîné annuellement, ou tous les deux ou trois ans.

9.43 Dans un indice-chaîne, si un produit élémentaire vient à manquer de façon permanente, un produit remplaçant peut être raccordé à l'indice dans le cadre du calcul de celui-ci en incluant ce produit dans l'indice mensuel dès que les prix pour deux mois successifs sont connus. De même, dans l'hypothèse où l'échantillon est mis à jour et de nouveaux produits doivent être raccordés à l'indice, il faut disposer de deux prix successifs, le nouveau (pour le mois en cours) et l'ancien (pour le mois précédent). Pour un indice-chaîne, cependant, l'observation manquante aura un impact sur l'indice pendant deux mois, puisqu'elle fait partie de deux «maillons» de la chaîne. Ce n'est pas le cas pour un indice direct, dans lequel une observation manquante unique et non estimée aura seulement un impact sur l'indice pour la période en cours. Par exemple, pour une comparaison entre les périodes 0 et 3, le fait que le prix d'un produit élémentaire manque dans la période 2 signifie que l'indice-chaîne exclura le produit élémentaire pour le dernier maillon de l'indice aux périodes 2 et 3, tandis que l'indice direct l'inclura dans la période 3 puisque cet indice reposera sur les produits élémentaires dont les prix sont disponibles aux périodes 0 et 3. En règle générale, toutefois, l'utilisation d'un indice-chaîne peut faciliter, du point de vue calcul, l'estimation des prix manquants et l'introduction de remplaçants, alors que l'on peut penser qu'avec un indice direct, il sera moins utile d'employer les méthodes de chevauchement pour traiter les observations manquantes.

9.44 Les méthodes de l'indice-chaîne et de l'indice direct donnent aussi des produits dérivés différents qui peuvent être utilisés pour suivre les données sur les prix. Pour chaque agrégat élémentaire, la méthode de l'indice-chaîne donne la dernière variation de prix mensuelle, ce qui peut être utile à la fois pour la vérification des données et pour l'imputation des prix manquants. De la même manière, toutefois, l'indice direct donne les niveaux de prix moyens pour chaque agrégat élémentaire dans chaque période, et cette information peut être un

produit dérivé utile. Quoi qu'il en soit, comme il existe des calculateurs et des tableurs bon marché permettant de calculer de tels produits dérivés par la méthode de l'indice direct aussi bien que de l'indice-chaîne, le choix d'une formule ne devrait pas être dicté par des considérations afférentes à ces produits.

Associativité de l'agrégation

9.45 L'associativité de l'agrégation signifie que, si un indice est calculé par étapes en agrégeant des indices de niveau inférieur pour obtenir des indices à des niveaux d'agrégation progressivement plus élevés, le résultat global devrait être identique à celui qui aurait été obtenu en faisant le calcul en une seule fois. Du point de vue de la présentation, c'est un avantage. Si les agrégats élémentaires sont calculés en utilisant une formule et sont ramenés à une moyenne pour obtenir des indices de niveau supérieur en utilisant une autre formule, l'IPC qui en résulte ne présente pas ce caractère d'associativité de l'agrégation. On peut cependant soutenir que l'associativité de l'agrégation n'est pas forcément un critère important ou même approprié, ou qu'elle est impossible à atteindre quand le volume d'informations disponibles sur les quantités et les dépenses n'est pas le même aux différents niveaux d'agrégation. En outre, il peut exister différents degrés de substitution au sein des agrégats élémentaires, par comparaison au degré de substitution entre produits de différents agrégats élémentaires.

9.46 Comme il a été noté plus haut, il y aurait associativité de l'agrégation de l'indice de Carli avec l'indice de Laspeyres si les produits élémentaires étaient choisis avec des probabilités proportionnelles aux parts des dépenses dans la période de référence. Ce n'est en général pas le cas. Il n'y a pas non plus associativité de l'agrégation des indices de Dutot et de Jevons avec un indice de Laspeyres de niveau supérieur. Ainsi qu'il est expliqué ci-après, cependant, les IPC effectivement calculés par les offices de statistique ne sont pas, en règle générale, d'authentiques indices de Laspeyres, même s'ils peuvent reposer sur des paniers-types fixes de biens et services. Comme il a aussi été noté plus haut, si l'indice de niveau supérieur devait être défini comme un indice de Laspeyres géométrique, l'associativité de l'agrégation pourrait être obtenue en utilisant l'indice de Jevons pour les indices élémentaires de niveau inférieur, à condition que les différents produits élémentaires soient échantillonnés avec des probabilités proportionnelles aux dépenses. Quoique peu utilisé, l'indice de Laspeyres géométrique présente des propriétés souhaitables d'un point de vue économique, et nous reviendrons à nouveau sur ce point.

Observations de prix manquantes

9.47 Il se peut que le prix d'un produit élémentaire ne soit pas relevé durant quelques périodes parce que le produit manque temporairement ou a définitivement disparu. Ces deux classes de prix manquants appellent

un traitement différent. L'indisponibilité temporaire peut s'expliquer par le caractère saisonnier de certains produits (fruits, légumes et vêtements, en particulier), une pénurie de l'offre ou les difficultés rencontrées dans le relevé des prix (fermeture d'un point de vente ou maladie d'un enquêteur, par exemple). Le traitement des produits saisonniers soulève des problèmes spécifiques qui sont présentés au chapitre 22 et sur lesquels nous ne nous étendrons pas davantage ici.

9.48 *Traitement des prix manquant temporairement.* Dans le cas où des observations portant sur des produits élémentaires non saisonniers manquent temporairement, quatre options sont possibles :

- omettre le produit élémentaire dont le prix manque, de manière à maintenir un échantillon apparié (comparant des choses comparables), même si celui-ci se trouve appauvri;
- reporter le dernier prix observé;
- imputer le prix manquant en utilisant la variation moyenne des prix disponibles dans l'agrégat élémentaire;
- imputer le prix manquant en utilisant la variation du prix d'un produit élémentaire comparable relevé auprès d'un autre point de vente similaire.

9.49 Omettre une observation du calcul d'un indice élémentaire équivaut à supposer que le prix aurait évolué de la même manière que la moyenne des prix des produits élémentaires qui restent inclus dans l'indice. Cette omission modifie les pondérations implicites attachées aux autres prix dans l'agrégat élémentaire.

9.50 Reporter la dernière observation de prix est une opération à éviter dans la mesure du possible, car elle n'est acceptable que pour un nombre de périodes très limité. Il faut faire particulièrement attention dans les périodes de forte inflation ou d'évolution rapide des marchés due à un rythme élevé d'innovation et de renouvellement des produits. Bien qu'il soit facile à opérer, le report des derniers prix observés biaise l'indice qui en résulte vers une variation nulle. En outre, il y aura probablement un saut compensateur dans l'indice lorsque le prix du produit élémentaire manquant sera enregistré à nouveau, et celui-ci sera oublié à tort par un indice-chaîne, mais inclus dans un indice direct pour ramener l'indice à sa valeur réelle. L'effet négatif sur l'indice sera de plus en plus prononcé si le produit élémentaire reste sans prix pendant une période prolongée. En général, le report n'est ni une procédure acceptable ni une solution au problème.

9.51 On peut imputer le prix manquant en utilisant la variation moyenne des prix disponibles dans le cas d'agrégats élémentaires lorsque l'on peut s'attendre à ce que leurs prix évoluent dans la même direction. L'imputation peut se faire en utilisant tous les autres prix de l'agrégat élémentaire. Comme nous l'avons déjà noté, cela revient numériquement à omettre le produit élémentaire pour la période courante, mais il est utile de procéder à l'imputation de façon à ce que, si le prix est à

nouveau disponible dans une période ultérieure, la taille de l'échantillon ne soit pas réduite durant cette période. Selon l'homogénéité de l'agrégat élémentaire, il peut être préférable dans certains cas de n'utiliser qu'un sous-ensemble de l'agrégat élémentaire pour estimer le prix manquant. Il peut même s'agir parfois d'un seul produit élémentaire comparable venant d'un type de point de vente similaire et dont on peut s'attendre à voir le prix varier de la même manière que le prix manquant.

9.52 Le tableau 9.2 illustre le calcul de l'indice de prix pour un agrégat élémentaire composé de trois produits élémentaires dont l'un des prix manque en mars. La section a) du tableau 9.2 montre les indices où le prix manquant a été omis du calcul. Les indices directs sont donc calculés à partir des produits élémentaires A, B et C pour tous les mois sauf mars, où ils sont calculés à partir des produits élémentaires B et C seulement. Les indices-chaînes sont calculés à partir des trois prix de janvier à février et d'avril à mai. De février à mars et de mars à avril, les indices mensuels sont calculés à partir des produits élémentaires B et C seulement.

9.53 Pour les indices de Dutot et de Jevons, les indices directs et les indices-chaînes diffèrent maintenant à partir de mars. Le premier maillon de l'indice-chaîne (janvier à février) est le même que l'indice direct, de sorte que les deux indices sont numériquement identiques. L'indice direct pour mars ne tient pas compte de la baisse du prix du produit élémentaire A entre janvier et février, alors que cette baisse est prise en considération dans l'indice-chaîne. En conséquence, l'indice direct est plus élevé que l'indice-chaîne pour mars. En revanche, en avril et en mai, lorsque tous les prix sont à nouveau disponibles, l'indice direct saisit l'évolution des prix, alors que l'indice-chaîne ne réussit pas à les suivre.

9.54 À la section b) du tableau 9.2, le prix manquant du produit élémentaire A en mars est imputé en utilisant la variation moyenne des prix des autres produits élémentaires de février à mars. L'indice peut être calculé comme un indice direct, en comparant les prix de la période en cours aux prix de la période de référence, mais l'imputation des prix manquants devrait se faire à partir de la variation moyenne des prix de la période précédente à la période en cours, comme dans le tableau. L'imputation sur la base de la variation moyenne des prix de la période de référence à la période en cours ne devrait pas être utilisée, car elle ne tient pas compte des informations sur la variation du prix du produit élémentaire manquant qui a déjà été incluse dans l'indice. Le traitement des imputations est examiné plus en détail au chapitre 7.

9.55 *Traitement des produits élémentaires disparus de façon permanente et des produits remplaçants.* Les produits élémentaires peuvent disparaître de façon permanente pour diverses raisons. Leur disparition du marché peut être due au fait que de nouveaux produits sont apparus ou que des points de vente dans lesquels les prix étaient collectés ont cessé de commercialiser ces

Tableau 9.2 Imputation des prix manquant temporairement

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai
			<i>Prix</i>		
Produit A	6,00	5,00		7,00	6,60
Produit B	7,00	8,00	9,00	8,00	7,70
Produit C	2,00	3,00	4,00	3,00	2,20
a) Omission du produit manquant du calcul de l'indice					
Indice de Carli — Moyenne arithmétique des rapports de prix					
Indice direct	100,00	115,87	164,29	126,98	110,00
Indice de Dutot — Rapport des moyennes arithmétiques des prix					
Indice mensuel mobile	100,00	106,67	118,18	84,62	91,67
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	106,67	126,06	106,67	97,78
Indice direct	100,00	106,67	144,44	120,00	110,00
Indice de Jevons — Rapport des moyennes arithmétiques des prix = moyenne géométrique des rapports de prix					
Indice mensuel mobile	100,00	112,62	122,47	81,65	87,31
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	112,62	137,94	112,62	98,33
Indice direct	100,00	112,62	160,36	125,99	110,00
b) Imputation					
Indice de Carli — Moyenne arithmétique des rapports de prix					
<i>Prix imputé pour le produit A en mars : $5 \times (9/8 + 4/3)/2 = 6,15$</i>					
Indice direct	100,00	115,87	143,67	126,98	110,00
Indice de Dutot — Rapport des moyennes arithmétiques des prix					
<i>Prix imputé pour le produit A en mars : $5 \times ((9 + 4)/(8 + 3)) = 5,91$</i>					
Indice mensuel mobile	100,00	106,67	118,18	95,19	91,67
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	106,67	126,06	120,00	110,00
Indice direct	100,00	106,67	126,06	120,00	110,00
Indice de Jevons — Rapport des moyennes arithmétiques des prix = moyenne géométrique des rapports de prix					
<i>Prix imputé pour le produit A en mars : $5 \times (9/8) \times (4/3)^{0,5} = 6,12$</i>					
Indice mensuel mobile	100,00	112,62	122,47	91,34	87,31
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	112,62	137,94	125,99	110,00
Indice direct	100,00	112,62	137,94	125,99	110,00

produits. Lorsque cette disparition est permanente, un produit remplaçant doit être échantillonné et inclus dans l'indice. Dans l'idéal, ce produit remplaçant devrait représenter une proportion significative des ventes, avoir de bonnes chances de continuer à se vendre pendant quelque temps encore et être représentatif des variations des prix échantillonnés du marché que l'ancien produit couvrirait.

9.56 Le choix du moment d'introduction des produits remplaçants est important. Beaucoup de nouveaux produits sont d'abord vendus à des prix élevés qui sont ensuite abaissés peu à peu, à mesure notamment que le volume des ventes augmente. Inversement, certains produits peuvent être introduits à des prix artificiellement bas pour stimuler la demande. Dans ce cas, retarder l'introduction d'un nouveau produit ou d'un produit remplaçant jusqu'à ce que le volume de ventes prenne de l'importance, c'est risquer de manquer des variations de prix systématiques qui devraient être saisies par l'IPC. Il est souhaitable d'éviter les remplacements forcés qui s'imposent quand des produits élémentaires disparaissent complètement du marché en essayant d'introduire des produits remplaçants lorsque les ventes des produits auxquels ils vont se substituer chutent, sans attendre qu'elles cessent tout à fait.

9.57 Le tableau 9.3 donne un exemple dans lequel le produit élémentaire A disparaît après mars et le produit élémentaire D est inclus à titre de produit remplaçant à partir d'avril. Les produits élémentaires A et D ne sont pas disponibles sur le marché au même moment et leurs séries de prix ne se chevauchent pas.

9.58 Pour inclure le nouveau produit élémentaire dans l'indice à partir d'avril, un prix imputé doit être calculé soit pour la période de référence (janvier) si l'on calcule un indice direct, soit de la période précédente (mars) si l'on calcule un indice-chaîne. Dans les deux cas, la méthode de l'imputation assure que l'inclusion du nouveau produit élémentaire n'influe pas, en soi, sur l'indice. Dans le cas d'un indice-chaîne, imputer le prix manquant en utilisant la variation moyenne des prix disponibles donne le même résultat que la simple omission du produit élémentaire du calcul de l'indice jusqu'à ce que son prix ait été établi pour deux périodes successives. Cela permet de calculer l'indice-chaîne en raccordant simplement l'indice mensuel mobile entre les périodes $t - 1$ et t , sur la base de l'ensemble apparié des prix de ces deux périodes, à la valeur de l'indice-chaîne pour la période $t - 1$. Dans l'exemple, il n'est pas nécessaire de procéder à une nouvelle imputation après avril, et la variation de l'indice n'est pas influencée par celle du prix imputé entre mars et avril.

Tableau 9.3 Disparition et remplacement de produits, sans chevauchement

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai
			<i>Prix</i>		
Produit A	6,00	7,00	5,00		
Produit B	3,00	2,00	4,00	5,00	6,00
Produit C	7,00	8,00	9,00	10,00	9,00
Produit D				9,00	8,00
a) Imputation					
Indice de Carli — Moyenne arithmétique des rapports de prix					
<i>Prix imputé pour le produit D en janvier : $9/((5/3 + 10/7) \times 0,5) = 5,82$</i>					
Indice direct	100,00	99,21	115,08	154,76	155,38
Indice de Dutot — Rapport des moyennes arithmétiques des prix					
<i>Prix imputé pour le produit D en mars : $9/((5 + 10)/(4 + 9)) = 7,80$</i>					
Indice mensuel mobile	100,00	106,25	105,88	115,38	95,83
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	106,25	112,50	129,81	124,40
<i>Prix imputé pour le produit D en janvier : $9/((5 + 10)/(3 + 7)) = 6,00$</i>					
Indice direct	100,00	106,25	112,50	150,00	143,75
Indice de Jevons — Rapport des moyennes arithmétiques des prix = moyenne géométrique des rapports de prix					
<i>Prix imputé pour le produit D en mars : $9/((5/4 \times 10/9)^{0,5}) = 7,64$</i>					
Indice mensuel mobile	100,00	96,15	117,13	117,85	98,65
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	96,15	112,62	132,73	130,94
<i>Prix imputé pour le produit D en janvier : $9/((5/3 \times 10/7)^{0,5}) = 5,83$</i>					
Indice direct	100,00	96,15	112,62	154,30	152,22
b) Omission des prix manquants					
Indice de Dutot — Rapport des moyennes arithmétiques des prix					
Indice mensuel mobile	100,00	106,25	105,88	115,38	95,83
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	106,25	112,50	129,81	124,40
Indice de Jevons — Rapport des moyennes arithmétiques des prix = moyenne géométrique des rapports de prix					
Indice mensuel	100,00	96,15	117,13	117,85	98,65
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	96,15	112,62	132,73	130,94

9.59 Dans le cas d'un indice direct, cependant, il faut toujours imputer un prix pour la période de référence lorsque l'on inclut un nouveau produit élémentaire. Dans l'exemple, le prix du nouveau produit élémentaire pour chaque mois après avril doit encore être comparé au prix imputé pour janvier. Comme nous l'avons déjà noté, l'approche directe ne devrait être utilisée que pendant une période limitée, afin d'éviter de créer une situation dans laquelle la plupart des prix de la période de référence seraient finalement imputés.

9.60 La situation est un peu plus simple quand il existe un mois de chevauchement durant lequel on recueille à la fois le prix du produit élémentaire qui disparaît et celui du produit remplaçant. Dans ce cas, il est possible de raccorder la série de prix pour le nouveau produit élémentaire à la série de prix pour l'ancien produit qu'il remplace. Le chaînage avec chevauchement des prix exige que l'on procède à un ajustement implicite pour tenir compte de la différence de qualité entre les deux produits élémentaires, puisqu'il pose en hypothèse que les prix relatifs du nouveau et de l'ancien produits reflètent leurs qualités relatives. L'hypothèse peut être recevable sur des marchés parfaits ou quasi parfaits, mais risque de ne pas être aussi raisonnable pour certains marchés et produits. La question du moment auquel recourir aux chevauchements des prix

est examinée au chapitre 7, et la méthode du chevauchement est illustrée au tableau 9.4.

9.61 Dans l'exemple donné au tableau 9.4, les chevauchements de prix sont obtenus pour les produits élémentaires A et D en mars. Leurs prix relatifs laissent penser qu'une unité du produit élémentaire D vaut deux unités du produit élémentaire A. Si l'indice est calculé comme un indice de Carli direct, le prix du produit élémentaire D pour la période de référence de janvier peut être imputé en divisant le prix du produit élémentaire A en janvier par le rapport de prix des produits élémentaires A et D en mars.

9.62 Un indice-chaîne mensuel de moyennes arithmétiques de prix reposera sur les prix des produits élémentaires A, B et C jusqu'à mars, et sur les prix des produits élémentaires B, C et D à partir d'avril. Le produit remplaçant n'est pas inclus jusqu'à ce que l'on dispose des prix pour deux périodes successives. L'indice-chaîne mensuel a donc un avantage : il n'est pas nécessaire de procéder à l'imputation explicite d'un prix de référence pour le nouveau produit élémentaire.

9.63 Si un indice direct est calculé comme le rapport des moyennes arithmétiques des prix, le prix du nouveau produit élémentaire doit être ajusté par le rapport des prix des produits élémentaires A et D en mars pour chacun des mois suivants, ce qui complique le calcul. On peut aussi

Tableau 9.4 Disparition et remplacement de produits avec chevauchement des prix

	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai
			<i>Prix</i>		
Produit A	6,00	7,00	5,00		
Produit B	3,00	2,00	4,00	5,00	6,00
Produit C	7,00	8,00	9,00	10,00	9,00
Produit D			10,00	9,00	8,00
Indice de Carli — Moyenne arithmétique des rapports de prix					
<i>Prix imputé pour le produit D en janvier : 6/(5/10) = 12,00</i>					
Indice direct	100,00	99,21	115,08	128,17	131,75
Indice de Dutot — Rapport des moyennes arithmétiques des prix					
<i>Chainer les indices mensuels sur la base des prix appariés</i>					
Indice mensuel mobile	100,00	106,25	105,88	104,35	95,83
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	106,25	112,50	117,39	112,50
<i>Diviser le prix du produit D en avril et mai par 10/5 = 2</i>					
<i>et utiliser le prix du produit A en janvier comme prix de référence</i>					
Indice direct	100,00	106,25	112,50	121,88	118,75
<i>Prix imputé pour le produit D en janvier : 6/(5/10) = 12,00</i>					
Indice direct	100,00	106,25	112,50	109,09	104,55
Indice de Jevons — Rapport des moyennes arithmétiques des prix = moyenne géométrique des rapports de prix					
<i>Chainer les indices mensuels sur la base des prix appariés</i>					
Indice mensuel mobile	100,00	96,15	117,13	107,72	98,65
Indice-chaîne mensuel mobile	100,00	96,15	112,62	121,32	119,68
<i>Diviser le prix du produit D en avril et mai par 10/5 = 2</i>					
<i>et utiliser le prix du produit A en janvier comme prix de référence</i>					
Indice direct	100,00	96,15	112,62	121,32	119,68
<i>Prix imputé pour le produit D en janvier : 6/(5/10) = 12,00</i>					
Indice direct	100,00	96,15	112,62	121,32	119,68

imputer un prix de la période de référence du produit élémentaire D pour janvier. Cette opération débouche toutefois sur un indice différent, car les rapports de prix sont implicitement pondérés par les prix relatifs de la période de référence dans l'indice de Dutot, ce qui n'est pas le cas pour les indices de Carli ou de Jevons. Pour l'indice de Jevons, les trois méthodes donnent toutes le même résultat, ce qui est un avantage supplémentaire de cette approche.

Autres formules d'indices d'agrégat élémentaire

9.64 D'autres formules d'indices d'agrégat élémentaire ont été proposées. Les principales sont présentées ci-après et examinées plus en détail au chapitre 20.

9.65 *Indice de Laspeyres et indice de Laspeyres géométrique.* Les indices de Carli, Dutot et Jevons sont tous calculés sans recourir aux pondérations explicites. Cependant, comme nous l'avons déjà indiqué, il est des cas dans lesquels des informations sur les pondérations pourraient être exploitées dans le calcul des indices d'agrégat élémentaire. Si les dépenses de la période de référence pour tous les produits d'un agrégat élémentaire, ou les estimations de celles-ci, étaient disponibles, l'indice d'agrégat élémentaire pourrait être calculé lui-même sous forme d'indice de Laspeyres pour les prix ou d'indice de Laspeyres géométrique. L'indice de Laspeyres pour les prix est défini comme suit :

$$I_{La}^{0,t} = \sum w_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right), \quad \sum w_i^0 = 1 \quad (9.4)$$

où les pondérations, w_i^0 , sont les parts de dépenses pour chaque produit élémentaire dans la période de référence. Si toutes les pondérations étaient égales, la formule (9.4) se réduirait à l'indice de Carli; si toutes les pondérations étaient proportionnelles aux prix dans la période de référence, la formule (9.4) se réduirait à l'indice de Dutot.

9.66 La version géométrique de l'indice de Laspeyres se définit comme suit :

$$I_{JW}^{0,t} = \prod \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)^{w_i^0} = \frac{\prod (p_i^t)^{w_i^0}}{\prod (p_i^0)^{w_i^0}}, \quad \sum w_i^0 = 1 \quad (9.5)$$

où les pondérations, w_i^0 , sont à nouveau les parts de dépenses dans la période de référence. Lorsque les pondérations sont toutes égales, la formule (9.5) se réduit à l'indice de Jevons.

9.67 *Autres formules d'indice.* La moyenne harmonique est un autre type de moyenne largement utilisé. Dans notre contexte, deux versions en sont possibles : la moyenne harmonique des rapports de prix ou le rapport des moyennes harmoniques de prix. La moyenne harmonique des rapports de prix est définie comme suit :

$$I_{HR}^{0,t} = \frac{1}{\frac{1}{n} \sum \frac{p_i^0}{p_i^t}} \quad (9.6)$$

Le rapport des moyennes harmoniques de prix est défini comme suit :

$$I_{RH}^{0,t} = \frac{\sum \frac{n}{p_i^0}}{\sum \frac{n}{p_i^t}} \quad (9.7)$$

La formule (9.7), comme l'indice de Dutot, ne satisfait pas au test de commensurabilité et ne constitue une option acceptable que lorsque les produits élémentaires sont relativement homogènes. Aucune des deux formules ne semble très utilisée dans la pratique, peut-être parce que la moyenne harmonique n'est pas un concept très connu et ne serait pas facile à expliquer aux utilisateurs. Quoiqu'il en soit, au niveau agrégé, l'indice de Paasche, très utilisé quant à lui, est une moyenne harmonique pondérée.

9.68 Les trois types communs de moyennes sont toujours classées dans le même ordre, à savoir arithmétique \geq géométrique \geq harmonique. Le chapitre 20 montre que, dans la pratique, l'indice de Carli (moyenne arithmétique des rapports de prix) dépassera probablement l'indice de Jevons (moyenne géométrique) d'un montant à peu près équivalent à celui par lequel l'indice de Jevons dépasse la moyenne harmonique donnée par la formule (9.6). La moyenne harmonique des rapports de prix présente les mêmes types de propriétés axiomatiques que l'indice de Carli, mais avec des tendances et des biais opposés. Elle ne satisfait pas aux tests de transitivité, de réversibilité temporelle et de *bouncing* des prix. Comme elle peut être considérée conceptuellement comme le complément, ou l'image approximative, de l'indice de Carli, certains ont soutenu que l'on pourrait obtenir un indice élémentaire approprié en faisant la moyenne géométrique des deux, de la même manière que l'on prend, à un niveau agrégé, la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche pour obtenir l'indice de Fisher. Un tel indice a été proposé par Carruthers, Sellwood et Ward (1980) ainsi que par Dalén (1992) :

$$I_{CSWD}^{0,t} = \left(I_C^{0,t} I_{HR}^{0,t} \right)^{1/2} \quad (9.8)$$

Il apparaît au chapitre 20 que les propriétés axiomatiques de I_{CSWD} sont excellentes, même si elles ne sont pas aussi bonnes que celles de l'indice de Jevons, qui est transitif alors que I_{CSWD} ne l'est pas. On peut démontrer, toutefois, que I_{CSWD} est approximativement transitif, et il a été observé de façon empirique qu'il est très proche de l'indice de Jevons.

9.69 Ces dernières années, l'attention s'est concentrée sur les formules permettant de prendre en compte la substitution qui peut s'opérer au sein d'un agrégat élémentaire. Comme nous l'avons déjà expliqué, on peut s'attendre à ce que les indices de Carli et de Jevons donnent une approximation de l'indice du coût de la vie si les élasticités de substitution croisées sont en moyenne proches de 0 et de 1, respectivement. L'indice de Lloyd-Moulton (LM) non pondéré est une formule plus souple qui autorise différentes élasticités de substitution :

$$I_{LM}^{0,t} = \left[\sum \frac{1}{n} \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (9.9)$$

où σ est l'élasticité de substitution. Les indices de Carli et de Jevons peuvent être considérés comme des cas spéciaux de l'indice de LM dans lesquels $\sigma = 0$ et $\sigma = 1$. L'avantage de la formule de LM est que σ n'est soumis à aucune restriction. À condition qu'une estimation satisfaisante de σ puisse être obtenue, l'indice d'agrégat élémentaire qui en résulte donnera probablement une approximation de l'indice du coût de la vie. L'indice de LM réduit le «biais de substitution» lorsque l'objectif est d'estimer l'indice du coût de la vie. La difficulté vient de ce qu'il est nécessaire d'estimer les élasticités de substitution, tâche qui demande une mise au point et un suivi considérables. La formule est décrite plus en détail au chapitre 17.

Indices de valeur unitaire

9.70 L'indice de valeur unitaire est simple dans sa forme. La valeur unitaire à chaque période est calculée en divisant les dépenses totales consacrées à un produit donné par les quantités totales correspondantes. Il est bien évident que ces quantités doivent être strictement additives au sens économique, ce qui suppose qu'elles se rapportent à un seul produit homogène. L'indice de valeur unitaire est alors défini comme le rapport des valeurs unitaires dans la période en cours à celles enregistrées dans la période de référence. Ce n'est pas un indice de prix au sens où on l'entend normalement, car il s'agit essentiellement d'une mesure de la variation du prix moyen d'un *seul* produit lorsque celui-ci est vendu à des prix différents à différents consommateurs, peut-être à différents moments d'une même période. Les valeurs unitaires et indices de valeur unitaire ne devraient pas être calculés pour des ensembles de produits hétérogènes.

9.71 Les valeurs unitaires jouent un rôle important dans le processus de calcul des indices d'agrégat élémentaire, car elles constituent les prix moyens qu'il convient de retenir dans de tels indices. D'ordinaire, les prix sont échantillonnés à un moment donné ou à une période donnée de chaque mois, et chaque prix est supposé être représentatif du prix moyen du produit élémentaire en question à cette période. Cette hypothèse n'est pas

forcément valable dans la pratique. Il faut alors estimer la valeur unitaire de chaque produit élémentaire, même si cela doit inévitablement être plus coûteux. Une fois spécifié le produit élémentaire dont le prix sera suivi dans un point de vente donné, il faudrait donc recueillir des informations sur la valeur des ventes totales pour un mois donné et les quantités totales vendues afin de calculer la valeur unitaire à utiliser comme prix dans la formule d'agrégat élémentaire. Il est particulièrement important de le faire si le produit élémentaire est vendu en promotion durant une partie de la période considérée, et au prix ordinaire pour le reste de la période. Dans ces conditions, ni le prix soldé ni le prix ordinaire ne sont probablement représentatifs du prix moyen auquel le produit élémentaire a été vendu ou de la variation de prix entre les périodes. C'est la valeur unitaire sur l'ensemble du mois qu'il convient d'utiliser. Maintenant qu'il est possible de recueillir de plus en plus de données à partir des points de vente électroniques, ces procédures pourraient connaître un succès grandissant. Il faut cependant souligner que les spécifications du produit élémentaire doivent rester les mêmes dans le temps. Les modifications de ces spécifications pourraient conduire à des variations de valeur unitaire reflétant des changements de quantité ou de qualité, et ne devraient donc pas être incluses dans les variations de prix.

Formules applicables aux données obtenues par lecture électronique

9.72 Les données recueillies aux points de vente équipés d'enregistreuses électroniques deviennent une source de plus en plus importante d'informations utiles pour l'établissement des IPC. Leur principal avantage est que l'on peut ainsi augmenter énormément le nombre d'observations sur les prix et que ces informations sur les prix et les quantités sont disponibles en temps réel. Cela dit, de nombreuses considérations pratiques doivent être prises en compte et seront évoquées dans d'autres chapitres du manuel.

9.73 L'accès à des informations précises et complètes sur les quantités et dépenses afférentes à un agrégat élémentaire suppose l'absence de contraintes quant au type d'indice susceptible d'être utilisé. On peut envisager l'emploi non seulement des indices de Laspeyres et de Paasche, mais aussi des indices superlatifs de Fisher et de Törnqvist. Comme nous l'avons déjà noté au début de ce chapitre, il est préférable d'intégrer les informations relatives aux pondérations à mesure qu'elles deviennent disponibles que de continuer à s'en remettre à de simples indices non pondérés, tels que les indices de Carli et de Jevons. Les progrès technologiques, que ce soit dans les points de vente au détail eux-mêmes ou dans les moyens de calcul dont disposent les offices de statistique, laissent penser que les indices d'agrégat élémentaire traditionnels finiront par être remplacés par des indices superlatifs, au moins pour certains agrégats élémentaires dans certains pays. La

méthodologie doit donc être suivie de près, à la lumière des ressources disponibles.

Calcul des indices de niveau supérieur

9.74 Les offices de statistique doivent se fixer pour objectif un indice cible donné. Il leur faut considérer quel est le type d'indice qu'ils choisiraient d'utiliser pour leurs calculs dans une situation hypothétique idéale où ils disposeraient d'informations complètes sur les prix et quantités pour les deux périodes comparées. Si l'IPC doit être un *indice du coût de la vie*, alors un indice superlatif tel que ceux de Fisher, Walsh ou Törnqvist–Theil devrait servir de cible théorique, puisque l'on peut s'attendre à ce qu'un indice superlatif donne une approximation de l'indice du coût de la vie.

9.75 De nombreux pays ne cherchent pas à calculer un indice du coût de la vie et préfèrent le concept d'*indice de panier-type*. L'indice de panier-type mesure la variation de la valeur totale d'un panier de biens et services donné entre deux périodes. Cette catégorie générale d'indices est décrite ici comme *indice de Lowe* (voir chapitres 1 et 15). La signification de l'indice de Lowe est claire et peut être aisément expliquée aux utilisateurs, ce qui est important pour de nombreux offices de statistique. On notera qu'il n'est pas nécessaire, en général, que le panier-type soit le panier effectivement utilisé dans l'une ou l'autre des deux périodes comparées. Si l'on prévoit que l'indice cible théorique sera un indice de panier-type ou un indice de Lowe, la préférence pourrait aller à un indice attachant une importance égale aux paniers des deux périodes : celui de Walsh, par exemple. Les quantités qui constituent le panier dans l'indice de Walsh sont les moyennes géométriques des quantités dans les deux périodes. Le même type d'indice peut donc être choisi comme cible théorique dans l'approche du panier-type et dans celle du coût de la vie. Concrètement, un office de statistique peut préférer choisir comme cible l'indice de panier-type qui repose sur le panier effectivement utilisé dans la première des deux périodes, pour des raisons de simplicité et de commodité. En d'autres termes, l'indice de Laspeyres peut être l'indice cible.

9.76 L'indice cible théorique est affaire de choix. Dans la pratique, il s'agira probablement d'un indice de Laspeyres ou d'un indice superlatif. Même si l'indice cible est l'indice de Laspeyres, il peut y avoir un décalage considérable entre ce qui est effectivement calculé et ce que l'office de statistique considère comme sa cible. Le moment est venu d'examiner ce que les offices de statistique tendent à faire dans la pratique.

Les indices de prix à la consommation en tant que moyennes pondérées d'indices d'agrégat élémentaire

9.77 Un indice de niveau supérieur est un indice applicable à certains agrégats de dépenses de niveau

supérieur à l'agrégat élémentaire, y compris l'IPC lui-même. Les éléments suivants entrent dans le calcul des indices de niveau supérieur :

- les indices d'agrégat élémentaire;
- les pondérations calculées à partir des valeurs des agrégats élémentaires d'une ou plusieurs années antérieures.

9.78 Les indices de niveau supérieur sont calculés simplement sous forme de moyennes arithmétiques pondérées d'indices d'agrégat élémentaire. Cette catégorie générale d'indice est appelée ici *indice de Young*, d'après un autre pionnier des indices qui, au XIX^e siècle, avait prôné l'utilisation de ce type d'indice.

9.79 Les pondérations restent d'ordinaire fixées pour une séquence d'au moins douze mois. Si certains pays révisent leurs pondérations au début de chaque année afin de se rapprocher autant que possible des schémas de consommation courants, nombreux sont ceux qui continuent d'utiliser les mêmes pondérations plusieurs années durant. Celles-ci ne sont parfois modifiées que tous les cinq ans environ. L'utilisation de pondérations fixes présente un gros avantage sur le plan pratique, puisque l'indice utilise à maintes reprises les mêmes pondérations. Cela économise à la fois du temps et de l'argent. La révision des pondérations peut être en effet une entreprise coûteuse et de longue haleine, en particulier si elle suppose que l'on procède à de nouvelles enquêtes sur les dépenses des ménages.

9.80 La seconde étape du calcul d'un IPC n'implique pas des prix ou des quantités donnés. L'indice de niveau supérieur est un indice de Young dans lequel on établit une moyenne des indices d'agrégat élémentaire en utilisant un ensemble de pondérations prédéterminées. La formule peut s'écrire ainsi :

$$I^{0:t} = \sum w_i^b I_i^{0:t}, \quad \sum w_i^b = 1 \quad (9.10)$$

où $I^{0:t}$ représente l'IPC global (ou tout indice de niveau supérieur) de la période 0 à la période t , w_i^b la pondération attachée à chacun des indices d'agrégat élémentaire, et $I_i^{0:t}$ l'indice d'agrégat élémentaire correspondant. Les indices élémentaires sont identifiés par l'indice i , dont les indices de niveau supérieur sont dépourvus. Ainsi que nous l'avons déjà noté, tout indice — y compris l'IPC global — supérieur au niveau d'agrégat élémentaire est un indice de niveau supérieur. Les pondérations sont calculées à partir des dépenses durant la période b , qui dans la pratique doit précéder 0, période de référence pour les prix.

9.81 Il est bon de rappeler que trois types de période de référence peuvent être distingués quand on établit l'IPC :

- *La période de référence des pondérations*, qui est la période couverte par les statistiques de dépenses utilisées pour calculer les pondérations. D'ordinaire, cette période est d'un an.

- *La période de référence des prix*, qui est la période pour laquelle les prix sont utilisés comme dénominateurs dans le calcul de l'indice.
- *La période de référence des indices*, qui est la période pour laquelle les indices sont fixés à 100.

9.82 Les trois périodes sont en général différentes. Ainsi, un IPC peut avoir 1998 comme année de référence des pondérations, décembre 2002 comme mois de référence des prix et 2000 comme période de référence des indices. Les pondérations se réfèrent le plus souvent à une année pleine, voir à deux ou trois ans, alors que les périodes pour lesquelles les prix sont comparés sont en général des mois ou des trimestres. Les pondérations sont estimées le plus souvent sur la base d'une enquête sur le budget des ménages conduite quelque temps avant la période de référence des prix. De ce fait, la période de référence des pondérations et la période de référence des prix sont toujours des périodes distinctes dans la pratique.

9.83 La période de référence des indices est souvent une année, mais elle peut être un mois ou de toute autre période. La période de référence d'un indice peut aussi être changée pour une autre période en divisant simplement la série des valeurs de l'indice par la valeur de l'indice dans la nouvelle période, sans modifier les taux de variation. L'expression «période de base» peut s'appliquer à n'importe laquelle des trois périodes de référence. Elle est donc ambiguë et ne doit être utilisée que si le contexte auquel il est fait référence est parfaitement clair.

9.84 À condition que les indices d'agrégat élémentaire soient calculés en utilisant une formule élastique telle qu'un indice de Jevons ou de Dutot, mais pas un indice de Carli, et qu'il n'y ait ni apparition de nouveau produit ni disparition de produit existant entre la période 0 et la période t , l'équation (9.10) est équivalente à :

$$I^{0:t} = \sum w_i^b I_i^{0:t-1} I_i^{t-1:t}, \quad \sum w_i^b = 1 \quad (9.11)$$

Cette version de l'indice a pour avantage de permettre aux produits échantillonnés au sein de l'indice d'agrégat élémentaire de la période $t - 1$ à la période t de différer des produits échantillonnés de la période 0 à la période $t - 1$. Elle permet par conséquent de raccorder les produits remplaçants et les nouveaux produits élémentaires dans l'indice à partir de la période $t - 1$ sans qu'il soit nécessaire d'estimer un prix pour la période 0. Par exemple, si l'un des produits élémentaires échantillonnés aux périodes 0 et $t - 1$ n'est plus disponible à la période t , et si le prix d'un produit remplaçant est disponible pour $t - 1$ à t , le nouveau produit remplaçant peut être inclus dans l'indice en utilisant la méthode du chevauchement.

Exemple numérique

9.85 L'équation (9.10) s'applique à chaque niveau d'agrégation. L'indice est additif, c'est-à-dire que l'indice

global reste le même qu'il soit calculé sur la base des indices d'agrégat élémentaire initiaux ou des indices de niveau supérieur intermédiaires. Cela facilite la présentation de l'indice.

9.86 Le tableau 9.5 illustre le calcul des indices de niveau supérieur dans le cas particulier où la période de référence des pondérations et la période de référence des prix sont identiques, c'est-à-dire lorsque $b = 0$. L'indice consiste en cinq indices d'agrégat élémentaire et deux indices de niveau supérieur intermédiaires, G et H. L'indice global et les indices de niveau supérieur sont tous calculés en utilisant l'équation (9.10). L'indice global pour avril peut ainsi être calculé, par exemple, à partir de deux indices de niveau supérieur intermédiaires pour avril, selon la formule :

$$I^{avr. : avr} = 0,6 \times 103,92 + 0,4 \times 101,79 = 103,06$$

ou directement à partir des cinq indices d'agrégat élémentaire, selon la formule :

$$I^{avr. : avr} = 0,2 \times 108,75 + 0,25 \times 100 + 0,15 \times 104 + 0,1 \times 107,14 + 0,3 \times 100 = 103,06$$

On notera que l'équation (9.11) donne :

$$I^{0,t} = \sum w_i^b I_i^{0,t-1} I_i^{t-1,t} \neq I^{0,t-1} \sum w_i^b I_i^{t-1,t} \Rightarrow \frac{I^{0,t}}{I^{0,t-1}} \neq \sum w_i^b I_i^{t-1,t} \quad (9.12)$$

Cela montre que si l'on calcule la moyenne des indices mensuels mobiles en utilisant les pondérations fixes w_i^b , l'indice qui en résulte n'est pas égal à l'indice mensuel mobile de niveau supérieur. Comme il est expliqué plus loin, pour obtenir l'indice mensuel mobile de niveau supérieur, les pondérations appliquées aux indices mensuels mobiles doivent être mises

à jour afin de refléter les effets des variations de prix survenues depuis janvier.

Indices de Young et de Lowe

9.87 Il est utile de préciser la relation entre les indices de Lowe et de Young. Comme nous l'avons déjà noté, lorsque les offices de statistique expliquent leur IPC aux utilisateurs, ils le décrivent souvent comme un indice de Lowe mesurant la variation au cours du temps de la valeur d'un panier-type de biens et services. Mais lorsqu'ils calculent leur IPC, la formule qu'utilisent en fait les offices de statistique est celle d'un indice de Young. La relation entre les deux indices est donnée dans l'équation (9.13), où I_{Lo} est l'indice de Lowe et I_{Yo} l'indice de Young :

$$I_{Lo} = \frac{\sum p_j^t q_j^b}{\sum p_j^0 q_j^b} = \frac{\sum p_j^t q_j^b}{\sum p_j^b q_j^b} / \frac{\sum p_j^0 q_j^b}{\sum p_j^b q_j^b} = \sum w_j \left(\frac{p_j^t}{p_j^0} \right) = I_{Yo}$$

où $w_j = \frac{p_j^0 q_j^b}{\sum p_j^0 q_j^b}$ (9.13)

Les valeurs q_j^b , c'est-à-dire les différentes quantités utilisées dans la période de référence des pondérations b , constituent le panier-type. On suppose dans un premier temps que la période de référence des pondérations b a la même durée que les deux périodes 0 et t sur lesquelles porte la comparaison. La relation (9.13) permet de voir que :

- l'indice de Lowe est égal à un indice de Young dans lequel les pondérations sont des parts de valeur *hybrides* obtenues en réévaluant les valeurs q^b , quantités utilisées dans la période de référence des pondérations b , aux prix du mois de référence des prix 0;

Tableau 9.5 Agrégation des indices d'agrégat élémentaire

	Pondération	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin
Indices d'agrégat élémentaire mensuels mobiles							
A	0,20	100,00	102,50	104,88	101,16	101,15	100,00
B	0,25	100,00	100,00	91,67	109,09	101,67	108,20
C	0,15	100,00	104,00	96,15	104,00	101,92	103,77
D	0,10	100,00	92,86	107,69	107,14	100,00	102,67
E	0,30	100,00	101,67	100,00	98,36	103,33	106,45
Indices d'agrégat élémentaire mensuels directs ou en chaîne, base janvier = 100							
A	0,20	100,00	102,50	107,50	108,75	110,00	110,00
B	0,25	100,00	100,00	91,67	100,00	101,67	110,00
C	0,15	100,00	104,00	100,00	104,00	106,00	110,00
D	0,10	100,00	92,86	100,00	107,14	107,14	110,00
E	0,30	100,00	101,67	101,67	100,00	103,33	110,00
Total		100,00	100,89	99,92	103,06	105,03	110,00
Indices de niveau supérieur							
G = A + B + C	0,60	100,00	101,83	99,03	103,92	105,53	110,00
H = D + E	0,40	100,00	99,46	101,25	101,79	104,29	110,00
Total		100,00	100,89	99,92	103,06	105,03	110,00

- l'indice de Lowe peut être exprimé comme le rapport de deux indices de Laspeyres pour les périodes t et 0 , respectivement, en prenant pour base le mois b ;
- l'indice de Lowe se réduit à un indice de Laspeyres lorsque $b = 0$, et à un indice de Paasche lorsque $b = t$.

9.88 Dans la pratique, la situation est plus complexe pour les IPC effectivement utilisés, car la période de référence b est en général beaucoup plus longue que les périodes 0 et t . Les pondérations w_j se réfèrent d'ordinaire aux dépenses sur une période d'un an ou plus, alors que la période de référence des prix est en général d'un mois d'une année ultérieure. Par exemple, un indice mensuel peut être établi à partir de janvier 2003 en prenant décembre 2002 comme mois de référence des prix, mais les dernières pondérations disponibles durant l'année 2003 peuvent se référer à 2000, voire à une année antérieure.

9.89 Sur le plan théorique, un IPC type peut être considéré comme un indice de Lowe qui mesure la variation, d'un mois sur l'autre, du coût total d'un panier-type annuel de biens et services pouvant être antérieur de plusieurs années à la période de référence des prix. Étant donné qu'il utilise le panier-type d'une période antérieure, il est parfois qualifié de façon abusive d'«indice de type Laspeyres», mais cela n'est pas justifié. Pour qu'il puisse être un authentique indice de Laspeyres, il faudrait que le panier-type soit celui consommé dans le mois de référence des prix, alors que dans la plupart des IPC le panier fait référence à une période non seulement différente du mois de référence des prix, mais d'une durée d'un an ou plus. Lorsque les pondérations sont annuelles et les prix mensuels, il est impossible, même rétrospectivement, de calculer un indice des prix de Laspeyres mensuel.

9.90 Ainsi qu'il apparaît au chapitre 15, un indice de Lowe utilisant les quantités calculées à partir d'une période antérieure à la période de référence des prix dépassera probablement l'indice de Laspeyres d'un montant qui augmentera progressivement à mesure que la période de référence des pondérations s'éloignera dans le temps. L'indice de Lowe aura sans doute un biais positif encore plus important que l'indice de Laspeyres, comparé à certains indices superlatifs cibles ou à l'indice du coût de la vie correspondant. Les quantités de tout indice de panier-type seront inévitablement de plus en plus irréalistes et inapplicables à mesure que la période à laquelle il est fait référence s'éloignera dans le temps. Pour réduire au minimum le biais qui s'ensuivrait, les pondérations devraient être mises à jour aussi souvent que possible.

9.91 Un office de statistique peut ne pas souhaiter estimer un indice du coût de la vie, et préférer prendre comme cible un indice de panier-type. Dans ce cas, si l'indice de Walsh — théoriquement plus attrayant — devait être choisi comme cible, un indice de Lowe aurait un biais identique à celui qui vient d'être décrit, étant donné que l'indice de Walsh est aussi un indice superlatif.

Calcul de la variation de l'indice de Young

9.92 Il est possible de calculer la variation d'un indice de Young de niveau supérieur entre deux périodes consécutives, $t - 1$ et t par exemple, sous forme de moyenne pondérée des différents indices de prix entre $t - 1$ et t , pour autant que les pondérations soient mises à jour afin de prendre en compte les variations de prix survenues entre la période de référence des prix 0 et la période précédente, $t - 1$. Cela permet de réécrire la formule (9.10) sous forme du produit de deux indices, de la façon suivante :

$$I^{0:t} = I^{0:t-1} \sum w_i^{b(t-1)} I_i^{t-1:1}$$

où $w_i^{b(t-1)} = w_i^b I_i^{0:t-1} / \sum w_i^b I_i^{0:t-1}$ (9.14)

$I^{0:t-1}$ est l'indice de Young pour la période $t - 1$. La pondération $w_i^{b(t-1)}$ est la pondération initiale de l'agrégat élémentaire i actualisée par les prix en la multipliant par l'indice d'agrégat élémentaire pour i entre 0 et $t - 1$, les pondérations ajustées étant remises à l'échelle de façon à ce que leur somme soit égale à l'unité. Les pondérations actualisées par les prix sont des pondérations hybrides, car elles réévaluent implicitement les quantités de b aux prix de $t - 1$ et non pas aux prix moyens de b . Ces pondérations hybrides ne mesurent pas les parts de dépenses effectives de chaque période.

9.93 L'indice pour la période t peut ainsi être calculé en multipliant l'indice déjà calculé pour $t - 1$ par un indice de Young distinct entre les périodes $t - 1$ et t reposant sur des pondérations actualisées par les prix. En effet, l'indice de niveau supérieur est calculé comme un indice-chaîne dans lequel l'indice est avancé dans le temps période par période. Grâce à cette méthode, il est plus aisé d'introduire des produits remplaçants et de suivre les mouvements des prix relevés pour y déceler d'éventuelles erreurs, car les mouvements d'un mois sur l'autre sont plus faibles et moins variables que les variations totales depuis la période de référence.

9.94 L'actualisation par les prix peut aussi se faire entre la période de référence des pondérations et la période de référence des prix, comme il est expliqué à la section suivante.

Actualisation par les prix de la période de référence des pondérations à la période de référence des prix

9.95 Lorsque la période de référence des pondérations b et la période de référence des prix 0 sont différentes, comme c'est normalement le cas, l'office de statistique doit décider s'il actualise ou non les pondérations par les prix de la période b à la période 0 . Dans la pratique, les pondérations actualisées par les prix peuvent être calculées en multipliant les pondérations initiales

pour la période b par les indices élémentaires mesurant les variations de prix entre les périodes b et 0 et en les remettant à l'échelle pour que leur somme soit égale à l'unité.

9.96 La meilleure façon d'expliquer les questions qui se posent est de prendre un exemple numérique. Au tableau 9.6, la période de référence b est supposée être l'an 2000, et les pondérations sont par conséquent les parts de dépenses en 2000. À la section a) du tableau 9.6, l'an 2000 est aussi la période de référence des prix. Dans la pratique, cependant, les pondérations reposant sur l'an 2000 ne peuvent être introduites que quelques années après 2000 compte tenu du temps nécessaire pour recueillir et traiter les données sur les dépenses. À la section b) du tableau 9.6, on suppose que les pondérations pour 2000 sont introduites en décembre 2002 et que cette date est aussi choisie comme nouvelle période de référence des prix.

9.97 Notons qu'il serait possible, en décembre 2002, de calculer les indices reposant sur la base 2000 présentés à la section a) du tableau, mais qu'il a été décidé de retenir décembre 2002 comme période de référence des prix. Cela n'empêche pas ceux qui le souhaitent d'établir, par calcul rétrospectif sur quelques mois en 2002, l'indice retenant décembre 2002 comme période de référence des prix.

9.98 Deux options s'offrent à l'office de statistique qui établit l'indice au moment de l'introduction du nouvel indice. Il lui faut décider si les pondérations de celui-ci conserveront les quantités en 2000 ou les dépenses en 2000. Il ne peut pas retenir les deux.

9.99 S'il décide de conserver des quantités, l'indice qui en résulte est un indice de panier-type, ou indice de Lowe, dans lequel les quantités sont celles de l'an 2000. Cela implique que les *mouvements* de l'indice doivent être identiques à ceux de l'indice reposant sur la base 2000 qui apparaît à la section a) du tableau. Dans ce cas, si l'indice doit être présenté comme une moyenne pondérée des indices d'agrégat élémentaire ayant décembre 2002 comme période de référence des prix, les pondérations de dépenses pour 2000 doivent être actualisées par les prix à décembre 2002. C'est ce qu'illustre la section b) du tableau 9.6, où les pondérations actualisées sont obtenues en multipliant les pondérations initiales pour 2000 à la section a) du tableau par les indices de prix pour les agrégats élémentaires entre 2000 et décembre 2002, et en ramenant les résultats à l'échelle pour que leur somme soit égale à l'unité. Ce sont les pondérations $W_{00(\text{Déc02})}$ du tableau.

9.100 Les indices reposant sur des pondérations actualisées par les prix de la section b) du tableau 9.6 sont des indices de Lowe dans lesquels $b = 2000$ et $0 =$ décembre 2002. Ils peuvent être exprimés sous forme de rapports des indices dans la partie supérieure du tableau. Par exemple, l'indice de Lowe global pour mars 2003 ayant comme période de référence des prix décembre 2002, soit 101,97, est le rapport de l'indice pour mars 2003 en base 2000 présenté à la section a) du tableau, soit 106,05, divisé par l'indice pour décembre 2002 en

Tableau 9.6 Actualisation par les prix des pondérations entre les périodes de référence des pondérations et des prix

	Pondération	2000	Novembre 02	Décembre 02	Janvier 03	Février 03	Mars 03
a) Indice retenant 2000 comme période de référence des pondérations et des prix							
<i>Indices d'agrégat élémentaire</i>							
	W_{00}						
A	0,20	100,00	98,00	99,00	102,00	101,00	104,00
B	0,25	100,00	106,00	108,00	107,00	109,00	110,00
C	0,15	100,00	104,00	106,00	98,00	100,00	97,00
D	0,10	100,00	101,00	104,00	108,00	112,00	114,00
E	0,30	100,00	102,00	103,00	106,00	105,00	106,00
<i>Indices de niveau supérieur</i>							
G = A + B + C	0,60	100,00	102,83	104,50	103,08	104,08	104,75
H = D + E	0,40	100,00	101,75	103,25	106,50	106,75	108,00
Total		100,00	102,40	104,00	104,45	105,15	106,05
b) Indice recalculé par référence à décembre 2002 et pondérations actualisées par les prix à décembre 2002							
<i>Indices d'agrégat élémentaire</i>							
	$W_{00(\text{Déc02})}$						
A	0,190	101,01	98,99	100,00	103,03	102,02	105,05
B	0,260	92,59	98,15	100,00	99,07	100,93	101,85
C	0,153	94,34	98,11	100,00	92,45	94,34	91,51
D	0,100	96,15	97,12	100,00	103,85	107,69	109,62
E	0,297	97,09	99,03	100,00	102,91	101,94	102,91
<i>Indices de niveau supérieur</i>							
G = A + B + C	0,603	95,69	98,41	100,00	98,64	99,60	100,24
H = D + E	0,397	96,85	98,55	100,00	103,15	103,39	104,60
Total		96,15	98,46	100,00	100,43	101,11	101,97
Rebasé à 2000 = 100		100,00	102,40	104,00	104,45	105,15	106,05

base 2000, soit 104,00. L'actualisation par les prix conserve donc les mouvements des indices dans la section a) du tableau, tout en déplaçant la période de référence des prix à décembre 2002.

9.101 On peut décider aussi de calculer une série d'indices de Young utilisant les pondérations de dépenses pour 2000 telles quelles, sans les actualiser. Si les parts de dépenses devaient rester effectivement constantes, il faudrait que les quantités évoluent en sens inverse des prix entre 2000 et décembre 2002. Les quantités qui constituent le panier-type pour le nouvel indice de Young ne pourraient pas être les mêmes que celles de 2000. Les mouvements de cet indice devraient être légèrement différents de ceux de l'indice actualisé par les prix.

9.102 La question est de savoir si l'on conserve les quantités connues de la période de référence de pondération 2000, qui sont les dernières pour lesquelles des données solides ont été recueillies, ou si l'on s'en tient aux parts de dépenses connues de la période de référence des pondérations. Si l'objectif des autorités est de mesurer un indice de Lowe utilisant un panier-type, la question est résolue et l'office de statistique est obligé de procéder à l'actualisation par les prix. Sinon, il se peut que certains offices de statistique doivent décider eux-mêmes de l'option à adopter.

9.103 Actualiser les prix sans actualiser les quantités n'implique pas que les pondérations de dépenses qui en résultent sont nécessairement plus à jour. Lorsqu'il existe une forte relation inverse entre les mouvements des prix et des quantités, l'actualisation par les prix en soi peut donner des résultats pernicieux. Les prix des ordinateurs, par exemple, ont enregistré une baisse rapide ces dernières années. Si les quantités sont maintenues fixes alors que les prix sont actualisés, la part des dépenses consacrées aux ordinateurs qui en résultera diminuera, elle aussi, rapidement. Concrètement, toutefois, il se pourrait en fait que la part des dépenses consacrées aux ordinateurs progresse suite à l'augmentation accélérée du nombre d'ordinateurs achetés.

9.104 Lorsque les quantités relatives et les prix relatifs varient rapidement, les offices de statistique sont effectivement obligés de modifier plus souvent leurs pondérations de dépenses, même si cela leur impose de procéder à des enquêtes plus fréquentes sur les dépenses. L'actualisation par les prix ne peut être, à elle seule, la réponse à cette situation. Les pondérations des dépenses doivent être actualisées tant en ce qui concerne les quantités que les prix, ce qui oblige en fait à recueillir de nouvelles données sur les dépenses.

Adoption de nouvelles pondérations et chaînage

9.105 Les pondérations des agrégats élémentaires doivent être révisées de temps à autre si l'on veut s'assurer qu'elles donnent une image actuelle des schémas de dépenses et des comportements des consommateurs.

Lorsque de nouvelles pondérations sont adoptées, la période de référence des prix pour le nouvel indice peut être la dernière période de l'ancien indice, l'ancien et le nouvel indice étant chaînés l'un à l'autre à ce point. Ils forment alors un indice-chaîne.

9.106 L'adoption de nouvelles pondérations est souvent une opération complexe, car elle offre la possibilité de renouveler les produits élémentaires, échantillons, sources de données, techniques d'établissement des indices, agrégats élémentaires, indices de niveau supérieur ou classifications. Ces différentes tâches sont souvent entreprises simultanément au moment de la mise à jour des pondérations de façon à perturber le moins possible les séries temporelles et à éviter tout inconvénient pour les utilisateurs des indices.

9.107 Dans de nombreux pays, la mise à jour des pondérations et le chaînage sont entrepris tous les cinq ans environ, mais certains pays adoptent de nouvelles pondérations chaque année. Les indices-chaînes n'ont pas à être chaînés annuellement; l'opération peut être moins fréquente. La véritable question n'est pas de savoir s'il faut chaîner ou non, mais de déterminer la fréquence du chaînage. La mise à jour des pondérations est inévitable tôt ou tard, car on ne peut pas utiliser indéfiniment les mêmes pondérations. Quel que soit le cadre temporel retenu, il arrive un moment où les offices de statistique doivent se prononcer sur le chaînage. La question ne peut être éludée et c'est une tâche essentielle pour les statisticiens.

9.108 *Fréquence de la mise à jour des pondérations.* Il est raisonnable de continuer à utiliser le même ensemble de pondérations d'agrégat élémentaire aussi longtemps que les schémas de consommation au niveau de cet agrégat demeurent relativement stables. Avec le temps, les consommateurs tendront à abandonner les produits dont les prix ont relativement augmenté. En règle générale, donc, prix et quantités ont tendance à évoluer en sens inverse. Ce type de comportement de substitution de la part des consommateurs implique qu'un indice de Lowe reposant sur le panier-type d'une période antérieure tendra à afficher un biais positif, comparé à un indice de panier-type utilisant des pondérations actualisées.

9.109 Les schémas de consommation évoluent aussi pour une autre raison : de nouveaux produits sont introduits en permanence sur le marché, tandis que d'autres disparaissent. Sur le long terme, les schémas de consommation sont également influencés par plusieurs autres facteurs : la hausse des revenus et des niveaux de vie, l'évolution démographique qui modifie la structure de la population, le progrès technologique et l'évolution des goûts et préférences.

9.110 L'idée selon laquelle l'actualisation régulière des pondérations — au moins tous les cinq ans, et davantage en cas d'évolution rapide des schémas de consommation — est une pratique raisonnable et nécessaire recueille un large consensus. La question de la périodicité du changement de pondérations et du chaînage

de l'indice n'est pas pour autant facile, car un chaînage fréquent peut aussi présenter des inconvénients. Il peut être coûteux d'obtenir de nouvelles pondérations, en particulier s'il faut pour cela multiplier les enquêtes sur les dépenses. L'avantage du chaînage annuel est que les changements (l'inclusion de nouveaux produits, par exemple) peuvent être introduits à un rythme régulier, même si chaque indice doit bénéficier d'un certain suivi, qu'il soit chaîné annuellement ou non.

9.111 Les dépenses consacrées à certains types de produits sont fortement influencées par les fluctuations à court terme de l'économie. Il en va ainsi, par exemple, des dépenses consacrées aux automobiles, à la plupart des biens durables, aux produits de luxe coûteux, etc., qui peuvent changer de façon radicale d'une année sur l'autre. Dans de tels cas, il peut être préférable de fonder ces pondérations sur une moyenne de deux années de dépenses ou plus.

9.112 *Calcul d'un indice-chaîne.* Supposons que l'on ait calculé une série d'indices de Young à pondérations fixes en retenant comme période de référence des prix 0 et que, dans une période subséquente k , un nouvel ensemble de pondérations doit être adopté pour l'indice. Ce nouvel ensemble de pondérations peut avoir été ou non actualisé par les prix de la nouvelle période de référence à la période k . L'indice-chaîne est alors calculé de la façon suivante :

$$\begin{aligned} I^{0:t} &= I^{0:k} \sum w_i^k I_i^{k:t-1} I_i^{t-1:t} \\ &= I^{0:k} \sum w_i^k I_i^{k:t} \\ &= I^{0:k} I^{k:t} \end{aligned} \quad (9.15)$$

9.113 L'indice-chaîne présente plusieurs caractéristiques importantes :

- La formule de l'indice-chaîne permet d'actualiser les pondérations et facilite l'adoption de nouveaux produits élémentaires ou sous-indices ainsi que la suppression de ceux qui sont devenus obsolètes.
- Pour pouvoir raccorder l'ancienne et la nouvelle séries, il est nécessaire de prévoir une période de chevauchement (k) dans laquelle l'indice doit être calculé en utilisant à la fois l'ancien et le nouvel ensemble de pondérations.
- L'indice-chaîne peut comporter deux ou plusieurs chaînages. Entre chaque période de chaînage, l'indice peut être calculé sous forme d'indice à pondérations fixes en utilisant la formule (9.10) ou toute autre formule d'indice. La période de chaînage peut être d'un mois ou d'un an, à condition que les pondérations et les indices fassent référence à la même période.
- Le chaînage a pour but d'assurer que les différents indices établis à tous les niveaux évoluent correctement dans le temps.

- Le chaînage conduit à la non-additivité. Lorsque la nouvelle série est chaînée à l'ancienne, comme dans l'équation (9.15), les indices de niveau supérieur après le chaînage ne peuvent pas être obtenus sous forme de moyennes arithmétiques pondérées des différents indices utilisant les nouvelles pondérations. D'autre part, si la période de référence de l'indice est modifiée et si la série de l'indice antérieure à la période de chaînage est remise à l'échelle de la nouvelle période de référence de l'indice, cette série ne peut être agrégée aux indices de niveau supérieur en utilisant les nouvelles pondérations. Ces résultats doivent être expliqués et présentés avec soin.

9.114 Le tableau 9.7 donne un exemple de calcul d'un indice-chaîne. De 1998 à décembre 2002, l'indice est calculé en prenant 1998 comme période de référence des pondérations et des prix. À partir de décembre 2002, un nouvel ensemble de pondérations est adopté. Celles-ci peuvent faire référence à l'an 2000, par exemple, et avoir été ou non actualisées par les prix à décembre 2002. Une nouvelle série d'indices à pondérations fixes est alors calculée en prenant décembre 2002 comme mois de référence des prix. Enfin, la nouvelle série d'indices est chaînée à l'ancien indice (avec 1998 = 100), par multiplication, afin d'obtenir un indice continu de 1998 à mars 2003. Les indices chaînés de niveau supérieur présentés au tableau 9.7 sont calculés comme suit :

$$I^{00:t} = I^{98.déc02} \sum w_i^{00(déc02)} I_i^{déc02:t} \quad (9.16)$$

Compte tenu de sa non-additivité, l'indice-chaîne global pour mars 2003 (129,07), par exemple, ne peut être calculé sous forme de moyenne arithmétique pondérée des indices-chaînes de niveau supérieur G et H en utilisant les pondérations à compter de décembre 2002.

9.115 *Introduction de nouveaux agrégats élémentaires.* Examinons dans un premier temps la situation dans laquelle de nouvelles pondérations sont adoptées et l'indice est chaîné en décembre 2002. La couverture globale de l'IPC est supposée rester la même, mais certains produits élémentaires ont pris suffisamment d'importance pour mériter d'être reconnus comme nouveaux agrégats élémentaires. L'introduction de nouveaux agrégats élémentaires pour les téléphones mobiles ou l'accès à Internet sont des exemples possibles.

9.116 Supposons que le nouvel indice soit calculé à partir de décembre 2002, nouvelle période de référence des prix. Son calcul ne pose pas de difficulté particulière et peut être effectué en utilisant la formule (9.10). Cependant, si les pondérations sont actualisées par les prix, de 2000 à décembre 2002 par exemple, des problèmes peuvent se poser car il n'existait pas d'agrégat élémentaire pour les téléphones mobiles avant décembre 2002 et l'on ne dispose donc pas d'indice de prix avec lequel la pondération des téléphones mobiles puisse être actualisée par les prix. Les prix des téléphones mobiles peuvent cependant avoir été enregistrés avant décembre

Tableau 9.7 Calcul d'un indice-chaîne

	Pondéra- tion 1998	1998	Novembre 2002	Décembre 2002	Pondéra- tion 2000	Décembre 2002	Janvier 2003	Février 2003	Mars 2003	
		<i>1998 = 100</i>					<i>Décembre 2002 = 100</i>			
Indices d'agrégat élémentaire										
A	0,20	100,00	120,00	121,00	0,25	100,00	100,00	100,00	102,00	
B	0,25	100,00	115,00	117,00	0,20	100,00	102,00	103,00	104,00	
C	0,15	100,00	132,00	133,00	0,10	100,00	98,00	98,00	97,00	
D	0,10	100,00	142,00	143,00	0,18	100,00	101,00	104,00	104,00	
E	0,30	100,00	110,00	124,00	0,27	100,00	103,00	105,00	106,00	
Total		100,00	119,75	124,90		100,00	101,19	102,47	103,34	
Indices de niveau supérieur										
G = A + B + C	0,60	100,00	120,92	122,33	0,55	100,00	100,36	100,73	101,82	
H = D + E	0,40	100,00	118,00	128,75	0,45	100,00	102,20	104,60	105,20	
Total		100,00	119,75	124,90		100,00	101,19	102,47	103,34	
Chaînage d'indices de niveau supérieur à 1998 = 100										
G = A + B + C	0,60	100,00	120,92	122,33	0,55	122,33	122,78	123,22	124,56	
H = D + E	0,40	100,00	118,00	128,75	0,45	128,75	131,58	134,67	135,45	
Total		100,00	119,75	124,90		124,90	126,39	127,99	129,07	

2002, au sein d'un autre agrégat élémentaire (matériel de communications) par exemple, de sorte qu'il peut être possible de construire une série de prix susceptible d'être utilisée pour une actualisation par les prix. Sinon, il pourrait être nécessaire d'utiliser les informations de prix émanant d'autres sources, telles que les enquêtes sur la parité de pouvoir d'achat (PPA), les statistiques des entreprises ou les informations émanant des sources professionnelles. Si l'on ne dispose d'aucune information, les mouvements des indices de prix pour des agrégats élémentaires similaires peuvent tenir lieu de variables de remplacement pour l'actualisation par les prix.

9.117 L'inclusion d'un nouvel agrégat élémentaire signifie que l'indice de niveau supérieur suivant contient un nombre différent d'agrégats élémentaires avant et après le chaînage. Il peut donc être difficile d'interpréter le taux de changement de l'indice de niveau supérieur dont la composition a été modifiée. Cependant, renoncer à introduire de nouveaux biens ou services pour cette raison, c'est aboutir à un indice qui ne reflète pas les changements dynamiques effectivement à l'œuvre dans l'économie. S'il est habituel de réviser l'IPC par un calcul rétrospectif, les prix du nouveau produit et leur pondération pourraient être introduits rétrospectivement. Si l'IPC n'est pas révisé par calcul rétrospectif, ce qui est d'ordinaire le cas, il n'y a pas grand-chose à faire pour améliorer la qualité de l'indice-chaîne. Bien souvent, l'addition d'un seul agrégat élémentaire ne risque guère d'avoir un effet significatif sur le prochain indice de niveau supérieur dans lequel entre cet agrégat. Si l'on estime que l'ajout d'un agrégat élémentaire a un impact significatif sur la série temporelle de l'indice de niveau supérieur, il peut être nécessaire d'interrompre l'ancienne série et de lancer un nouvel indice de niveau supérieur. Ces décisions ne peuvent être prises qu'au cas par cas.

9.118 *Introduction de nouveaux indices de niveau supérieur.* Il est parfois nécessaire d'introduire un nouvel

indice de niveau supérieur dans l'IPC global. Ce peut être le cas si la couverture de l'IPC est élargie ou si le groupement des agrégats élémentaires est modifié. Il faut alors décider quelle devrait être la valeur initiale du nouvel indice de niveau supérieur lors de son inclusion dans le calcul de l'IPC global. Prenons par exemple la situation présentée au tableau 9.7 et supposons qu'un nouvel indice de niveau supérieur à compter de janvier 2003 doive être inclus dans l'indice. La question est alors de savoir à quelle valeur en décembre 2002 le nouvel indice de niveau supérieur sera chaîné. Deux options sont possibles :

- Estimer la valeur que le nouvel indice de niveau supérieur aurait eue en décembre 2002 si la période de référence des prix avait été 1998, et chaîner la nouvelle série à cette valeur à compter de janvier 2003. Cette procédure empêchera toute rupture de la série d'indice.
- Utiliser la valeur 100 en décembre 2002 comme point de départ du nouvel indice de niveau supérieur. Cela simplifie le problème du point de vue du calcul, même si la difficulté d'expliquer la rupture de l'indice aux utilisateurs subsiste.

En tout état de cause, des modifications aussi importantes que celles susmentionnées devraient, dans la mesure du possible, aller de pair avec la mise à jour des pondérations et le chaînage afin de perturber le moins possible la série d'indice.

9.119 Le dernier cas restant à examiner concerne les changements de classification. Un pays peut décider, par exemple, de passer d'une classification nationale à une classification internationale telle que la Classification des fonctions de la consommation individuelle (COICOP). Les modifications de la composition des agrégats au sein de l'IPC peuvent alors être si importantes que leur chaînage n'a plus de sens. Dans de tels cas, il est recom-

mandé d'établir l'IPC avec la nouvelle classification par calcul rétrospectif portant sur une année au moins, afin qu'il soit possible de calculer des taux de variation annuels cohérents.

9.120 *Mise à jour partielle des pondérations.* Les pondérations pour les agrégats élémentaires peuvent provenir de sources diverses et couvrir un certain nombre de périodes différentes. Par conséquent, il risque de ne pas être possible d'introduire simultanément toutes les nouvelles informations sur les pondérations. Dans certains cas, il peut être préférable d'adopter de nouvelles pondérations pour certains agrégats élémentaires le plus tôt possible après réception des informations. L'adoption de nouvelles pondérations pour un sous-ensemble de l'indice global est qualifiée de mise à jour partielle des pondérations.

9.121 La mise à jour partielle des pondérations a des conséquences particulières sur les modalités pratiques d'actualisation des pondérations par les prix. Il peut arriver que les informations sur les pondérations ne soient pas disponibles pour certains agrégats au moment du changement de base. En conséquence, il peut être nécessaire d'envisager d'actualiser par les prix non seulement les nouvelles pondérations, mais aussi les anciennes pondérations pour les agrégats élémentaires dont les nouvelles pondérations ne sont pas disponibles. Dans ce dernier cas, il faudra peut-être que l'actualisation des pondérations par les prix porte sur une longue période. Pour les raisons évoquées plus haut, cela pourrait poser de sérieux problèmes si les quantités relatives ont évolué en sens inverse des prix relatifs. Il convient donc de s'efforcer de recueillir des données sur les variations des quantités et des prix avant d'engager de telles actualisations. L'inconvénient de la mise à jour partielle des pondérations est que les quantités implicites appartiennent à des périodes différentes, de sorte que la composition du panier-type est peu claire et mal définie.

9.122 On peut conclure que l'introduction de nouvelles pondérations et le chaînage d'une nouvelle série à une ancienne ne sont pas, en principe, difficiles. Les difficultés se posent dans la pratique dès que l'on essaye d'aligner les périodes de référence des pondérations et des prix et qu'il faut décider si des indices de niveau supérieur comprenant différents agrégats élémentaires doivent être chaînés. Il n'est pas possible de donner des directives spécifiques sur ce type de décisions dans le cadre du présent manuel, mais les statisticiens doivent s'interroger sérieusement sur la logique économique et la fiabilité statistique des séries chaînées qui peuvent en résulter ainsi que sur les besoins des utilisateurs. Pour faciliter le processus de décision, il convient de réfléchir à ces questions à l'avance et avec soin, dans le cadre de la préparation d'une mise à jour des pondérations, en apportant une attention particulière aux indices qui doivent être publiés.

9.123 *Chaînages à long et à court terme.* Prenons un indice-chaîne à long terme dans lequel les pondérations sont modifiées tous les ans. Pour une année donnée, les

indices mensuels courants sont d'abord calculés en utilisant les dernières pondérations disponibles, lesquelles ne peuvent pas être celles de l'année en cours. Toutefois, lorsque les pondérations pour l'année en question deviennent disponibles par la suite, les indices mensuels peuvent être recalculés sur la base des pondérations pour la même année. La série qui en résulte peut être utilisée dans un indice-chaîne à long terme, de préférence aux indices initiaux publiés dans un premier temps. Les mouvements de l'indice-chaîne à long terme entre, par exemple, un mois de décembre donné et le mois de décembre suivant reposent par conséquent sur les pondérations de cette même année, celles-ci étant modifiées à chaque mois de décembre. Cette méthode a été mise au point par l'office central de statistique de Suède, qui l'utilise pour calculer l'IPC. Elle est décrite dans *The Swedish Consumer Price Index: A Handbook of Methods* (Statistics Sweden, 2001).

9.124 Supposons que chaque chaînage aille de décembre à décembre. L'indice à long terme pour le mois m de l'année Y , en prenant décembre de l'année 0 comme période de référence de l'indice, est calculé à l'aide de la formule suivante :

$$I^{déc 0:mY} = \left(\prod_{j=1}^{Y-1} I^{décy-1:décy} \right) I^{déc Y-1:mY}$$

$$= I^{déc 0:déc 1} I^{déc 1:déc 2} \dots I^{déc Y-2:déc Y-1} I^{déc Y-1:mY}$$

(9.17)

Dans la pratique, en Suède, un facteur retenant la moyenne de l'année 0 comme échelle pour l'indice de décembre de l'année 0 est multiplié par le terme de droite de la formule (9.19) de façon à ce que l'on ait une année pleine comme période de référence. La variation à long terme de l'indice dépend seulement des chaînages à long terme, car les chaînages à court terme sont remplacés successivement par leurs contreparties à long terme. Par exemple, les indices à court terme pour la période allant de janvier à décembre 2001 peuvent être calculés comme suit :

$$I^{déc 00:m01} = \sum w_i^{00(déc 00)} I_i^{déc 00:m01}$$

(9.18)

où $W_i^{00(Déc00)}$ sont les pondérations à compter de 2000 actualisées par les prix à décembre 2000. Lorsque les pondérations pour 2001 deviennent disponibles, l'expression est remplacée par le chaînage à long terme :

$$I^{déc 00:déc 01} = \sum w_i^{01(déc 00)} I_i^{déc 00:déc 01}$$

(9.19)

où $W_i^{01(Déc00)}$ sont les pondérations à compter de 2001 ramenées (par calcul rétrospectif) aux prix de décembre 2000. Le même ensemble de pondérations de 2001 actualisées par les prix à décembre 2001 est utilisé dans le nouveau chaînage à court terme pour 2002 :

$$I^{déc 01:m02} = \sum w_i^{01(déc 01)} I_i^{déc 01:m02}$$

(9.20)

9.125 Si l'on utilise cette méthode, le mouvement de l'indice à long terme est déterminé par les pondérations de la période en cours. La méthode est intéressante du point de vue théorique, car les pondérations les plus pertinentes pour la majorité des utilisateurs sont celles qui reposent sur les schémas de consommation au moment où les variations de prix ont effectivement lieu. Cette méthode conduit le processus de chaînage à sa conclusion logique, au moins si l'on suppose que les indices ne sont pas chaînés plus fréquemment qu'une fois par an. Comme elle utilise des pondérations révisées en permanence pour faire en sorte qu'elles soient représentatives du comportement actuel des consommateurs, l'indice qui en résulte évite aussi très largement le biais de substitution observé lorsque les pondérations reposent sur les schémas de consommation d'une période antérieure. La méthode peut donc intéresser les offices de statistique dont l'objectif est d'estimer un indice du coût de la vie.

9.126 Enfin, il faut noter que la méthode exige une certaine révision de l'indice publié dans un premier temps. Certains pays s'opposent à ce que l'IPC soit révisé une fois qu'il a été publié, même si une pratique bien établie pour d'autres statistiques économiques, telles que les comptes nationaux, veut qu'une telle révision ait lieu lorsque des informations supplémentaires et plus à jour deviennent disponibles. Ce point sera examiné plus en détail par la suite.

Décomposition des variations de l'indice

9.127 Les utilisateurs de l'indice souhaitent souvent savoir quelle fraction de la variation globale de celui-ci peut être attribuée à la variation du prix de tel ou tel produit ou groupe de produits (pétrole ou produits alimentaires, par exemple). Il arrive aussi qu'ils souhaitent savoir ce que deviendrait l'indice si on laissait de côté le logement ou l'énergie. On peut répondre aux questions de ce type en décomposant la variation de l'indice global en ses divers éléments.

9.128 Supposons que l'indice soit calculé comme dans l'équation (9.10) ou (9.11). La variation relative de l'indice entre $t - m$ et t peut être formulée comme suit :

$$\frac{I^{0,t}}{I^{0,t-m}} - 1 = \frac{\sum w_i^b I_i^{0,t-m} I_i^{t-m,t}}{\sum w_i^b I_i^{0,t-m}} - 1 \quad (9.21)$$

En conséquence, un sous-indice entre $t - m$ et t contribue à l'indice de niveau supérieur avec une pondération de :

$$\frac{w_i^b I_i^{0,t-m}}{\sum w_i^b I_i^{0,t-m}} = \frac{w_i^b I_i^{0,t-m}}{I^{0,t-m}} \quad (9.22)$$

L'effet sur l'indice de niveau supérieur de la variation d'un sous-indice peut alors être calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Effet} &= \frac{w_i^b I_i^{0,t-m}}{I^{0,t-m}} \left(\frac{I_i^{0,t}}{I_i^{0,t-m}} - 1 \right) \\ &= \frac{w_i^b}{I_i^{0,t-m}} (I_i^{0,t} - I_i^{0,t-m}) \end{aligned} \quad (9.23)$$

Lorsque $m = 1$, la formule (9.23) donne l'effet d'une variation mensuelle; lorsque $m = 12$, elle donne l'effet de la variation sur les douze derniers mois.

9.129 Si l'indice est calculé sous forme d'indice-chaîne, comme dans l'équation (9.15), un sous-indice à compter de $t - m$ contribue alors à l'indice de niveau supérieur avec une pondération de :

$$\frac{w_i^0 I_i^{k,t-m}}{I^{k,t-m}} = \frac{w_i^0 (I_i^{0,t-m} / I_i^{0,k})}{(I^{0,t-m} / I^{0,k})} \quad (9.24)$$

L'effet sur l'indice de niveau supérieur d'une variation d'un sous-indice peut alors être calculé comme suit :

$$\begin{aligned} \text{Effet} &= \frac{w_i^0}{I^{k,t-m}} (I_i^{k,t} - I_i^{k,t-m}) \\ &= \frac{w_i^0}{(I^{0,t-m} / I^{0,k})} \left(\frac{I_i^{0,t} - I_i^{0,t-m}}{I_i^{0,k}} \right) \end{aligned} \quad (9.25)$$

On suppose que $t - m$ s'inscrit dans le même chaînon (c'est-à-dire que $t - m$ fait référence à une période postérieure à k). Si l'effet d'un sous-indice sur un indice de niveau supérieur doit être calculé pour l'ensemble d'une chaîne, ce calcul doit se faire en deux étapes : la première avec l'ancienne série jusqu'à la période de chaînage, la seconde de la période de chaînage à la période t .

9.130 Le calcul de l'effet d'une variation d'un sous-indice sur un indice de niveau supérieur est illustré au tableau 9.8. L'indice est calculé dans le cadre d'une même chaîne, de sorte que l'équation (9.25) peut être appliquée pour la décomposition. Par exemple, la contribution en pourcent de l'augmentation de l'indice du prix du logement de janvier 2002 à janvier 2003 peut être calculée ainsi : $0,25/118,6 \times (120,0 - 110,0) = 2,11 \%$. Cela signifie que, sur l'augmentation de 10,03 % de l'indice de tous les produits élémentaires, 2,11 % peuvent être attribués à la hausse de l'indice du prix du logement.

Quelques solutions de remplacement aux indices à pondérations fixes

9.131 Les IPC mensuels sont en général des moyennes arithmétiques pondérées des indices de prix pour les agrégats élémentaires dans lesquelles les pondérations restent fixes pendant un certain nombre de périodes — pouvant aller de douze mois à plusieurs

Tableau 9.8 Décomposition des variations de l'indice

	Pondération	Indice			Variation en pourcentage de janvier 02 à janvier 03	Contribution	
		2000	Janv. 02	Janv. 03		Absolue	Relative
1 Produits alimentaires	0,30	100,0	120,0	130,0	8,33	2,53	25,21
2 Vêtements	0,10	100,0	130,0	145,0	11,54	1,26	12,61
3 Logement	0,25	100,0	110,0	120,0	9,09	2,11	21,01
4 Transport	0,20	100,0	125,0	130,0	4,00	0,84	8,40
5 Divers	0,15	100,0	114,0	140,0	22,81	3,29	32,77
Tous produits élémentaires	1,00	100,0	118,6	130,5	10,03	10,03	100,00

années. L'utilisation répétée des mêmes pondérations relatives à une période antérieure b simplifie les procédures de calcul et diminue les besoins de collecte de données. Il est moins coûteux, également, de continuer d'utiliser les résultats d'une enquête antérieure sur les dépenses que d'en organiser une nouvelle. En outre, lorsque les pondérations sont connues avant le relevé des prix, l'indice peut être calculé immédiatement après que les prix ont été recueillis et traités.

9.132 Toutefois, plus on utilise longtemps les mêmes pondérations et moins elles sont représentatives des schémas de consommation actuels, en particulier dans les périodes de mutations techniques rapides où de nouveaux types de biens et services apparaissent en permanence sur le marché tandis que d'autres disparaissent. Cela peut compromettre la crédibilité d'un indice visant à mesurer la variation du coût total d'un panier de biens et services typique de la consommation des ménages. Un tel panier-type doit être représentatif non seulement des ménages couverts par l'indice, mais aussi de leurs schémas de dépenses au moment de la variation des prix.

9.133 De même, si l'objectif est d'établir un indice du coût de la vie, l'utilisation continue du même panier-type deviendra probablement de moins en moins satisfaisante à mesure que la période d'utilisation du même panier se prolongera. En effet, plus on utilise longtemps le même panier-type, plus le biais positif de l'indice risque de s'accroître. L'on sait bien que l'indice de Laspeyres est entaché d'un biais positif si on le compare à un indice du coût de la vie. Cependant, un indice de Lowe entre des périodes 0 et t assorti des pondérations d'une période antérieure b tendra à dépasser l'indice de Laspeyres entre les périodes 0 et t d'un montant qui augmentera d'autant plus que la période b sera plus ancienne (voir chapitre 15).

9.134 Il existe plusieurs façons de réduire au minimum ou d'éviter les biais potentiels liés à l'utilisation des indices à pondérations fixes. Elles sont présentées ci-après.

9.135 *Chaînage annuel.* L'une des façons de réduire au minimum les biais potentiels liés à l'utilisation d'indices à pondérations fixes consiste bien sûr à maintenir des pondérations et la période de référence aussi à jour que possible en procédant à des changements de base et à des chaînages fréquents. Nombreux sont les pays qui ont adopté cette stratégie et révisent leurs pon-

dérations tous les ans. En tout état de cause, ainsi que nous l'avons noté plus haut, il serait impossible de traiter un univers changeant de produits sans un certain chaînage des séries de prix au sein des agrégats élémentaires, même si les pondérations attachées aux agrégats élémentaires restent fixes. Avec le chaînage annuel, il n'est plus nécessaire de choisir une base, car la période de référence des pondérations est toujours l'année précédente ou l'année antérieure à celle-ci.

9.136 *Chaînage annuel assorti des pondérations de l'année en cours.* Lorsque les pondérations sont modifiées annuellement, il est possible de remplacer des pondérations initiales reposant sur l'année ou les années précédentes par celles de l'année en cours, si l'indice est révisé rétrospectivement aussitôt que les informations sur les dépenses pour l'année en cours deviennent disponibles. Les mouvements à long terme de l'IPC sont alors fondés sur les séries révisées. C'est la méthode adoptée par l'office des statistiques de Suède, ainsi qu'il est expliqué plus haut. Elle pourrait donner des résultats non biaisés.

9.137 *Autres formules d'indice.* Lorsque les pondérations sont révisées moins fréquemment, tous les cinq ans par exemple, une autre option consiste à utiliser une formule d'indice différente pour les indices de niveau supérieur — au lieu de la moyenne arithmétique des indices d'agrégat élémentaire. La moyenne géométrique pondérée serait une solution possible, car elle n'est pas soumise aux mêmes risques de biais positifs que la moyenne arithmétique. De façon plus générale, une version pondérée de la formule Lloyd-Moulton pourrait être envisagée. Cette formule prend en compte les substitutions auxquelles les consommateurs procèdent en réponse aux variations des prix relatifs et, de ce fait, elle devrait être moins sujette aux biais. Elle se réduit à la moyenne géométrique lorsque l'élasticité de substitution est égale à l'unité, en moyenne. Cependant, il est peu probable qu'une telle formule puisse remplacer la moyenne arithmétique dans un avenir proche et être généralement acceptée, ne serait-ce que parce qu'elle ne peut pas être interprétée comme une mesure des changements de valeur d'un panier-type. Il n'en serait pas moins possible de l'établir à titre expérimental, et elle pourrait fort bien fournir un complément utile à l'indice principal. Elle pourrait au moins signaler dans quelle mesure l'indice principal risque d'être biaisé et apporter un certain éclairage sur ses propriétés.

9.138 *Indices superlatifs rétrospectifs.* Enfin, il est possible de calculer rétrospectivement un indice superlatif. Les indices superlatifs, tels que ceux de Fisher et de Törnqvist, traitent les deux périodes comparées de façon symétrique et supposent que l'on recueille des données sur les dépenses pour les deux périodes. S'il peut être nécessaire que l'IPC soit un type d'indice de Lowe lorsqu'il est publié pour la première fois, il peut être possible d'estimer un indice superlatif par la suite, une fois que l'on dispose de plus d'informations sur les dépenses des consommateurs période par période. Au moins un office de statistique, le Bureau of Labor Statistics des États-Unis, publie un tel indice. La publication d'IPC révisés ou supplémentaires soulève des questions quant à la politique suivie dans le domaine statistique, même si les utilisateurs acceptent volontiers les révisions dans d'autres secteurs des statistiques économiques. Toutefois, les utilisateurs sont déjà confrontés à plus d'un IPC dans l'Union européenne (UE), où l'indice harmonisé pour les besoins de l'UE peut différer de l'IPC national. Par conséquent, la publication d'indices supplémentaires mettant en lumière les propriétés de l'indice principal et pouvant présenter un grand intérêt pour certains utilisateurs semble justifiée et acceptable.

Vérification des données

9.139 Nous nous sommes intéressés dans ce chapitre aux méthodes utilisées par les offices de statistique pour calculer leurs IPC. Cette section finale examine les vérifications de données que ces derniers effectuent, selon un processus très étroitement lié au calcul des indices de prix pour les agrégats élémentaires. La collecte des données, leur enregistrement et leur codification — le processus de saisie des données — sont analysés aux chapitres 5 à 7. L'étape suivante de la production des indices de prix correspond à la vérification des données. On considère ici que celle-ci s'ordonne en deux étapes :

- la détection d'éventuelles erreurs et valeurs aberrantes;
- la vérification des données et leur correction.

9.140 Logiquement, l'objectif de la détection des erreurs et valeurs aberrantes est d'exclure celles-ci du calcul de l'indice. Les erreurs peuvent correspondre à des prix enregistrés à tort ou résulter d'erreurs d'enregistrement ou de codification. Les prix manquants pour cause de non-observation peuvent aussi être traités comme des erreurs. Les erreurs et valeurs aberrantes possibles sont en général recensées comme des observations qui n'entrent pas dans un intervalle acceptable spécifié à l'avance ou que l'analyste juge irréalistes pour d'autres motifs. Toutefois, il se peut aussi que des observations se révèlent en fait fausses alors même qu'elles n'ont pas été recensées parmi les erreurs potentielles. Enfin, il peut arriver que l'échantillon saisisse par chance des variations de prix exceptionnelles qui sortent de l'intervalle acceptable mais se révèlent correctes. Dans certains examens des

données des enquêtes, toute valeur extrême est qualifiée d'aberrante. Ici, cette expression est réservée aux valeurs extrêmes qui se révèlent correctes.

9.141 Lorsqu'une erreur éventuelle a été identifiée, il faut vérifier s'il s'agit effectivement d'une erreur ou non. Cet éclaircissement est obtenu d'ordinaire en demandant au répondant de vérifier le prix ou en procédant à une comparaison avec la variation du prix de produits élémentaires comparables. Si la valeur est en fait une erreur, elle doit être corrigée. Cela peut se faire aisément si le répondant est en mesure de fournir le prix correct ou, lorsque ce n'est pas possible, en imputant ce prix ou en l'omettant du calcul de l'indice. Si la valeur se révèle correcte, elle doit être incluse dans l'indice. Si elle se révèle aberrante, elle peut être acceptée ou corrigée selon la pratique définie à l'avance (omission ou imputation).

9.142 Bien que les ordinateurs présentent des avantages évidents en raison de leur puissance de calcul, il n'est pas nécessaire que toutes ces activités soient automatisées. Il faut disposer d'une batterie complète de procédures et d'enregistrements permettant de contrôler le traitement des données, même si celui-ci est effectué en totalité ou en partie sans recourir aux ordinateurs. Il n'est pas toujours nécessaire d'avoir achevé complètement une étape avant d'amorcer la suivante. Si le processus utilise des tableurs, par exemple, avec les imputations par défaut prédéfinies pour toute donnée manquante, l'indice peut être estimé et réestimé toutes les fois qu'une nouvelle observation est ajoutée ou modifiée. Le fait de pouvoir examiner l'impact des différentes observations de prix sur les indices d'agrégat élémentaire et l'impact des indices d'agrégat élémentaire sur les divers agrégats de niveau supérieur apporte une aide utile dans tous les aspects des processus de calcul et d'analyse.

9.143 Il n'est ni nécessaire ni souhaitable d'examiner d'aussi près tous les prix relevés. Les variations de prix communiquées par certains répondants peuvent avoir plus de poids que d'autres, et les statisticiens doivent en être conscients. Ainsi, un agrégat élémentaire assorti d'une pondération de 2 %, par exemple, peut comporter 10 prix, alors qu'un autre agrégat élémentaire de pondération égale peut en comporter 100. Une erreur sur un des prix communiqués aura à l'évidence un impact beaucoup plus faible sur le second agrégat, pour lequel elle peut être négligeable, alors qu'elle risque d'induire une erreur significative dans le premier indice d'agrégat élémentaire, voire d'influencer les indices de niveau supérieur.

9.144 L'intérêt peut porter sur les divers indices d'agrégat élémentaire aussi bien que sur les agrégats construits à partir d'eux. Comme les échantillons utilisés au niveau élémentaire sont souvent de petite taille, tous les prix relevés, et les erreurs éventuelles qu'ils comportent, peuvent avoir un impact significatif sur les résultats pour tel ou tel produit ou secteur. La vérification des données communiquées doit en général se faire indice par indice, en s'appuyant sur l'expérience des statisti-

ciens. Ces derniers ont aussi besoin de la coopération et de l'appui des répondants à l'enquête, qui les aident à expliquer tout mouvement inhabituel des prix.

9.145 De toute évidence, la conception de l'enquête et des questionnaires influe également sur la fréquence des erreurs. Les rapports et questionnaires sur les prix devraient par conséquent être aussi clairs et dépourvus d'ambiguïté que possible afin de prévenir toute méprise ou erreur. De quelque manière qu'ait été conçue l'enquête, il est très important de vérifier que les données recueillies sont bien celles qui avaient été demandées initialement. Le questionnaire de l'enquête devrait inviter le répondant à indiquer si des données requises n'ont pas pu être fournies. Si, par exemple, un bien n'est plus produit et ne peut donc plus donner lieu à un relevé de prix pour le mois en cours, il faut prévoir la désignation d'un produit remplaçant, accompagnée de précisions sur son degré de comparabilité avec l'ancien produit. Au cas où le répondant ne peut pas fournir de produit remplaçant, un certain nombre de procédures sont prévues pour remédier au problème des données manquantes (voir aussi le chapitre 7).

Identification d'éventuelles erreurs et valeurs aberrantes

9.146 Les enquêtes sur les prix diffèrent des autres enquêtes par le fait, notamment, que, bien que l'on communique des prix, c'est de leurs *variations* que les mesures se préoccupent. Comme les calculs de l'indice consistent à comparer les prix d'observations appariées d'une période à l'autre, la vérification des données devrait se concentrer sur les variations de prix calculés sur des paires d'observations plutôt que sur les prix communiqués eux-mêmes.

9.147 Les variations de prix inhabituelles peuvent être identifiées via :

- la vérification non statistique des données communiquées;
- la vérification statistique des données communiquées;
- la vérification des résultats obtenus.

Nous examinerons tour à tour chacun de ces points.

9.148 *Vérification non statistique des données communiquées.* La vérification non statistique peut se faire par la vérification manuelle des données communiquées, l'examen des données présentées dans des tableaux comparables ou la mise en place de filtres.

9.149 Lorsque les rapports ou questionnaires sur les prix sont reçus par l'office de statistique, les prix communiqués peuvent être vérifiés manuellement en les comparant aux prix communiqués précédemment pour les mêmes produits élémentaires ou aux prix de produits élémentaires similaires relevés dans d'autres points de vente. Si cette procédure peut permettre de détecter des variations de prix à l'évidence inhabituelles, elle est loin de garantir que toutes les erreurs possibles seront décelées. Elle prend aussi énormément de temps et ne permet pas, bien sûr, de faire apparaître les erreurs de codage.

9.150 Une fois que les données sur les prix ont été codées, le système statistique peut être programmé de façon à présenter les données sous forme de tableaux comparables. On peut ainsi mettre au point et utiliser des tableaux montrant la variation en pourcentage de tous les prix communiqués entre le mois précédent et le mois en cours pour détecter d'éventuelles erreurs. Ces tableaux peuvent aussi inclure, pour permettre des comparaisons, les variations en pourcentage au cours de périodes antérieures et les variations sur douze mois. La plupart des programmes et tableurs informatiques peuvent aisément trier les observations en fonction, par exemple, de l'importance du dernier taux de variation mensuel, ce qui permet d'identifier facilement les valeurs extrêmes. Les observations peuvent aussi être groupées par agrégat élémentaire.

9.151 Le groupement des observations a pour avantage de mettre en lumière les erreurs possibles, de sorte que le statisticien n'a pas à examiner toutes les observations. Une stratégie bien en cascade dans laquelle toutes les variations de prix extrêmes sont d'abord détectées puis examinées en détail peut faire gagner du temps, bien que l'ensemble des variations de prix des indices d'agrégat élémentaire qui ont des pondérations relativement élevées devraient aussi être examinées en détail.

9.152 La méthode du filtrage sert à identifier d'éventuelles erreurs ou valeurs aberrantes selon que les variations de prix tombent ou non en dehors de limites prédéfinies, telles que plus ou moins 20 %, voire 50 %. Ce test devrait permettre de saisir toute erreur grave dans le codage des données ainsi que certains des cas où le répondant a communiqué par erreur le prix d'un autre produit. Il est en général possible d'identifier ces erreurs sans faire référence à d'autres observations de l'enquête, de sorte que cette vérification peut être effectuée au stade de la saisie des données. Le filtrage a pour avantage d'éviter au statisticien de passer en revue un grand nombre d'observations. Les limites supérieure et inférieure peuvent être appliquées à la dernière variation mensuelle ou à la variation enregistrée sur une autre période. Là encore, elles doivent tenir compte du contexte dans lequel survient la variation de prix, en faisant l'objet d'une spécification par produit ou agrégat élémentaire ou par indice de niveau supérieur. Des variations plus importantes devraient être acceptées pour les produits élémentaires dont les prix sont connus pour être volatils. Pour les variations mensuelles, par exemple, les limites fixées peuvent être de plus ou moins 10 % pour les prix pétroliers, mais osciller entre 0 % et plus 5 % pour les services professionnels (étant donné que tout prix qui chute est suspect), et entre -5 % et 0 % pour les ordinateurs (pour lesquels toute augmentation de prix est suspecte). Les limites peuvent aussi être modifiées au fil du temps. Elles peuvent ainsi être de 10 % à 20 % pour les prix pétroliers si l'on sait qu'ils augmentent, et de -10 % à -20 % s'ils baissent. Le décompte des cas d'échec doit faire l'objet d'un suivi régulier afin d'examiner ces limites. S'il apparaît que trop d'observations doivent être examinées, il faut ajuster les limites ou affiner le champ couvert.

9.153 L'utilisation de systèmes de radiation automatique ne saurait toutefois être conseillée. Le phénomène est bien connu : les changements de prix de nombreux produits, en particulier de biens durables, ne sont pas effectués de façon régulière au fil du temps, mais regroupés pour éviter les «coûts de menu» qui accompagnent les changements de prix. Ces hausses relativement importantes peuvent survenir à des moments différents pour des modèles de produits différents et apparaître comme des valeurs extrêmes et incorrectes. Supprimer un changement de prix pour chaque modèle du produit au motif qu'il est «extrême» au moment où il survient, c'est ignorer tous les changements de prix pour le secteur.

9.154 *Vérification statistique des données de base.* La vérification statistique des données de base consiste à comparer, pour une période donnée, chaque variation de prix avec celle des prix dans le même échantillon ou dans un échantillon similaire. Nous donnons ici deux exemples de ce type de filtrage, le premier reposant sur des mesures non paramétriques de dispersion, le second sur une distribution log-normale des variations de prix.

9.155 La première méthode implique des tests qui reposent sur la médiane et les quartiles des variations de prix, de façon à ne pas être influencés par l'impact d'une éventuelle observation «extrême». Les médiane, premier quartile et troisième quartile des rapports de prix sont définis par R_M , R_{Q1} , et R_{Q3} , respectivement. Ensuite, toute observation faisant apparaître un rapport de prix supérieur à un certain multiple C de la distance entre la médiane et le quartile est recensée comme erreur potentielle. La méthode de base suppose que les variations de prix suivent une distribution normale. Dans cette hypothèse, il est possible d'estimer la proportion des variations de prix qui tomberont vraisemblablement en dehors de limites fixées, lesquelles sont exprimées en multiples de C . Dans le cas d'une distribution normale, R_{Q1} et R_{Q3} sont équidistants de R_M . Par conséquent, si C est mesuré par $R_M - (R_{Q1} + R_{Q3})/2$, on peut s'attendre à ce que 50 % des observations se situent à plus ou moins C de la médiane. D'après les tableaux de la distribution normale standardisée, cela équivaut à environ 0,7 fois l'écart-type (σ). Si, par exemple, C est fixé à 6, la distance induite est d'environ 4σ de l'échantillon, ce qui veut dire qu'un pourcentage d'à peu près 0,17 % des observations serait identifié de cette manière. Pour $C = 4$, les chiffres correspondants sont de $2,7\sigma$, soit environ 0,7 % des observations seraient identifiées.

9.156 Dans la pratique, la plupart des prix ne changent pas forcément d'un mois sur l'autre, et la part des observations identifiées comme erreurs possibles, en pourcentage de l'ensemble des changements, serait exagérément élevée. Il peut être bon de procéder à certaines expériences en modifiant la valeur de C selon les secteurs d'activité. Si ce test doit être utilisé pour identifier d'éventuelles erreurs en vue d'un examen plus approfondi, il y a lieu d'utiliser une valeur relativement faible de C .

9.157 Trois modifications devraient être apportées à cette méthode pour qu'elle puisse être utilisée dans la pratique :

- Premièrement, afin que le calcul de la distance à partir du centre soit le même pour les variations extrêmes dans un sens ou dans l'autre, il y a lieu de transformer les rapports. La distance transformée pour le rapport d'une observation de prix i , S_i , devrait être :

$$S_i = 1 - R_M/R_i \text{ si } 0 < R_i < R_M \text{ et}$$

$$S_i = R_i/R_M - 1 \text{ si } R_i \geq R_M.$$

- Deuxièmement, si les variations de prix sont étroitement groupées, les distances entre la médiane et les quartiles risquent d'être très faibles, de sorte que l'on identifiera de nombreuses observations correspondant à des variations de prix de faible amplitude. Pour éviter cela, une distance minimale, disons 5 % pour les variations mensuelles, devrait aussi être fixée.
- Troisièmement, l'impact d'une observation sur les distances entre la médiane et les quartiles risque d'être trop important si les échantillons sont de petite taille. Comme c'est le cas pour les échantillons de certains indices élémentaires, il pourrait être nécessaire de regrouper les échantillons d'indices élémentaires similaires.

9.158 Cette méthode est examinée de manière plus approfondie dans Hidioglou et Berthelot (1986). Elle peut être élargie de façon à prendre en compte le niveau des prix. Par exemple, la pondération attribuée à une hausse des prix sera différente selon que cette hausse porte les prix de 100 à 110 ou de 10 à 11.

9.159 Une autre méthode peut être utilisée si l'on pense que les variations de prix se présentent probablement selon une distribution log-normale. Elle consiste à calculer l'écart-type du logarithme de toutes les variations de prix dans l'échantillon (à l'exclusion des observations inchangées) et à effectuer un test de la précision d'ajustement (χ^2) pour déterminer si la distribution est log-normale. Si la distribution satisfait à ce test, toutes les variations de prix éloignées de plus du double de l'exponentielle de l'écart-type sont recensées en vue d'un examen plus approfondi. Si le test rejette l'hypothèse de distribution log-normale, toutes les variations de prix éloignées de plus du triple de l'exponentielle de l'écart-type sont recensées. Les mises en garde faites plus haut au sujet des variations groupées et des échantillons de petite taille s'appliquent également ici.

9.160 Le second exemple repose sur l'algorithme de Tukey. Les rapports de prix sont classés et les 5 % supérieurs et inférieurs identifiés en vue d'un examen plus poussé. Outre les 5 % supérieurs et inférieurs, on exclut aussi les rapports de prix qui sont égaux à 1 (pas de variation des prix). La moyenne arithmétique tronquée (AM) des rapports de prix restants est calculée, et utilisée pour répartir les rapports de prix en deux

groupes, supérieur et inférieur. Les «mi-moyennes» supérieure et inférieure, c'est-à-dire les moyennes des deux groupes (AM_U , AM_L), sont alors calculées. Les limites supérieure et inférieure (T_U , T_L) de Tukey sont ensuite établies comme la moyenne plus (moins) 2,5 fois la différence entre la moyenne et les mi-moyennes :

$$T_U = AM + 2,5(AM_U - AM)$$

$$T_L = AM - 2,5(AM - AM_L)$$

Toutes les observations supérieures à T_U et inférieures à T_L sont alors portées à l'attention des statisticiens.

9.161 Cette méthode plus simple est similaire à celle reposant sur la distribution normale. Comme elle exclut du calcul de la moyenne tous les cas où il n'y a pas de variation des prix, il est peu probable qu'elle produise des limites très proches de la moyenne, et il n'y a donc pas lieu de fixer une différence minimale. Pour que cette méthode donne des résultats probants, il faut également disposer d'un grand nombre d'observations sur les variations de prix analysées. Là encore, il sera souvent nécessaire de grouper les observations faites à partir d'indices élémentaires similaires. Pour ces divers algorithmes, les comparaisons peuvent porter sur n'importe quelle période, y compris sur le dernier mois ou sur des périodes plus longues (les variations sur douze mois, en particulier).

9.162 Comparés à la méthode simple, ces deux modèles de filtrage ont un avantage : pour chaque période, les limites supérieure et inférieure sont déterminées par les données et peuvent donc varier au cours d'une année, si le statisticien a décidé de la valeur des paramètres entrant dans les modèles. Ils ont aussi un inconvénient : à moins que le statisticien soit prêt à recourir à des approximations tirées d'expériences antérieures, toutes les données doivent être recueillies avant qu'il puisse procéder au filtrage. Les filtres devraient être assez sélectifs pour que le pourcentage d'erreurs potentielles débouchant effectivement sur des erreurs réelles soit élevé. Comme pour toute méthode automatique, l'identification d'une observation inhabituelle ouvre la voie à un examen plus approfondi, et non à une radiation automatique.

9.163 *Vérification par impact, ou vérification des résultats obtenus.* Le filtrage par impact, ou vérification des résultats obtenus, repose sur le calcul de l'impact qu'une variation de prix donnée a sur l'indice auquel elle contribue. Ce dernier peut être un indice d'agrégat élémentaire, un indice total ou un autre indice agrégé. L'impact d'une variation de prix sur un indice est égal à son pourcentage de variation multiplié par sa pondération effective. Lorsque l'échantillon n'enregistre pas de variations, le calcul est simple : c'est la pondération nominale (période de référence) multipliée par le rapport de prix, et divisée par le niveau de l'indice auquel il contribue. L'impact sur l'indice I de la variation du prix d'un produit i de la période t à la période $t + 1$ est donc égal à $w_i(p_{t+1}/p_t)/I_t$, w_i étant la pondération nominale dans la période de référence. On peut donner une valeur minimale

à cet impact, de façon à ce que toutes les variations de prix qui causent un impact plus important que ce changement soient recensées en vue d'un examen. Si l'indice I est un indice élémentaire, tous les indices élémentaires peuvent être soumis à examen, mais si I est un indice agrégé, les prix qui varient d'un pourcentage donné seront recensés ou non selon l'importance du rôle que l'indice élémentaire auquel ils contribuent joue dans l'agrégat.

9.164 Au niveau le plus bas, l'apparition et la disparition de produits de l'échantillon modifient très sensiblement la pondération effective du prix correspondant. Cette pondération effective est aussi modifiée si une observation de prix est utilisée comme imputation pour d'autres observations manquantes. L'évaluation des pondérations effectives à chaque période est possible, mais complexe. Les pondérations nominales (en pourcentage de leur somme) donneront en général une approximation raisonnable pouvant aider à identifier les erreurs potentielles. Si l'impact des variations sur douze mois est nécessaire pour mettre en lumière les erreurs potentielles, les approximations sont les seuls filtres possibles, car les pondérations effectives varieront au cours de la période.

9.165 Identifier les erreurs potentielles de cette manière a l'avantage de mettre l'accent sur les résultats. Cette forme de filtrage aide aussi le statisticien à décrire les diverses contributions aux variations des indices de prix. De fait, ce type d'analyse se fait en grande partie après le calcul des indices, car le statisticien souhaite souvent mettre en évidence les indices qui ont contribué le plus aux variations de l'indice global. Il arrive que l'analyse permette de conclure que certains secteurs d'activités ont contribué dans des proportions relativement importantes à la variation globale observée, et que cette conclusion soit jugée irréaliste. L'examen de la variation fait apparaître que c'est une erreur, mais ce constat peut arriver alors que le cycle de production de l'indice est déjà bien avancé et compromettre la publication de cet indice à la date prévue. On peut donc faire valoir qu'il serait bon d'identifier ces contributions inhabituelles dans le cadre des procédures de vérification des données. L'inconvénient de cette méthode, c'est que la variation d'un indice élémentaire risque d'être rejetée à ce stade. Il peut être nécessaire de modifier l'indice calculé, même si cette solution ne peut être qu'un pis-aller en attendant que l'échantillon soit redéfini.

Vérification et correction des données

9.166 Certaines erreurs, celles qui concernent le codage des données, par exemple, sont faciles à identifier et à corriger. Dans l'idéal, ces erreurs sont repérées dès la première étape du processus de vérification, avant qu'il soit nécessaire de les examiner dans le contexte d'autres variations de prix. D'autres erreurs potentielles sont plus délicates à traiter. Beaucoup de résultats qui ne satisfont pas à une vérification des données peuvent être jugés tout à fait plausibles par le statisticien, en particulier si les

limites de la vérification des données sont larges. Certains échecs potentiels ne peuvent être évités que par une vérification des données avec le répondant.

9.167 Si le répondant est en mesure d'apporter une explication satisfaisante, les données peuvent être vérifiées ou corrigées. Sinon, différentes procédures sont possibles. On peut poser comme règle que, si aucune explication satisfaisante n'est donnée, le prix communiqué est omis du calcul de l'indice. On peut aussi laisser le statisticien se prononcer sur la variation de prix. S'il corrige certaines des données communiquées sans les vérifier avec le répondant, le changement qu'il apporte peut causer par la suite des problèmes avec ce dernier. Si ce dernier n'est pas informé de la correction, la même erreur risque de se répéter à l'avenir. La marche à suivre sera fonction à la fois de la confiance dans les analystes, de la politique de révision adoptée pour l'enquête et de la qualité de la communication avec les répondants. La plupart des offices de statistique ne veulent pas trop en demander à leurs répondants.

9.168 Beaucoup d'organisations consacrent une part disproportionnée de leur activité à l'identification et au suivi des erreurs potentielles. S'il apparaît que cette pratique a pour effet de limiter les changements de résultats, puisque la plupart des rapports sont finalement acceptés, il y a lieu d'assouplir les «limites» à partir desquelles les valeurs sont considérées comme extrêmes. Les erreurs enregistrées risquent davantage d'être dues au fait que des répondants oublient de communiquer des variations qu'à une communication erronée de celles-ci, et la bonne volonté des répondants ne doit pas être compromise sans nécessité.

9.169 En règle générale, les efforts consacrés à l'identification des erreurs potentielles ne devraient pas être excessifs. Les erreurs évidentes devraient être repérées au stade de la saisie des données. À moins que les observations visées ne soient assorties de lourdes pondérations et excessives, le temps passé à les identifier est souvent mieux employé à traiter les cas où certaines choses ont changé dans le cycle de production — changement de la qualité, prix indisponibles — et à redéployer les activités vers la maintenance d'un échantillon pertinent et la vérification des erreurs et omissions.

9.170 Si les observations de prix sont recueillies de telle manière que l'on rappelle au répondant le prix communiqué précédemment, ce dernier peut, par facilité, communiquer à nouveau le même prix. Cela arrive parfois alors même que le prix a changé ou que le produit suivi n'est plus disponible. Comme les prix de nombreux produits élémentaires ne changent pas souvent, ce type d'erreur ne risque guère d'être décelé à l'occasion de vérifications normales. Souvent, la situation se pose quand on change de contact au point de vente répondant et que le nouveau contact a des difficultés à trouver quelque chose qui correspond au prix communiqué précédemment. Il est donc recommandé de conserver le dernier relevé d'une modification de prix communiquée par le répondant. Lorsque le temps écoulé depuis cette

dernière communication est suffisamment long pour éveiller les soupçons, le statisticien devrait vérifier auprès du répondant si l'observation de prix reste valable. La longueur de ce délai variera d'un produit à l'autre et en fonction du niveau global d'inflation mais, en règle générale, tout prix resté inchangé pendant plus d'un an est suspect.

9.171 *Traitement des valeurs aberrantes.* La détection et le traitement des valeurs aberrantes (valeurs extrêmes dont la vérification a prouvé qu'elles étaient correctes) est une police d'assurance. Ces opérations reposent sur la crainte qu'une donnée communiquée ne soit par hasard exceptionnelle et qu'une enquête plus approfondie, ou même différente, ne donne des résultats moins extrêmes. Le traitement adopté consiste donc à réduire l'impact de l'observation exceptionnelle, sans toutefois l'ignorer puisqu'elle s'est après tout produite. Les méthodes utilisées pour tester les valeurs aberrantes sont les mêmes que celles qui servent à identifier les erreurs potentielles par filtrage statistique et qui ont été décrites plus haut. Par exemple, des limites inférieure et supérieure des distances par rapport à la variation de prix médiane sont déterminées. Dans ce cas, cependant, lorsqu'il apparaît que des observations débordent de ces limites, ces observations peuvent être modifiées pour rester dans les limites ou imputées en utilisant le taux de variation d'un ensemble de prix comparables. Cet ajustement des valeurs aberrantes se fait parfois automatiquement, dans la mesure où le statisticien ne dispose pas, par définition, d'informations supplémentaires sur lesquelles fonder une meilleure estimation. Ces méthodes d'ajustement automatique sont utilisées, mais le manuel préconise d'y recourir avec prudence. Si un agrégat élémentaire est assorti d'une pondération relativement importante et repose sur un échantillon relativement limité, on peut procéder à un ajustement. La prescription générale devrait être d'inclure les prix vérifiés, et l'exception de les revoir à la baisse.

9.172 *Traitement des observations de prix manquantes.* Il y a de bonnes chances pour que toutes les données requises n'aient pas été reçues au moment où l'indice doit être calculé. D'ordinaire, il s'avère que l'absence de certaines données n'était due qu'à un retard. Le répondant déclare parfois qu'il ne peut pas communiquer un prix parce que le produit n'est plus fabriqué, et qu'il n'existe plus de produit de substitution similaire. Parfois, bien sûr, ce qui avait commencé apparemment comme un retard dans la communication devient une perte de données permanente. Les mesures à prendre sont différentes selon que la situation présente un caractère temporaire ou permanent.

9.173 Lorsque les prix manquent temporairement, la stratégie la plus adaptée consiste à réduire au minimum les cas d'observations manquantes. Les rapports d'enquête sont le plus souvent reçus quelque temps avant que les indices doivent être calculés. Ces rapports suivent fréquemment un scénario bien établi : certains

répondants ont tendance à communiquer rapidement leurs données, d'autres le font en général plus tard dans le cycle. Le statisticien doit se familiariser avec ces comportements. Un système de saisie de données informatisé peut signaler les rapports qui semblent plus tardifs qu'à l'ordinaire, et ce bien avant que l'on ait atteint la date butoir pour le traitement des données. D'autre part, certaines données sont plus importantes que d'autres. Le système de pondération peut donner une grande importance à certains répondants, et les produits importants doivent être signalés à l'attention des analystes.

9.174 S'agissant des rapports pour lesquels aucune estimation ne peut être faite, deux solutions possibles sont avancées ici (on se reportera au chapitre 7 pour un tour d'horizon complet des méthodes envisageables) : l'imputation, de préférence ciblée, dans laquelle la variation de prix manquante est supposée être la même que celle d'un autre ensemble de variations de prix, ou l'hypothèse d'une absence de variation du prix et l'utilisation de celui de la période précédente. Cette seconde procédure ne tient pas compte du fait qu'il apparaîtra que certains prix ont changé et que, si les prix évoluent généralement dans un sens donné, la variation de l'indice sera sous-estimée. Cette procédure n'est donc pas recommandée. Cependant, si l'indice est révisé périodiquement, elle conduira à moins de révisions ultérieures que la méthode des imputations, puisque les prix de la plupart des produits ne varient pas à tout moment. L'imputation type

consiste à fonder l'estimation de l'observation de prix manquante sur la variation enregistrée par un groupe d'observations similaires.

9.175 Il y aura des situations dans lesquelles le prix manque de façon permanente parce que le produit n'existe plus. Faute de pouvoir remplacer le prix manquant, une imputation devra être faite pour chaque période jusqu'à ce que l'échantillon ait été redéfini ou qu'un produit remplaçant ait été trouvé. Ce cas de figure est par conséquent plus important que celui où le prix manque temporairement, et demande à être suivi de plus près.

9.176 Le prix manquant peut être imputé en utilisant la variation des observations de prix restantes dans l'agrégat élémentaire (l'effet sera le même que si l'on sort l'observation manquante de l'échantillon) ou la variation d'un sous-ensemble d'autres observations de prix concernant des produits élémentaires comparables. Il faut alors signaler que la série repose sur des valeurs imputées.

9.177 Les échantillons sont conçus en s'appuyant sur le fait que les produits choisis pour être observés sont représentatifs d'un éventail plus large de produits. Les imputations faites pour les prix manquant de façon permanente sont un signe de faiblesse de l'échantillon, et leur accumulation signale que l'échantillon devrait être redéfini. Lorsque l'on sait que des indices reposent sur un échantillon dans lequel les disparitions de produits sont nombreuses, il convient d'anticiper les remplacements à opérer.

CAS PARTICULIERS

Introduction

10.1 Dans le présent chapitre, nous examinons six catégories de dépenses qui posent au statisticien des problèmes particuliers, tant pour identifier l'une des approches théoriques convenues que pour surmonter des difficultés pratiques d'évaluation. Ces catégories, qui relèvent surtout du secteur privé, sont les suivantes :

- logements occupés par leur propriétaire;
- vêtements;
- services de télécommunications;
- services financiers;
- services d'agence immobilière;
- services d'assurance de biens.

10.2 En conséquence, le chapitre est divisé en six sections. Dans chaque section, nous étudions les considérations théoriques qui s'imposent, ainsi que les questions de mesure pertinentes. Le cas échéant, nous donnons des exemples, en indiquant les avantages et les inconvénients, de diverses méthodes qui permettent de mesurer les pondérations ou les variations de prix.

10.3 Il est important de souligner que ces exemples ne sont ni définitifs, ni contraignants, mais donnent plutôt des orientations générales sur la façon d'aborder les problèmes. Les besoins de l'utilisateur, ainsi que la disponibilité des données et des ressources statistiques, sont des facteurs à prendre en considération dans le choix de la méthodologie. La conjoncture et la réglementation du marché des produits, qui peuvent varier sensiblement selon les pays, jouent aussi un rôle crucial dans le choix de la méthode.

Logements occupés par leur propriétaire

10.4 Le traitement des logements occupés par leur propriétaire dans les indices des prix à la consommation (IPC) est sans doute l'une des questions les plus difficiles pour le statisticien. Les diverses façons théoriques de les traiter peuvent avoir, à raison du pourcentage de la population de référence qui est propriétaire de son logement, un impact considérable sur l'IPC en modifiant à la fois les pondérations ou, à tout le moins, les mesures à court terme des variations des prix.

10.5 L'idéal serait que le concept choisi soit celui qui serve le mieux l'objectif principal de l'IPC. Toutefois, les

besoins en informations pour estimer certains de ces concepts (voire de tous) peuvent être tels qu'il n'est pas toujours réaliste d'adopter celui qui serait optimal. Il peut aussi être difficile d'identifier le principal objectif de l'IPC. En particulier, l'emploi de l'IPC comme indicateur macroéconomique et à des fins d'indexation risque de compliquer nettement la façon de traiter les coûts du logement occupé par son propriétaire. Il peut alors être nécessaire d'adopter une solution qui ne soit pas entièrement compatible avec le concept retenu pour d'autres produits élémentaires dans l'IPC. À cause des difficultés rencontrées pour résoudre ces problèmes, certains pays ne prennent pas en considération dans l'IPC le logement occupé par son propriétaire ou publient plusieurs indices.

10.6 Dans le reste de la présente section, nous examinons la base et les besoins en données des concepts d'*utilisation*, de *paiement* et d'*acquisition*.

Concept d'utilisation

10.7 L'objectif général de ce concept est d'évaluer les variations dans le temps de la valeur des flux de services de logement consommés par les propriétaires-occupants. Deux grandes approches détaillées sont utilisées : le coût d'usage et l'équivalent-loyer.

10.8 Avec l'approche du *coût d'usage*, nous nous efforçons de mesurer les variations du coût d'utilisation du logement par le propriétaire-occupant. Pendant la période de référence des pondérations, ces coûts se composent de deux éléments : les coûts effectifs récurrents (réparations et entretien, par exemple) et les impôts fonciers; en outre, il convient de mentionner le coût d'opportunité correspondant à l'affectation de capitaux au logement plutôt qu'à d'autres fins. Lorsque le logement est acheté sans recours à l'emprunt (le scénario le plus simple), ce coût est représenté par le taux de rendement d'actifs de remplacement. Le plus souvent, l'achat d'un logement est, en partie du moins, financé par un crédit hypothécaire. Dans ce cas, le coût d'opportunité peut être considéré comme la moyenne des taux d'intérêt hypothécaires et du rendement des actifs de remplacement, pondérés, respectivement, par la fraction empruntée du prix d'achat et celle réglée au comptant.

10.9 L'estimation de la pondération des coûts effectifs récurrents pour la période de référence est relativement facile et peut en général être faite à partir d'enquêtes sur le budget des ménages. De même, la construction des mesures de prix pour ces produits élémentaires ne présente guère de difficulté.

10.10 Dans le cas des coûts d'opportunité, la pondération pour la période de référence est plus difficile à estimer et nécessite d'être modélisée. Il est alors possible de supposer que tous les propriétaires-occupants ont acheté sans emprunter leur logement au début de la période et l'ont revendu à la fin. Pendant la période, leur coût d'opportunité comprend les intérêts auxquels ils ont renoncé (c'est-à-dire ceux qu'ils auraient pu obtenir en plaçant leurs capitaux ailleurs) et l'amortissement. La plus-value éventuellement réalisée lors de la vente du logement compense ce coût. La construction des mesures de variation des prix requises est aussi très complexe (voir chapitre 23 pour un examen plus approfondi) et exige de recourir fréquemment à la technique de l'imputation, en particulier pour l'amortissement. Si l'achat est financé en partie par un crédit hypothécaire, nous pouvons exprimer le coût d'usage (UC) par la formule typique :

$$UC = rM + iE + D + RC - K$$

où M et E représentent l'emprunt hypothécaire et les avoirs du propriétaire et r et i les taux d'intérêt hypothécaires et le taux de rendement des actifs de remplacement. D est l'amortissement, RC les autres coûts récurrents et K la plus-value.

10.11 Aucun organisme statistique national n'utilise à l'heure actuelle l'approche intégrale du coût d'usage, à cause en partie de sa complexité théorique et méthodologique, qui peut également l'empêcher d'obtenir l'approbation générale du public. Pour cette raison, nous n'examinerons pas en détail cette méthodologie. Il convient toutefois de souligner que le taux de variation relatif des prix de l'immobilier influence nettement les pondérations et les mesures des variations de prix établies régulièrement. Vu le rôle prépondérant que jouent en général les plus-values et les taux d'intérêt dans la formule du coût d'usage, le poids de ce coût est vraisemblablement négatif (ce qui suppose un prix négatif de ce coût) lorsque la hausse des prix de l'immobilier dépasse les taux d'intérêt nominaux.

10.12 En pratique, il est possible d'éviter certaines de ces difficultés en adoptant une variante ou une définition plus étroite du coût d'usage. Par exemple, certains pays utilisent une variante de cette approche principalement fondée sur les paiements d'intérêts hypothécaires et l'amortissement exprimés en termes bruts, en partie parce que les propriétaires peuvent facilement considérer ces montants comme des coûts incontournables. Il est possible d'estimer que ces intérêts hypothécaires représentent ce que coûte le fait d'avoir un logement aujourd'hui, et l'amortissement les dépenses courantes nécessaires pour pallier sa dégradation et son vieillissement. Les méthodologies utilisées pour calculer les paiements d'intérêts hypothécaires moyens effectifs pour les ménages de l'indice sont décrites dans la section sur le concept des paiements (voir *infra*).

10.13 L'amortissement (dépréciation) est progressif, de sorte qu'il est mieux représenté par le montant à

mettre de côté chaque année que par les dépenses effectuées (qui sont en général élevées mais peu fréquentes). La pondération de l'amortissement pour la période de référence pourrait être estimée en multipliant la valeur marchande du logement occupé par son propriétaire (sans le terrain) par un taux moyen de dépréciation, qui pourrait être calculé à partir d'estimations de la consommation de capital logement dans les comptes nationaux. Ainsi établi, l'indicateur adéquat des prix devrait être idéalement un indice des prix du logement excluant les terrains, plutôt qu'un indice des coûts des travaux de rénovation.

10.14 L'approche de l'équivalent-loyer s'efforce de mesurer la variation du prix des services de logement consommés par les propriétaires-occupants en estimant la valeur vénale de ces services. En d'autres termes, l'équivalent-loyer est calculé en estimant ce qu'auraient dû payer les propriétaires-occupants pour louer leur logement. Il ne serait pas approprié, pour éviter tout double comptage, de prendre aussi en compte certains coûts supportés normalement par les propriétaires, comme l'assurance habitation, les réparations importantes et l'entretien et les impôts fonciers. Ce concept est recommandé dans le *SCN 93* pour mesurer la consommation des ménages et est également utilisé pour effectuer des comparaisons internationales des niveaux de vie.

10.15 Pour calculer la pondération afférente à l'équivalent-loyer, il faut estimer le montant que le propriétaire-occupant aurait payé pendant la période de référence des pondérations pour louer le logement. Il n'est guère possible de s'attendre à ce que les propriétaires-occupants estiment ce montant avec exactitude dans les enquêtes sur le budget des ménages. En principe toutefois, il peut être estimé en comparant les logements occupés par leur propriétaire avec d'autres logements analogues loués et en imputant ces loyers aux logements occupés par leur propriétaire.

10.16 Un certain nombre de problèmes se posent en pratique, notamment dans les pays où le marché privé de la location est peu développé et où la qualité générale, l'âge, la superficie et la situation des logements ne sont pas les mêmes selon qu'ils sont loués ou occupés par leur propriétaire. L'imputation directe des loyers effectifs peut également ne pas être appropriée lorsque les loyers sont réglementés. En outre, il est possible d'estimer que les propriétaires tirent des avantages supplémentaires importants d'éléments comme la sécurité du statut d'occupation et la faculté de faire des aménagements, de sorte qu'il est nécessaire d'ajuster les imputations initiales.

10.17 Dans les pays où la population de référence de l'IPC correspond à l'ensemble des ménages résidents, les problèmes d'estimation sont analogues à ceux que rencontrent les comptes nationaux, aussi serait-il utile de collaborer avec eux.

10.18 Il est possible d'établir la série de prix correspondante pour les loyers des logements occupés par leur propriétaire à partir d'un indice des loyers effectifs, sauf si ces derniers sont réglementés. En fonction du ratio

propriétaires-occupants/locataires et de la structure des deux marchés (sous l'angle des caractéristiques des logements), il conviendrait peut-être de modifier les enquêtes déjà faites pour répondre aux exigences particulières d'une série d'équivalents-loyers. Si la valeur totale des équivalents-loyers dépasse sensiblement les loyers effectifs, la taille réelle de l'échantillon de prix existant pourrait aussi être jugée insuffisante. Si les caractéristiques des logements occupés par leur propriétaire diffèrent nettement de celles du marché de la location, l'enquête sur les loyers peut alors nécessiter une stratification plus fine (en fonction, par exemple, de la catégorie et de la surface du logement et de son emplacement). Les indicateurs de prix pour les différentes strates peuvent alors être assortis de pondérations différentes dans les calculs des séries des loyers effectifs et des équivalents-loyers.

10.19 Si les prix subventionnés ou réglementés peuvent être inclus dans les séries des loyers effectifs, il ne faudrait pas utiliser ces séries pour calculer celles des équivalents-loyers. Étant donné le rôle croissant joué par les prix des locations dans l'indice global, il peut en outre être nécessaire d'accorder davantage d'attention à la mesure des variations de prix en cas de changement d'occupant du logement. Un tel changement donne souvent l'occasion au propriétaire de remeubler le logement et d'augmenter le loyer, mais il ne faut pas croire que l'ensemble de ces variations de prix corresponde à un changement de qualité. Par ailleurs, il se peut que les séries des loyers doivent subir des ajustements de la qualité pour tenir compte de l'amortissement en cours des bâtiments. Cette question est examinée au chapitre 23, paragraphes 23.69 à 23.78.

Concept de paiement

10.20 Les produits élémentaires couverts dans un indice fondé sur le concept de paiement sont définis par référence aux dépenses effectivement faites par les ménages pour avoir accès à des biens ou des services de consommation. La série de dépenses propres aux propriétaires-occupants pendant la période de référence des pondérations comprend :

- les versements initiaux ou dépôts effectués pour des logements récemment achetés;
- les frais légaux et les commissions d'agence immobilière payables en cas de transfert de propriété;
- les remboursements de principal sur les crédits hypothécaires;
- les paiements d'intérêts hypothécaires;
- les travaux de rénovation ou d'agrandissement des logements;
- l'assurance habitation;
- les réparations ou l'entretien des logements;
- les contributions foncières.

10.21 S'il est concevable d'inclure tous ces produits élémentaires dans l'indice, il est en général convenu qu'un certain nombre d'entre eux au moins ne représente que des opérations en capital qui doivent être exclues de l'IPC. Par exemple, alors que les versements initiaux et les remboursements de principal sur les crédits hypothécaires amènent les ménages à ponctionner leurs avoirs liquides, ils aboutissent aussi à créer un actif réel (une partie au moins d'un logement) ou à réduire leur passif (l'encours de la créance hypothécaire). De même, le règlement comptant des dépenses au titre de travaux de rénovation ou d'agrandissement génère une diminution des avoirs liquides, que compense une augmentation de la valeur du logement. En d'autres termes, ces opérations, qui n'entraînent aucune variation nette des bilans des ménages, devraient être exclues.

10.22 Les autres produits élémentaires peuvent être considérés comme des dépenses courantes qui n'entraînent aucun ajustement compensateur dans les bilans des ménages. Il est donc jugé approprié d'inclure ces produits dans un IPC fondé sur le concept de paiement. Dans un tel indice, il est clair que le total des paiements est égal aux ressources des ménages comprenant les revenus après impôts (salaires, transferts, revenus fonciers, indemnités d'assurance, etc.) et l'épargne nette (à titre d'élément de contrepartie). Pour cette raison, un IPC fondé sur un tel indice est en général considéré comme le meilleur instrument pour évaluer les variations dans le temps des revenus monétaires nets.

10.23 Il est facile d'estimer les dépenses brutes au titre de ces produits pendant la période de référence des pondérations au moyen d'une enquête sur le budget des ménages, les dépenses pour ces produits pouvant en général être déclarées par les ménages. Nous examinons ultérieurement dans le présent chapitre la construction d'indices de prix pour les commissions des agences immobilières et les assurances, mais non d'indices pour les travaux de réparation et d'entretien et pour les contributions foncières, car ils ne sont pas censés poser de problèmes particuliers. Le reste de la présente section est consacré à la construction de mesures de prix pour les charges d'intérêts hypothécaires.

10.24 La construction d'indices de prix pour les charges d'intérêts hypothécaires est en général difficile. Cette complexité, qui varie d'un pays à l'autre, dépend du fonctionnement des marchés financiers intérieurs et de l'existence ou non de dispositions de l'impôt sur le revenu applicables aux paiements d'intérêts hypothécaires. Nous décrivons donc ci-après un objectif général et exposons à titre d'exemple une méthodologie pour produire l'indice requis dans les cas les plus simples. Cette méthodologie sera modifiée en fonction des difficultés supplémentaires qui pourront être rencontrées dans certains pays.

10.25 Il est possible de résumer brièvement le concept général comme suit. Si la méthode du panier-type est utilisée, l'objectif de l'indice est de mesurer les variations des intérêts qui seraient payables sur une série d'hypo-

thèques équivalentes à celles observées lors de la période de référence des pondérations. L'âge des différentes hypothèques de ce stock de référence variera considérablement selon qu'elles sont retenues pour la période de référence ou ont été choisies plusieurs années auparavant. En établissant un indice de base fixe, la répartition des hypothèques selon leur âge doit rester constante.

10.26 Le montant des intérêts payables au titre d'une hypothèque est fixé en appliquant un certain taux d'intérêt, exprimé en pourcentage, à la valeur monétaire de l'emprunt. Il est donc possible, en principe, de mesurer les variations des charges d'intérêts hypothécaires en appliquant au montant approprié de l'emprunt un taux d'intérêt moyen calculé à partir des informations recueillies périodiquement sur des taux d'intérêt hypothécaires représentatifs. Dans le cas du moins des hypothèques à taux variable classiques, les intérêts exigibles au titre du stock revalorisé d'hypothèques de la période de référence peuvent être calculés simplement sur la base des taux d'intérêt hypothécaires en vigueur.

10.27 Le principal problème est donc de déterminer le montant approprié de l'emprunt pour chaque période de comparaison. Puisque la valeur réelle de tout montant monétaire varie en fonction du pouvoir d'achat de la monnaie, il n'est pas judicieux d'utiliser la valeur monétaire effective de la période de référence dans les calculs portant sur les périodes ultérieures. La première mesure qui s'impose plutôt est d'actualiser la valeur monétaire pour chaque période de comparaison de façon à ce qu'elle demeure constante en termes réels (c'est-à-dire à ce que les quantités à la base du montant de la période de référence restent constantes).

10.28 Pour y parvenir, il est nécessaire d'avoir une vision au moins théorique des quantités correspondant au montant de la créance pendant la période de référence. L'encours de l'emprunt hypothécaire d'un ménage pendant la période de référence dépend du prix d'achat initial du logement et du ratio crédit/garantie, ainsi que du taux de remboursement du principal depuis la date d'achat. Une valeur équivalente de la créance peut être calculée pour les périodes de comparaison subséquentes en maintenant à un niveau constant l'âge de la créance, sa valeur initiale (en tant qu'une certaine proportion fixe de la valeur totale du logement lorsque l'hypothèque a été initialement conclue) et le taux de remboursement du principal (en tant qu'une certaine proportion de la créance initiale) et en appliquant ces facteurs aux prix de l'immobilier pendant les périodes correspondant à l'âge de la créance.

10.29 Prenons, à titre d'exemple, une période de référence où un ménage a acheté un logement cinq ans plus tôt pour 100.000 dollars, dont 50 % ont été financés par un crédit hypothécaire. Si, entre la date de l'achat et la période de référence, ce ménage a remboursé 20 % de son emprunt, alors l'encours de la créance sur laquelle des charges d'intérêts sont calculées pour la période de référence serait de 40.000 dollars. Passons maintenant à quelque période de comparaison subséquentes et supposons que les prix de l'immobilier ont doublé entre la

période de l'achat et la cinquième année précédant la période de comparaison. L'équivalent de l'encours de la créance pour la période de comparaison serait calculé en enlevant 50 % du prix du logement revalorisé (200.000 dollars), ce qui donne 100.000 dollars, puis en réduisant ce montant du montant de principal remboursé (20 %), ce qui donne 80.000 dollars.

10.30 En vertu de ces hypothèses, il est à l'évidence possible d'estimer directement la valeur de l'encours de la créance pour la période de comparaison à partir de celle de son encours pour la période de référence uniquement sur la base des variations des prix de l'immobilier pendant les cinq années antérieures à la période de référence et les cinq années antérieures à la période de comparaison. En d'autres termes, bien que le maintien à leur niveau initial des ratios crédit/avoirs propres et des taux de remboursement du principal aide à comprendre le concept de paiement, il n'est pas absolument nécessaire d'estimer ces variables pour calculer la créance correspondant à la période de comparaison. Il faut connaître la valeur de l'encours de la créance pour la période de référence et l'âge de cette créance et disposer d'une mesure pertinente des variations des prix du logement.

10.31 Supposons maintenant que toutes les hypothèques soient à taux variable et que les taux d'intérêt nominaux moyens passent de 5 à 7,5 % entre la période de référence et celle de comparaison. Les paiements d'intérêts pour les deux périodes peuvent être établis à 2.000 dollars et 6.000 dollars, respectivement, de sorte que l'indice des paiements d'intérêts hypothécaires pour la période de comparaison est de 300,0. Il est naturellement possible de trouver un résultat identique directement à partir des séries d'indice du crédit et des taux d'intérêt nominaux. L'indice des charges d'intérêts hypothécaires est obtenu en divisant par 100 le produit de l'indice du crédit par celui des taux d'intérêt nominaux. Dans le présent exemple, l'indice du crédit est égal à 200,0 et celui du taux d'intérêt nominal à 150,0. L'indice des taux d'intérêt hypothécaires est donc égal à $(200,0 \times 150,0)/100$, soit 300,0. Cet exemple sert également à illustrer un point très important : les pourcentages (taux d'intérêt, taxes, etc.) ne sont pas des prix et ne peuvent être utilisés à ce titre. Ils doivent être appliqués à une valeur monétaire afin de déterminer un prix monétaire.

10.32 Si l'exemple à un seul ménage donné ci-dessus est utile pour expliquer les concepts de base, il est nécessaire de mettre au point une méthodologie qui permette de calculer un indice des charges d'intérêts hypothécaires pour l'ensemble de la population de référence. Les choses se compliquent lorsqu'on passe à plusieurs ménages, surtout parce que l'âge de la créance varie selon les ménages. Ce calcul n'est pas trivial, car il est important de revaloriser la créance de la période de référence afin de la maintenir à un âge constant. S'il est concevable que des informations sur l'âge de la créance hypothécaire puissent être recueillies dans les enquêtes sur le budget des ménages, la charge supplémentaire qui serait alors imposée aux répondants et le nombre en

général faible des ménages déclarant avoir un crédit hypothécaire rendraient souvent peu fiables les estimations en provenance de cette source. Une autre solution consiste à contacter un échantillon de sociétés hypothécaires (banques, mutuelles d'épargne et de construction, etc.) en vue d'obtenir le profil d'âge de leur portefeuille hypothécaire. Cette catégorie de données est normalement disponible et en général fiable.

10.33 Le tableau 10.1 montre comment un indice global des prix des créances hypothécaires peut être construit. Pour illustrer la méthodologie utilisée, les hypothèses ci-après ont été établies à des fins de simplification :

- l'indice est trimestriel et non mensuel;
- la créance hypothécaire la plus ancienne a entre trois et quatre ans (en pratique, les créances qui dépassent huit ans sont normalement insignifiantes);
- chaque cohorte annuelle est répartie également sur l'année;
- un indice trimestriel des prix du logement (logements neufs et anciens, terrains inclus) est disponible.

10.34 La colonne (1) du tableau 10.1a) contient des indices des prix du logement remontant à quatre ans avant la période de référence pour la série des créances hypo-

thécaires (premier trimestre de l'année 0). La colonne (2) contient une moyenne mobile sur quatre trimestres de la première série — ce qui est nécessaire pour refléter les prix «annuels» correspondant aux cohortes de créances, qui ne sont disponibles que pour les groupes d'âge annuels dans notre exemple (si des cohortes trimestrielles étaient disponibles, il ne serait pas nécessaire de calculer la série sur les moyennes mobiles).

10.35 Les colonnes (1) à (4) du tableau 10.1b) contiennent les indices des créances hypothécaires calculés pour chaque cohorte re-référencée à A0 T1 = 100. Ces séries sont des transformations simples des séries de la colonne (2) du tableau 10.1a), chacune étant assortie d'un point de départ différent. Par exemple, la série des créances pour la cohorte contractée il y a trois à quatre ans a comme point de départ l'indice qui commence à A-4 T4 (soit 113,9) à la colonne (2). De même la série des emprunts âgés de deux à trois ans débute à A-3 T4 (soit 118,7), et ainsi de suite. La colonne (5) du tableau 10.1b) contient l'indice global des créances hypothécaires qui est obtenu en pondérant ensemble les indices des quatre cohortes d'âge. Les pondérations sont calculées à partir de données des institutions financières sur l'encours des créances par âge, revalorisées aux prix de la période A0 T1.

Tableau 10.1 Exemple de calcul d'une série de créances hypothécaires
a) *Indice des prix du logement*

Année	Trimestre	Indice initial	Moyenne mobile
		des prix du logement (1)	sur quatre trimestres de (1) (2)
A-4	T1	111,9	
	T2	112,8	
	T3	114,7	
	T4	116,2	113,9
A-3	T1	117,6	115,3
	T2	118,5	116,8
	T3	119,0	117,8
	T4	119,8	118,7
A-2	T1	120,1	119,4
	T2	120,3	119,8
	T3	120,5	120,2
	T4	122,0	120,7
A-1	T1	122,3	121,3
	T2	123,8	122,2
	T3	124,5	123,2
	T4	125,2	124,0
A0	T1	125,9	124,9
	T2	126,1	125,4
	T3	127,3	126,1
	T4	129,2	127,1

b) *Indice des créances hypothécaires*

Année	Trimestre	Âge de la créance				Moyenne pondérée (5)
		3-4 ans P = 10 % (1)	2-3 ans P = 20 % (2)	1-2 ans P = 30 % (3)	0-1 an P = 40 % (4)	
A0	T1	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
	T2	101,2	100,6	100,7	100,7	100,7
	T3	102,5	100,9	101,6	101,1	101,4
	T4	103,4	101,3	102,2	101,7	101,9

Tableau 10.2 Exemple de calcul d'une série de charges d'intérêts hypothécaires

Année	Trimestre	Indice des créances hypothécaires (1)	Indice des taux d'intérêt nominaux (2)	Indice des intérêts hypothécaires (1) x (2)/100 (3)
A0	T1	100,0	100,0	100,0
	T2	100,7	98,5	99,2
	T3	101,4	100,8	102,2
	T4	101,9	101,5	103,4

10.36 Une série d'indice des taux d'intérêt hypothécaires nominaux est obtenue en calculant les taux d'intérêt trimestriels moyens des hypothèques à taux variable consenties par un échantillon d'institutions de crédit (à partir de la période A0 T1) et en les présentant sous forme d'indices. La série des taux d'intérêt nominaux et celle des créances hypothécaires peuvent alors être fusionnées afin de calculer celle des intérêts hypothécaires, comme le montre le tableau 10.2.

10.37 La construction d'indices équivalents pour les hypothèques à taux fixe est plus complexe dans la mesure où un indice des charges d'intérêts doit être calculé pour chaque cohorte d'âge des emprunts afin de tenir compte de ce que les intérêts payables aujourd'hui sur un emprunt souscrit il y a quatre ans sont fonction du taux d'intérêt en vigueur il y a quatre ans. Cela nécessite d'établir un indice des taux d'intérêt fixes nominaux portant sur la même période que la série des prix du logement. Dans la mesure où les taux d'intérêt appliqués aux emprunts à taux fixe dépendent également de leur durée, le calcul de la série des taux d'intérêt fixes nominaux est aussi plus complexe. La complexité supplémentaire de ces indices peut rendre la construction d'un indice des charges d'intérêts hypothécaires peu pratique pour les pays où les hypothèques à taux d'intérêt fixe occupent une place prédominante.

10.38 La construction de l'indice des paiements d'intérêts hypothécaires repose sur l'hypothèse que le crédit hypothécaire sert à financer l'achat du logement (d'où la revalorisation de la créance en fonction des variations des prix du logement). Cependant, il est de plus en plus courant, surtout dans les pays développés, que les ménages utilisent la valeur résiduelle de leur logement. En d'autres termes, ils peuvent contracter d'autres crédits hypothécaires, c'est-à-dire utiliser une fraction du capital déjà remboursé pour financer des activités comme l'acquisition d'un bien de consommation durable important tel qu'une voiture ou un bateau, des vacances, voire l'achat d'actions ou d'obligations. Si ces autres emplois des fonds obtenus grâce à de tels crédits sont importants, il pourrait être judicieux de considérer qu'une partie au moins des charges d'intérêts hypothécaires représente le coût d'un service financier général et non des coûts d'habitation. S'agissant de cette fraction de la créance censée être utilisée à d'autres fins, il serait

plus approprié d'utiliser pour revaloriser l'endettement un indice général de l'inflation.

Concept d'acquisition

10.39 Les produits élémentaires couverts dans un indice fondé sur le concept d'acquisition sont définis comme étant les biens et les services de consommation acquis par les ménages. Les pays qui établissent leur IPC sur cette base ont en général conclu que celui-ci doit surtout servir à donner une mesure de la hausse des prix pour l'ensemble du secteur des ménages. Compte tenu de ce que la hausse des prix est considérée comme un phénomène propre au fonctionnement des marchés, le champ de l'indice est aussi normalement limité aux biens et services de consommation acquis dans le cadre d'opérations monétaires. En d'autres termes, les biens et les services de consommation fournis gratuitement aux ménages par l'État ou les établissements à but non lucratif sont exclus.

10.40 Les dépenses des propriétaires-occupants qui pourraient être prises en compte dans un indice fondé sur les acquisitions sont :

- les achats nets de logements (achats moins ventes par la population de référence);
- la construction directe de logements;
- les travaux de rénovation ou d'agrandissement;
- les frais légaux et les commissions des agences immobilières à acquitter en cas de transfert de propriété;
- les travaux de réparation et d'entretien;
- les assurances;
- les contributions foncières.

10.41 Nous examinons ultérieurement dans le présent chapitre la construction d'indices des prix pour les commissions des agences immobilières et les assurances, mais non d'indices pour les travaux de réparation et d'entretien et pour les contributions foncières, car ils ne sont pas censés poser de problèmes particuliers. Nous abordons donc dans le reste de cette section les questions soulevées par l'établissement d'indicateurs pour les achats, la construction et les travaux de rénovation ou d'agrandissement des logements. Un avantage du concept d'acquisition est que, conformément à la façon dont la plupart des autres biens et services sont traités dans l'IPC, l'indice du logement occupé par son propriétaire reflète le prix intégral payé pour le logement. En outre, les méthodes de financement de l'achat du logement n'ont aucun impact sur cet indice.

10.42 Étant construits pour mesurer les variations de prix pour l'ensemble des ménages (la population cible ou de référence), les IPC ne devraient pas tenir compte des opérations entre ces ménages. Si l'indice couvre tous les ménages privés, les pondérations ne devraient refléter que les additions nettes au stock de logements du secteur des ménages occupés par leur pro-

priétaire. En pratique, ces additions comprendront essentiellement les logements achetés à des entreprises (logements neufs, appartenant à des sociétés ou à usage locatif), ceux vendus ou cédés par le secteur public et les logements à usage locatif achetés à des ménages de la population de référence aux fins d'être occupés par leur propriétaire. Si l'IPC est construit pour quelque sous-groupe de la population (les salariés, par exemple), les pondérations devraient également comprendre les achats aux autres catégories de ménages.

10.43 Les économistes classent les logements parmi les actifs immobilisés et excluent donc les achats de logements de la consommation des ménages. Si les logements achetés pour un usage locatif sont incontestablement des actifs immobilisés, cela est moins sûr dans le cas des logements occupés par leur propriétaire. Bien qu'ils admettent la possibilité de réaliser une plus-value, les ménages citent en général comme premier motif de l'achat d'un logement (qu'ils considèrent invariablement comme un actif) l'accès à un service (logement et sécurité du statut d'occupation). De leur point de vue, les coûts supportés par les propriétaires-occupants pour leur logement principal sont des dépenses à la fois d'investissement et de consommation et, si ces coûts sont exclus d'un IPC fondé sur le concept d'acquisition, la population en général risque de perdre confiance dans cet IPC. Il est possible de soutenir qu'il s'agit surtout de dépenses de consommation dans le cas des pays où le secteur locatif est assez peu développé et où les possibilités de substitution entre la location et l'occupation à titre de propriétaire sont limitées.

10.44 Le problème pour le statisticien est de séparer les deux catégories de dépenses de façon à ne tenir compte dans l'IPC que de celles de consommation. Bien qu'aucune solution particulière n'ait été retenue, il serait possible de classer le coût du terrain et des bâtiments, respectivement, parmi les dépenses d'investissement et celles de consommation, étant donné que, si les bâtiments peuvent se dégrader et donc être «consommés», la qualité du terrain reste constante (sauf dans des cas très exceptionnels). Comme le terrain (ou son emplacement) compte pour la majeure partie de la variation des prix observables de logements par ailleurs identiques vendus à la même date, l'exclusion de sa valeur pourrait également être considérée comme une tentative d'exclure de l'IPC la hausse des prix des actifs. (Les mesures de la hausse des prix des actifs ont, bien entendu, leur propre utilité.)

10.45 Le calcul de la pondération des dépenses d'acquisition nette (terrain exclu) et de construction, de rénovation ou d'agrandissement de logements pour la période de référence pose quelques problèmes. Les estimations des dépenses nettes relatives aux logements déjà construits, déduction faite de la valeur du terrain, qui peuvent être tirées des enquêtes sur le budget des ménages sont sans doute peu fiables, à la différence de celles concernant les sommes que les ménages consacrent aux travaux de rénovation, d'agrandissement ou de construction de logements.

10.46 Une autre solution consiste à combiner les données provenant de recensements de la population et d'enquêtes sur le logement et la construction. Les recensements permettent normalement de recueillir des informations sur le statut d'occupation des logements, et l'augmentation annuelle moyenne du nombre de ménages propriétaires-occupants qui en ressort est un bon moyen de calculer par approximation les additions nettes au stock de logements. La plupart des pays mènent aussi des enquêtes sur la construction qui fournissent des données sur la valeur totale des logements construits. Ces données peuvent servir à estimer la valeur moyenne des nouveaux logements, laquelle peut être appliquée aux volumes estimés à partir du recensement de la population. Il va de soi que la pertinence de cette approche doit être évaluée par pays, ce qui peut être complexe si l'IPC ne se rapporte qu'à quelque sous-groupe de la population totale.

10.47 L'indice des prix doit mesurer dans le temps les variations des prix des bâtiments à usage d'habitation déjà construits, des nouveaux logements et des travaux de rénovation ou d'agrandissement. Comme le prix adéquat des bâtiments existants est leur coût de remplacement, il est donc approprié d'établir un indice mesurant les variations des prix des nouveaux bâtiments à usage d'habitation. Étant donné que les prix tant des nouveaux bâtiments que des travaux de rénovation ou d'agrandissement sont en principe fonction des coûts de la main-d'œuvre et des matériaux de construction et des bénéfices des producteurs, il suffit peut-être de construire un échantillon unique des prix de tous ces éléments. La nécessité d'établir un échantillon de prix distinct pour les travaux de rénovation ou d'agrandissement dépendra de leur importance relative et de la question de savoir (lorsque, par exemple, ils concernent essentiellement des cuisines ou des salles de bains) si les éléments matériaux et main-d'œuvre sont sensiblement différents dans le cas d'un logement complet. Quoiqu'il en soit, il y a lieu d'ajuster les indices des prix pour éliminer les variations de prix qui reflètent des changements dans les caractéristiques des logements récemment construits.

10.48 Le type de logement construit dans chaque pays modifiera sensiblement la complexité et le coût dont s'accompagne l'établissement des mesures de prix adéquates. Si chaque nouveau logement est pour l'essentiel unique (c'est-à-dire conçu pour répondre à diverses exigences, notamment celles du site de construction), il faudra adopter un «modèle d'établissement de prix». Il sera alors nécessaire de sélectionner un échantillon d'entreprises du bâtiment, d'identifier des échantillons de logements récemment construits et de relever les prix relatifs à la construction de logements identiques au cours de périodes ultérieures (exception faite des coûts de préparation de la surface constructible qui peuvent varier d'un terrain à l'autre). Cette approche sera vraisemblablement coûteuse pour les répondants. En outre, il faudra veiller à ce que les prix communiqués reflètent vraiment les conditions du marché. En d'autres termes, ils doivent traduire le montant réaliste que les constructeurs pourraient envi-

sager de demander compte tenu du marché plutôt que celui qu'ils auraient aimé demander eu égard à quelque situation antérieure.

10.49 Dans un certain nombre de pays, pour une part importante, les logements récemment construits sont identiques à ce que l'on appelle des maisons témoins, en d'autres termes des maisons que les entreprises du bâtiment construisent sur une base régulière à partir d'une série de plans types conservés à cet effet. Cette pratique est réaliste surtout dans les pays où une proportion importante des logements est construite dans de nouveaux lotissements (c'est-à-dire sur des terrains récemment viabilisés ou requalifiés spécifiquement à des fins d'habitation). Lorsque beaucoup de ces maisons sont construites, il est alors possible de choisir un échantillon de ces maisons pour en suivre le prix, étant donné qu'on est sûr que les prix communiqués sont les prix de transaction effectifs (établis là encore déduction faite des coûts de terrassement). Même si en majorité les nouveaux logements ne sont pas identiques à des maisons témoins, elles peuvent être un indicateur représentatif des variations globales de prix.

10.50 Pour suivre les prix des maisons témoins, il est nécessaire de veiller à ce que les plans retenus restent représentatifs et de détecter les changements de qualité provenant des modifications apportées à ces plans ou aux éléments de base. Chaque fois que les plans sont modifiés, le changement de qualité globale doit être estimé. Lorsque la modification est chiffrable, comme une légère augmentation de la surface du logement, il est possible de présumer que le changement de qualité est proportionnel. D'autres modifications, comme l'isolation ou la construction sans frais d'une entrée, devront être valorisées (de préférence en termes de valeur courante pour le consommateur) à partir éventuellement d'informations sur ce que les consommateurs auraient à payer s'ils devaient se procurer séparément les produits élémentaires (méthode des coûts optionnels). Une autre solution est de demander aux constructeurs une remise en espèces au lieu des éléments supplémentaires. Lorsqu'une modification de la loi nécessite d'adapter les plans, le consommateur n'a pas le choix, aussi est-il acceptable de classer la variation intégrale du prix comme un mouvement de prix pur et simple (même s'il est possible de discerner quelques changements de qualité).

Vêtement

10.51 Le vêtement est un bien semi-durable et le concept choisi pour établir l'IPC (acquisition, utilisation ou paiement) n'a aucun effet sur la façon dont il est traité. Les caractéristiques particulières du marché du vêtement sont toutefois une source de problèmes pour le statisticien. Le consommateur achète des vêtements toute l'année, bien que certains d'entre eux ne soient disponibles qu'en une saison donnée et, à la différence des fruits et légumes saisonniers, il est possible que des produits élémentaires spécifiques en vente pendant une saison (l'été, par exemple) ne le soient plus l'année suivante.

Outre cette disponibilité selon les saisons, il se peut aussi que les caractéristiques matérielles de certains vêtements changent du fait de la mode.

10.52 La présente section donne une description générale du marché du vêtement dans la plupart des pays et examine les problèmes les plus graves auxquels fait face le statisticien, ainsi que certaines solutions pour les surmonter ou tout au moins les réduire au minimum.

Le marché du vêtement

10.53 La plupart des pays enregistrent au moins certaines variations atmosphériques tout au long de l'année. Le nombre de «saisons» distinctes va de deux («humide» et «sèche» ou été et hiver) à quatre dans la plupart des régions (hiver, printemps, été et automne). En général, les vêtements sont classés en deux catégories selon qu'ils sont disponibles pour une saison seulement ou toute l'année.

10.54 La mode a aussi un impact sur les vêtements (saisonniers ou non). Les pantalons peuvent être droits ou à pattes d'éléphant, les vestes droites ou croisées, les chemises à col boutonné ou non ou à manches courtes ou longues, et ainsi de suite.

10.55 Au sein même des catégories de vêtements que la mode en général ou les saisons n'influencent pas outre mesure, ceux dont le prix peut être suivi d'une période à l'autre peuvent varier considérablement. Les détaillants changent de fournisseurs en vue de trouver le meilleur prix ou de donner l'impression qu'ils renouvellent constamment leurs articles afin de séduire les consommateurs. De nombreux producteurs changent aussi souvent de lignes de produits pour continuer d'attirer les acheteurs. Il est également courant que le même producteur utilise, pour des raisons de marketing, des marques différentes ou renouvelées sans cesse. Les pays isolés qui comptent essentiellement sur les importations de vêtements font en outre face à des ruptures d'approvisionnement par suite des défaillances des expéditeurs, voire des caprices des importateurs.

10.56 À cause de la durée de vie fréquemment courte de certains produits élémentaires ou de catégories entières de produits saisonniers, les détaillants doivent accorder une attention particulière à la gestion des stocks pour ne pas se retrouver avec des quantités importantes d'articles invendables. Ils règlent le plus souvent ce problème en faisant progressivement des soldes ou des rabais pendant la durée de vie estimée des produits.

10.57 La segmentation et le renouvellement du marché du vêtement amènent invariablement les statisticiens à trouver un compromis entre l'indice idéal et le coût de la collecte des données (sur les prix et les caractéristiques éventuellement nécessaires pour procéder aux ajustements de la qualité).

Méthode d'établissement d'indices pour les vêtements non saisonniers

10.58 Même lorsque la saisonnalité n'est pas un problème, la construction d'un indice des prix du vêtement

n'est pas simple. La gamme de produits élémentaires disponibles peut varier sensiblement selon les points de vente, de sorte qu'une détermination et une caractéristique détaillée au niveau central des produits élémentaires dont le prix doit être suivi n'ont aucune utilité. La marque et le style de certains vêtements peuvent aussi varier sensiblement dans le temps dans les points de vente individuels, ce qui nécessite d'appliquer rigoureusement les procédures de remplacement des produits élémentaires et d'ajustement de la qualité.

10.59 Bien qu'il soit pour ainsi dire impensable de prévoir les mêmes procédures pour tous les pays, il est possible de mettre au point une série de recommandations pour éviter les écueils les plus importants. À ce sujet, le principal objectif est de porter au maximum le nombre de relevés de prix utilisables (pour un coût donné) par mois et de réduire au minimum l'impact des mesures des variations de prix qui sont touchées par les changements de qualité.

10.60 Il est parfois possible d'identifier des caractéristiques «nationales» à suivre à chaque point de vente (par exemple, jeans de la marque X, modèle Y). L'utilisation de telles caractéristiques peut aider à réduire au minimum les opérations d'ajustement de la qualité et les mouvements des prix de ces produits élémentaires peuvent servir de référence utile pour évaluer ceux des autres produits élémentaires. Pour identifier ces produits de manière fiable, il faut entretenir des relations suivies avec les acheteurs des grandes chaînes ou les producteurs ou importateurs nationaux importants. Ces sources doivent être contactées régulièrement afin d'identifier la gamme des produits élémentaires, leur disponibilité dans le pays et tous les changements prévus (notamment de style et de qualité, ainsi que les additions ou les soustractions à cette plage). Ces informations peuvent être utilisées en amont pour mettre à jour les caractéristiques ou les descriptions des produits à suivre sur le terrain, de façon à réduire au minimum l'incidence de toute tentative par les enquêteurs de suivre des produits qui ne sont plus disponibles. Elles peuvent aussi aider à chiffrer tout changement de qualité.

10.61 Pour les produits élémentaires dont la disponibilité par marque varie, il est parfois possible d'identifier un certain nombre de marques dont la qualité est jugée équivalente (par exemple, différentes marques de T-shirts). La liste des marques équivalentes pourrait être remise aux enquêteurs qui auraient pour consigne de relever le prix de la moins chère de celles qui sont disponibles à chaque point de vente, sans avoir à vérifier si cette marque était suivie lors de la précédente visite. L'argument à la base de cette pratique est que, si les marques sont vraiment équivalentes, le consommateur avisé achètera la moins chère et qu'ainsi, l'IPC traduira plus fidèlement le comportement des ménages. À l'évidence, le succès de cette technique dépend essentiellement de la façon dont est évaluée l'«égalité» entre les marques; bien qu'il s'agisse surtout d'une question d'appréciation, une analyse de l'évolution antérieure des

prix peut faciliter cette évaluation. Il se pourrait en général que l'égalité entre les marques soit indiquée par une dispersion des prix à long terme moins forte et une tendance à la permutation des prix entre elles dans le temps ou entre les points de vente.

10.62 Dans d'autres cas, il pourrait être indiqué de limiter les produits de l'échantillon à une sous-catégorie de marques sans considérer que toutes les marques sont équivalentes. Un certain nombre de marques de jeans pourraient, par exemple, dominer le marché, alors que les marques individuelles disponibles ne seraient pas toutes les mêmes dans les points de vente. Une liste des marques acceptables pourrait alors être remise aux enquêteurs qui auraient pour consigne de suivre celles qui sont les plus représentatives dans chaque point de vente. Ils auraient aussi pour consigne, une fois la sélection initiale faite, de noter la marque et le modèle spécifiques suivis dans chaque point de vente et devraient continuer de suivre cette caractéristique lors des visites ultérieures jusqu'à ce qu'elle cesse d'être en stock (ou qu'à l'évidence, elle ne soit plus représentative des ventes de ce point particulier).

10.63 Le marché du vêtement est devenu si diversifié qu'il n'est pas toujours possible de spécifier au niveau central le produit élémentaire à suivre, voire la ou les marques. Il faut alors conférer aux enquêteurs davantage de latitude pour choisir ces produits. Il est important de leur donner des recommandations pour éviter toute sélection erronée. À tout le moins, ils devraient avoir pour consigne de sélectionner la marque et le modèle qui, selon le détaillant, sont les plus représentatifs et devraient normalement être en stock pendant un certain temps (il n'est guère utile de sélectionner un produit qui, même s'il est très prisé, a été acheté par le détaillant à un seul exemplaire et ne pourra sans doute être suivi ultérieurement).

10.64 Des recommandations plus poussées pourraient contenir une liste de caractéristiques dont le produit élémentaire sélectionné devrait se rapprocher le plus possible. Il conviendrait de classer ces caractéristiques en commençant par la plus importante et les caractéristiques que le produit élémentaire choisi possède ou ne possède plus devraient être parfaitement connues (soit à partir de la description enregistrée par l'enquêteur, soit en remplissant un formulaire type distinct). Outre la marque (ou les marques acceptables) le cas échéant, la liste des caractéristiques pourrait aussi préciser :

- la nature du tissu (par exemple, coton, laine, lin);
- le poids du tissu (par exemple, lourd, moyen, léger);
- l'existence d'une doublure;
- le nombre de boutons;
- le type de couture (par exemple, simple, double).

10.65 Il est admis que les articles de haute couture posent des difficultés particulières sur le plan de l'ajustement de la qualité. Ces produits élémentaires risquent

assurément de fausser l'IPC à la fin de leur durée de vie lorsque leur prix peut être fortement réduit et que leurs ventes sont faibles. Par exemple, le statisticien doit être conscient du danger que les produits quittent l'indice à un prix très réduit et soient remplacés par des produits vendus à plein tarif (qui, dans le cas d'un vêtement très à la mode, peut être particulièrement élevé). De façon plus générale, toute décision d'inclure des produits très à la mode devrait certainement tenir compte de la population de référence visée dans l'indice, lorsque, par exemple, il exclut les ménages qui se trouvent dans la partie supérieure de la fourchette des revenus.

Remplacement des produits élémentaires et changement de qualité

10.66 Même pour les vêtements disponibles toute l'année, il existe toujours un besoin important de les remplacer, sinon de tenir compte de l'évolution de leurs caractéristiques. Il est donc important de veiller à ce que des procédures soient établies pour réduire au minimum les biais résultant des changements de qualité des produits suivis.

10.67 Le concept à utiliser pour évaluer les changements de qualité des vêtements s'appuie sur la valeur perçue par le consommateur. En d'autres termes, on peut dire que deux vêtements ne sont pas de même qualité si le consommateur les valorise différemment. La difficulté à laquelle se heurte le statisticien est que les différences de qualité ne sont observables qu'à partir des changements dans les caractéristiques physiques des vêtements (marque incluse), qui n'influent pas tous sur la valeur pour le consommateur. Comment alors les distinguer?

10.68 Pour faciliter l'opération, il est important de mettre au point des recommandations qui aideront à choisir les produits élémentaires de remplacement, l'objectif général étant de réduire au minimum les différences de qualité entre les anciens et les nouveaux produits. Il ressort d'études que la marque joue un rôle important dans le prix et la qualité de la plupart des produits (surtout ceux qui sont très axés sur la mode), aussi, dans un premier temps, doit-on s'employer à choisir un produit de remplacement de la même marque (tout en soulignant le risque que les marques deviennent moins représentatives à mesure qu'elles passent de mode). Comme cela n'est pas toujours possible, il est utile de demander l'aide d'experts pour classer les marques par groupes de qualité conformément aux critères suivants :

- marques exclusives, en général internationales, vendues essentiellement dans des boutiques chic;
- marques de qualité supérieure, bien connues au niveau national (mais qui peuvent aussi être internationales);
- marques de qualité moyenne;
- marques autres ou peu connues.

10.69 S'il n'est pas possible de choisir un produit de remplacement de la même marque, on peut alors prendre

une marque appartenant au même groupe. La similitude des prix ne devrait jamais être un objectif important dans le choix d'un produit de remplacement.

10.70 Une fois le produit de remplacement choisi, une description détaillée doit en être donnée. Les différences physiques entre les deux produits doivent être décrites de façon aussi précise que possible afin de permettre à l'enquêteur de déterminer si le produit de remplacement est comparable (c'est-à-dire de qualité égale). En règle générale, il convient de considérer comme des changements de qualité le remplacement d'une piqûre double par une simple ou d'un tissu lourd par un léger, la réduction du nombre des boutons ou de la longueur des pans des chemises, l'élimination de la doublure, et ainsi de suite, mais non les changements de caractéristiques physiques attribuables uniquement à des phénomènes de mode (pantalon à pattes d'éléphant au lieu du pantalon droit, par exemple).

10.71 Lorsqu'il est établi qu'un produit n'est pas comparable, des mesures doivent être prises pour supprimer l'impact du changement de qualité dans l'indice. Un certain nombre d'approches peuvent être utilisées pour évaluer les différences de qualité :

- Il est possible de demander à des experts de fixer la valeur monétaire des différences.
- Les services statistiques peuvent faire donner à certains enquêteurs une formation supplémentaire leur permettant d'estimer eux-mêmes la valeur de ces changements.
- Des méthodes hédoniques peuvent être employées si les ressources le permettent. Il est possible de trouver une description des techniques hédoniques utilisables pour les vêtements dans Liegey (1992) et Norberg (1999).

10.72 Chacune de ces solutions nécessite de pouvoir chiffrer les caractéristiques qui déterminent les changements de qualité (comme la qualité du matériau et les normes de fabrication). Faute de telles informations, il faudrait peut-être utiliser des méthodes implicites d'ajustement de la qualité. Dans ce cas, il serait important que le prix de la caractéristique sortante revienne à un niveau normal avant qu'elle ne soit retirée du calcul de l'indice.

Méthodes à utiliser pour inclure les vêtements saisonniers dans l'indice des prix à la consommation

10.73 Les pratiques adoptées par les organismes statistiques pour traiter les vêtements saisonniers dans l'IPC varient considérablement, allant de l'exclusion complète à diverses méthodes d'imputation des prix de produits non disponibles à certains moments de l'année, voire à des systèmes de pondération qui changent tout au long de l'année. À certains égards, le traitement des vêtements saisonniers soulève les mêmes questions que celui des vêtements à la mode, notamment en ce qui concerne la brièveté des cycles de vie et la vraisemblance d'offres de rabais pendant ces cycles.

10.74 La présente section expose certaines variantes pratiques à la technique classique du panier annuel pour établir un IPC mensuel (mais les systèmes de pondérations explicitement mobiles ne sont pas étudiés, ni l'utilisation de variations d'une année sur l'autre comme proposé au chapitre 22). En outre, les exemples sont limités à l'approche connue sous le nom du panier multiple à cause des difficultés soulevées par les ajustements de la qualité entre les saisons dans l'approche communément appelée du panier unique. (La première considère les vêtements d'hiver ou d'été comme des articles complètement différents et la seconde comme des variétés différentes du même article.)

10.75 Le statisticien peut bel et bien choisir d'exclure les vêtements saisonniers de l'IPC. Si elle peut faciliter l'établissement de l'indice, une telle exclusion rend à l'évidence le panier moins représentatif. Cette solution, qui pourrait être considérée comme celle de dernier recours, risque de soulever des difficultés de présentation du point de vue des utilisateurs extérieurs, notamment lorsque les dépenses relatives consacrées aux vêtements saisonniers sont élevées. La prise en compte de produits élémentaires saisonniers rend le panier plus représentatif des habitudes de consommation, mais complique le processus d'établissement de l'indice. Le statisticien doit alors concilier les impératifs de représentativité et ceux de complexité (coûts). Si les produits saisonniers sont exclus, le poids de leurs dépenses devrait être réparti entre des contreparties non saisonnières.

10.76 Six méthodes qui permettent d'établir des indices globaux des prix du vêtement incluant des produits saisonniers sont exposées ci-après. Une série de prix synthétiques est utilisée (voir tableau 10.3) afin de les illustrer. Pour des raisons de simplicité, nous supposons qu'il n'y a que trois catégories de vêtements : ceux qui sont disponibles toute l'année (non saisonniers) et deux autres catégories saisonnières (en l'occurrence, vêtements d'été et vêtements d'hiver). Les deux saisons sont censées ne pas se chevaucher et

les prix des variétés saisonnières sont appelés à être progressivement réduits au cours de chaque saison. Les prix des produits non saisonniers enregistrent une hausse régulière. Au sein de chaque catégorie, les prix sont censés porter sur des produits présentant des caractéristiques physiques identiques (ou bien avoir été ajustés pour supprimer les effets des changements de caractéristiques physiques).

10.77 Les indices des prix ont été établis avec une période de référence de vingt-quatre mois commençant au mois 1 de l'année 0 (les prix sont donnés pour l'année A-1 de façon à imputer les prix des produits d'hiver pour la période de référence). Pour les pondérations, nous supposons que chaque catégorie saisonnière représente 25 % des dépenses et les produits non saisonniers 50 %. Pour faciliter les calculs, l'imputation est faite à partir de la moyenne arithmétique simple des mouvements de prix des séries disponibles (y compris ceux allant de prix imputés à des prix réels), encore qu'en pratique, des moyennes pondérées devraient être utilisées. Les tableaux 10.4 à 10.6 présentent les indices calculés et les variations mensuelles en pourcentage pour les vêtements d'été, ceux d'hiver et l'ensemble des vêtements, respectivement, à l'aide des diverses méthodologies exposées ci-après.

10.78 *Exclusion des produits élémentaires saisonniers.* Cette solution, la plus simple sur le plan de la construction des indices, souffre d'un manque de représentativité qui peut inquiéter certains utilisateurs. Dans le présent exemple, seuls 50 % des dépenses seraient directement représentées dans l'indice. À l'évidence, ce manque de représentativité risque de préoccuper d'autant plus les utilisateurs que les dépenses relatives consacrées aux produits saisonniers sont élevées. Les résultats de cet indice sont indiqués à la colonne (1) du tableau 10.6 et peuvent servir de repère pour évaluer ceux obtenus avec les solutions ci-après.

10.79 *Imputation uniquement à partir de produits élémentaires disponibles toute l'année.* Cette solution

Tableau 10.3 Données de prix synthétiques visant à illustrer les méthodes d'établissement des indices des prix du vêtement

Mois	Année A-1			Année A0			Année A+1		
	Non saisonniers	Saisonniers (été)	Saisonniers (hiver)	Non saisonniers	Saisonniers (été)	Saisonniers (hiver)	Non saisonniers	Saisonniers (été)	Saisonniers (hiver)
1	100	100		113	110		127	125	
2	101	80		114	90		128	100	
3	102	60		115	70		130	80	
4	103			116			131		
5	104			117			132		
6	105			118			133		
7	106		100	120		110	135	125	
8	107		80	121		90	136		100
9	108		60	122		70	137		80
10	109			123			139		
11	110			124			140		
12	112			126			142		

correspond à l'une des techniques d'imputation ciblées. En l'occurrence, les prix hors saison des produits d'été et d'hiver sont imputés à partir uniquement du mouvement des prix des produits disponibles toute l'année. Les résultats pour les vêtements d'été et d'hiver sont indiqués à la colonne (1) des tableaux 10.4

et 10.5, respectivement, alors que l'indice relatif à l'ensemble des vêtements est publié à la colonne (2) du tableau 10.6.

10.80 Imputation à partir de tous les produits élémentaires disponibles. Tous les prix manquants sont imputés sur la base des mouvements de tous les prix

Tableau 10.4 Divers indices des prix des vêtements d'été

Mois	Imputation uniquement à partir de produits disponibles toute l'année	Imputation à partir de tous les produits disponibles	Report des derniers prix observés	Imputation après retour au prix normal	Imputation après inclusion unique-ment de la première observation saisonnière
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Indices</i>					
1	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
2	81,8	81,8	81,8	81,8	100,9
3	63,6	63,6	63,6	63,6	101,8
4	64,2	64,2	63,6	100,0	102,7
5	64,7	64,7	63,6	100,9	103,5
6	65,3	65,3	63,6	101,7	104,4
7	66,4	77,0	63,6	102,9	105,4
8	67,0	70,3	63,6	94,0	106,3
9	67,5	62,8	63,6	83,9	107,1
10	68,1	63,3	63,6	108,3	108,0
11	68,6	63,8	63,6	109,2	108,9
12	69,7	64,9	63,6	110,9	110,7
13	113,6	113,6	113,6	113,6	113,6
14	90,9	90,9	90,9	90,9	114,5
15	72,7	72,7	72,7	72,7	116,3
16	73,3	73,3	72,7	113,6	117,2
17	73,8	73,8	72,7	114,5	118,1
18	74,4	74,4	72,7	115,4	119,0
19	75,5	93,3	72,7	117,4	120,8
20	76,1	84,3	72,7	106,1	121,7
21	76,6	76,2	72,7	95,8	122,6
22	77,8	77,3	72,7	123,5	124,4
23	78,3	77,9	72,7	124,4	125,3
24	79,4	79,0	72,7	126,2	127,1
<i>Variations mensuelles en pourcentage</i>					
2	-18,2	-18,2	-18,2	-18,2	0,9
3	-22,2	-22,2	-22,2	-22,2	0,9
4	0,9	0,9	0,0	57,2	0,9
5	0,8	0,8	0,0	0,9	0,8
6	0,9	0,9	0,0	0,8	0,9
7	1,7	17,9	0,0	1,2	1,0
8	0,9	-8,7	0,0	-8,6	0,9
9	0,7	-10,7	0,0	-10,7	0,8
10	0,9	0,8	0,0	29,1	0,8
11	0,7	0,8	0,0	0,8	0,8
12	1,6	1,7	0,0	1,6	1,7
13	63,0	75,0	78,6	2,4	2,6
14	-20,0	-20,0	-20,0	-20,0	0,8
15	-20,0	-20,0	-20,0	-20,0	1,6
16	0,8	0,8	0,0	56,3	0,8
17	0,7	0,7	0,0	0,8	0,8
18	0,8	0,8	0,0	0,8	0,8
19	1,5	25,4	0,0	1,7	1,5
20	0,8	-9,6	0,0	-9,6	0,7
21	0,7	-9,6	0,0	-9,7	0,7
22	1,6	1,4	0,0	28,9	1,5
23	0,6	0,8	0,0	0,7	0,7
24	1,4	1,4	0,0	1,4	1,4

Tableau 10.5 Divers indices des prix des vêtements d'hiver

Mois	Imputation uniquement à partir de produits disponibles toute l'année	Imputation à partir de tous les produits disponibles	Report des derniers prix observés	Imputation après retour au prix normal	Imputation après inclusion unique-ment de la première observation saisonnière
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Indices</i>					
1	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
2	100,9	91,4	100,0	91,4	100,9
3	101,8	81,6	100,0	81,6	101,8
4	102,7	82,3	100,0	105,3	102,7
5	103,5	83,0	100,0	106,2	103,5
6	104,4	83,7	100,0	107,1	104,4
7	175,2	112,4	183,3	107,8	104,6
8	143,4	91,9	150,0	88,2	105,4
9	111,5	71,5	116,7	68,6	106,3
10	112,4	72,1	116,7	107,8	107,2
11	113,3	72,7	116,7	108,7	108,1
12	115,2	73,9	116,7	110,4	109,8
13	116,1	101,9	116,7	112,2	111,7
14	117,0	92,1	116,7	101,5	112,6
15	118,8	83,6	116,7	92,1	114,4
16	119,7	84,3	116,7	118,4	115,2
17	120,6	84,9	116,7	119,3	116,1
18	121,6	85,6	116,7	120,2	117,0
19	199,1	127,7	208,3	122,5	118,8
20	159,3	102,2	166,7	98,0	119,7
21	127,4	81,7	133,3	78,4	120,6
22	129,3	82,9	133,3	122,5	122,4
23	130,2	83,5	133,3	123,4	123,2
24	132,1	84,7	133,3	125,2	125,0
<i>Variations mensuelles en pourcentage</i>					
2	0,9	-8,6	0,0	-8,6	0,9
3	0,9	-10,7	0,0	-10,7	0,9
4	0,9	0,9	0,0	29,0	0,9
5	0,8	0,9	0,0	0,9	0,8
6	0,9	0,8	0,0	0,8	0,9
7	67,8	34,3	83,3	0,7	0,2
8	-18,2	-18,2	-18,2	-18,2	0,8
9	-22,2	-22,2	-22,2	-22,2	0,9
10	0,8	0,8	0,0	57,1	0,8
11	0,8	0,8	0,0	0,8	0,8
12	1,7	1,7	0,0	1,6	1,6
13	0,8	37,9	0,0	1,6	1,7
14	0,8	-9,6	0,0	-9,5	0,8
15	1,5	-9,2	0,0	-9,3	1,6
16	0,8	0,8	0,0	28,6	0,7
17	0,8	0,7	0,0	0,8	0,8
18	0,8	0,8	0,0	0,8	0,8
19	63,7	49,2	78,6	1,9	1,5
20	-20,0	-20,0	-20,0	-20,0	0,8
21	-20,0	-20,1	-20,0	-20,0	0,8
22	1,5	1,5	0,0	56,3	1,5
23	0,7	0,7	0,0	0,7	0,7
24	1,5	1,4	0,0	1,5	1,5

Tableau 10.6 Divers indices des prix du vêtement

Mois	Produits disponibles toute l'année uniquement (1)	Imputation uniquement à partir de produits disponibles toute l'année (2)	Imputation à partir de tous les produits disponibles (3)	Report des derniers prix observés (4)	Imputation après retour au prix normal (5)	Imputation après inclusion uniquement de la première observation saisonnière (6)
<i>Indices</i>						
1	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
2	100,9	96,1	93,8	95,9	93,8	100,9
3	101,8	92,3	87,2	91,8	87,2	101,8
4	102,7	93,1	88,0	92,2	102,7	102,7
5	103,5	93,8	88,7	92,7	103,5	103,5
6	104,4	94,6	89,5	93,1	104,4	104,4
7	106,2	113,5	100,5	114,8	105,8	105,6
8	107,1	106,2	94,1	106,9	99,1	106,5
9	108,0	98,8	87,6	99,1	92,1	107,4
10	108,8	99,5	88,3	99,5	108,4	108,2
11	109,7	100,3	89,0	99,9	109,3	109,1
12	111,5	102,0	90,5	100,8	111,1	110,9
13	112,4	113,6	110,1	113,8	112,7	112,5
14	113,3	108,6	102,4	108,5	104,8	113,4
15	115,0	105,4	96,6	104,9	98,7	115,2
16	115,9	106,2	97,4	105,3	116,0	116,1
17	116,8	107,0	98,1	105,8	116,9	117,0
18	117,7	107,9	98,9	106,2	117,8	117,9
19	119,5	128,4	115,0	130,0	119,7	119,7
20	120,4	119,1	106,8	120,0	111,2	120,6
21	121,2	111,6	100,1	112,1	104,2	121,4
22	123,0	113,3	101,6	113,0	123,0	123,2
23	123,9	114,1	102,3	113,5	123,9	124,1
24	125,7	115,7	103,8	114,3	125,7	125,9
<i>Variations annuelles en pourcentage</i>						
2	0,9	-3,9	-6,2	-4,1	-6,2	0,9
3	0,9	-4,0	-7,0	-4,3	-7,0	0,9
4	0,9	0,9	0,9	0,5	17,8	0,9
5	0,8	0,8	0,8	0,5	0,8	0,8
6	0,9	0,9	0,9	0,5	0,9	0,9
7	1,7	20,0	12,3	23,3	1,3	1,1
8	0,8	-6,4	-6,4	-6,9	-6,3	0,9
9	0,8	-7,0	-6,9	-7,4	-7,1	0,8
10	0,7	0,7	0,8	0,4	17,7	0,7
11	0,8	0,8	0,8	0,4	0,8	0,8
12	1,6	1,7	1,7	0,9	1,6	1,6
13	0,8	11,4	21,7	12,8	1,4	1,4
14	0,8	-4,4	-7,0	-4,6	-7,0	0,8
15	1,5	-2,9	-5,7	-3,4	-5,8	1,6
16	0,8	0,8	0,8	0,4	17,5	0,8
17	0,8	0,8	0,7	0,4	0,8	0,8
18	0,8	0,8	0,8	0,4	0,8	0,8
19	1,5	19,0	16,3	22,4	1,6	1,5
20	0,8	-7,2	-7,1	-7,7	-7,1	0,8
21	0,7	-6,3	-6,3	-6,6	-6,3	0,7
22	1,5	1,5	1,5	0,8	18,0	1,5
23	0,7	0,7	0,7	0,4	0,7	0,7
24	1,5	1,4	1,5	0,8	1,5	1,5

disponibles pour des produits connexes ou similaires. Cette technique est analogue en principe à celle qui serait utilisée dans le cas d'une observation de prix manquante. Les prix des produits élémentaires saisonniers sont relevés quand ils sont observables et lorsque les prix des produits hors saison sont imputés à partir de ceux de produits disponibles toute l'année et d'autres produits saisonniers disponibles. Les résultats sont indiqués à la colonne (2) des tableaux 10.4 et 10.5 et à la colonne (3) du tableau 10.6.

10.81 *Report des derniers prix observés.* Cette variante simplifiée des méthodes exposées ci-dessus consiste à reporter les derniers prix observés pour les produits élémentaires saisonniers pendant les mois pour lesquels ces prix ne sont pas disponibles. Cette technique devrait normalement être recommandée dans le cas général où les prix de produits non saisonniers ne sont pas disponibles, car il serait facile d'éliminer le biais systématique par défaut qu'elle risque d'entraîner en observant le prix de quelque produit analogue disponible. Cependant, le report

des prix peut être considéré comme une technique acceptable lorsque toute une classe de biens n'est pas disponible, et donc observable, et particulièrement, quand les mouvements de prix ne sont pas fortement corrélés avec ceux d'autres produits élémentaires. Les résultats sont indiqués à la colonne (3) des tableaux 10.4 et 10.5 et à la colonne (4) du tableau 10.6.

10.82 Dans le cas de cette approche, il est préférable de déterminer à l'avance les mois durant lesquels les prix des produits saisonniers seront relevés afin d'éviter que les prix éventuellement atypiques de produits saisonniers inopinément disponibles (en dehors des périodes habituelles) ne faussent l'indice. Les décisions de cette nature devraient être régulièrement révisées en fonction de l'évolution du marché.

10.83 *Imputation après retour au prix normal.* Avec cette technique, le statisticien doit estimer le prix «normal» du produit élémentaire pendant le premier mois où il n'est pas disponible (hors saison). Ce prix est ensuite imputé jusqu'à ce que le produit soit de nouveau disponible. À la différence de celles examinées jusqu'à présent, cette méthode est conçue pour éviter toute baisse artificielle de l'indice global une fois terminée la saison à cause des rabais accordés progressivement pendant la brève durée de vie du produit.

10.84 Cette technique soulève un certain nombre de problèmes. Il est difficile, en particulier durant les périodes de forte inflation, de savoir ce qu'est le prix normal. De façon plus générale, on peut soutenir qu'elle nuit à l'objectivité de l'indice. Dans les exemples donnés dans le présent document, le prix normal auquel le produit est ramené est celui observé au début de la saison. On peut constater qu'à la différence des trois précédentes, cette technique a pour effet de placer la hausse du prix à la fin de la saison de comparaison au lieu du début de la saison suivante; en d'autres termes, l'indice enregistre une forte variation de prix qui ne sont pas observables. Les résultats sont indiqués à la colonne (4) des tableaux 10.4 et 10.5 et à la colonne (5) du tableau 10.6.

10.85 *Imputation après inclusion uniquement de la première observation saisonnière.* Selon cette technique, les produits saisonniers ne sont suivis qu'une fois par saison, lorsqu'ils sont commercialisés pour la première fois. La première observation est alors imputée jusqu'à ce que le prix du produit soit de nouveau relevé au début de la saison suivante. Cette technique permet de procéder aux ajustements que nécessite la dégradation de la qualité des produits élémentaires saisonniers dont s'accompagne la baisse des prix généralement observée durant la saison. En outre, s'il est souhaitable que l'indice se comporte comme un indice annuel mobile (voir chapitre 22), elle offre une solution de rechange économique en prenant aussi en compte les changements de saison (par exemple, lorsque les produits élémentaires qui étaient de saison fin mars l'an dernier ne sont plus vendus jusqu'en avril de cette année).

10.86 Par contre, en actualisant intégralement des mouvements de prix observables pendant toute la durée de vie d'un produit saisonnier, on suppose implicitement que

tous ces mouvements traduisent des changements de qualité sans variation du prix sous-jacent. Il est peu probable que cela cadre pleinement avec l'évolution des prix telle que la perçoit l'utilisateur et, sauf lorsque les solutions de cette nature sont utilisées pour les produits à la mode, on peut soutenir qu'elles ne sont pas cohérentes. Les résultats sont indiqués à la colonne (5) des tableaux 10.4 et 10.5 et à la colonne (6) du tableau 10.6.

Brefs commentaires

10.87 Il convient tout d'abord de souligner que l'imputation des variations de prix des paniers de produits élémentaires saisonniers à partir des mouvements de prix d'autres produits d'habillement revient à allouer le poids des produits saisonniers à d'autres produits qui sont hors saison de façon à éviter la complexité des systèmes de pondérations explicitement mobiles. Dans ces conditions, la présentation des estimations de la contribution des produits élémentaires saisonniers et non saisonniers aux variations de l'IPC global nécessite de prendre certaines précautions. Pour déterminer la contribution d'un produit élémentaire à la variation totale de l'IPC, on multiplie normalement le poids du produit élémentaire (après actualisation par les prix) pour la période antérieure par sa variation en pourcentage. Seuls les produits saisonniers dont les prix sont effectivement mesurés pendant la période de comparaison contribueront à la variation de l'indice global. De même, si, lorsque ces produits sont hors saison, les produits non saisonniers sont les seuls à contribuer à la variation de l'indice global, alors la mesure normale de cette contribution sera sous-évaluée. Il s'agit essentiellement d'une question de présentation, bien que certains statisticiens préfèrent présenter les évaluations des contributions uniquement au niveau des paniers saisonniers et non saisonniers.

10.88 Il est probable que les points de vue sur la façon adéquate de traiter les produits saisonniers dans un IPC varient selon les pays, voire les utilisateurs. Il est aussi probable que les réponses à la question de savoir s'il faut ou non envisager une diminution de la qualité des produits élémentaires saisonniers à mesure qu'avance la saison et, dans l'affirmative, si une approche analogue devrait (ou pourrait) être utilisée pour les articles de mode sont très diverses. La série de données de l'exemple a été établie de façon à ce que chaque catégorie enregistre une croissance pour ainsi dire constante des prix d'une année sur l'autre. Les utilisateurs essentiellement intéressés par les mesures qui saisissent le mieux les pressions persistantes ou sous-jacentes des prix dans l'économie adopteront sans doute les approches qui ne font pas ressortir les variations significatives de prix uniquement attribuables à la façon dont l'organisme statistique traite les produits saisonniers, préférant peut-être exclure totalement les produits saisonniers ou ne retenir que la première observation saisonnière et imputer les prix des autres mois.

10.89 Il est manifeste que les offices nationaux de la statistique doivent soigneusement concilier les exigences

des utilisateurs, les questions théoriques, les coûts et les conséquences des diverses approches avant de déterminer la méthodologie à adopter.

Services de télécommunications

10.90 Depuis quelques années, le secteur des télécommunications connaît une mutation rapide à l'échelle mondiale. Les innovations technologiques ont entraîné une prolifération de nouveaux services, et la dérégulation une forte hausse du nombre des prestataires dans beaucoup de pays. Sous l'effet de ces facteurs, les prestataires ont adopté une palette de stratégies pour différencier leurs services afin d'attirer les consommateurs et de les conserver.

10.91 Les caractéristiques particulièrement importantes pour le statisticien sont :

- la diminution du nombre de barèmes de prix linéaires et l'adoption de différentes structures de prix par les prestataires;
- la tendance croissante à offrir des contrats qui regroupent différemment les services de manière à attirer diverses catégories de consommateurs;
- la transformation rapide des contrats offerts aux clients comme moyen efficace de les encourager à prendre un assortiment de plus en plus complet de services.

10.92 De plus en plus, les sociétés de télécommunications imposent au consommateur des contrats de service de long terme. Cela pose en outre des problèmes pour l'établissement des indices. Il existe en général deux grandes catégories de contrats. La première ne prévoit aucune échéance fixe et permet aux prestataires de service de modifier sans préavis les structures de prix. La seconde, qui a de plus en plus la faveur du public, consiste en un contrat à terme (en général un à deux ans) conclu à un prix fixe. Ces contrats sont différenciés en prévoyant différents prix pour différents services. Par exemple, un contrat simple peut être différencié en ce sens que le coût de la location mensuelle de la ligne est plus élevé, mais celui des appels locaux plus faible, de sorte qu'il est attrayant pour les clients qui font beaucoup d'appels locaux. De nouveaux contrats conçus pour maximiser la demande globale des consommateurs voient sans cesse le jour.

10.93 Les organismes statistiques n'observeront aucune variation des prix s'ils utilisent des méthodes d'échantillonnage traditionnelles, choisissant les barèmes de prix en fonction d'une certaine série de contrats ayant la même période de référence et les suivant jusqu'à ce qu'ils expirent (ou si les plans remplaçant ceux qui expirent offrent les mêmes conditions). Par contre, la réalité du marché est que, dans de nombreux pays, les valeurs unitaires des services de télécommunications diminuent considérablement.

10.94 Les organismes statistiques s'efforcent tous de mettre au point les méthodologies leur permettant de faire face à la complexité du secteur. En particulier, il est évi-

dent que, même si les meilleures méthodes actuellement disponibles sont utilisées, il est difficile de tenir compte des substitutions de prestataires et de prendre en considération correctement les changements dans la qualité des services fournis.

10.95 Le secteur des télécommunications étant en perpétuelle mutation, les pratiques statistiques doivent être constamment révisées. Il est recommandé aux organismes statistiques qui envisagent de construire pour la première fois des indices pour les télécommunications ou de revoir les pratiques en vigueur, de prendre connaissance des études les plus récentes dans ce domaine. Néanmoins, nous donnons dans la présente section une description générale de quatre méthodes actuellement utilisées par les organismes statistiques nationaux pour mesurer l'évolution des prix des services de télécommunications. Ces méthodes sont, par ordre croissant des coûts, fondées sur les éléments suivants :

- produits élémentaires représentatifs — produits appariés;
- produits élémentaires représentatifs — valeurs unitaires;
- profils des consommateurs;
- échantillon de factures.

10.96 Nous exposons brièvement chaque méthode et en mentionnons les inconvénients potentiels. Nous ne recommandons fermement aucune d'elles, car le choix dépend essentiellement de la situation du marché dans chaque pays, du degré de perfectionnement du système utilisé pour établir les indices et de l'accès à des données exactes et à jour sur les services de télécommunications. Compte tenu de ces facteurs, il peut être judicieux d'employer des méthodes différentes pour des services différents, voire pour les divers services de prestataires spécifiques.

Produits élémentaires représentatifs et produits appariés

10.97 Cette méthode ressemble aux techniques conventionnelles adoptées ailleurs dans l'IPC. Le total des dépenses consacrées aux services de télécommunications, par les ménages du groupe de référence, pendant la période de référence des pondérations est extrait de sources comme les enquêtes sur le budget des ménages. Un échantillon des prestataires est établi par approximation afin d'obtenir des informations sur les recettes par catégorie de services (location de lignes, appels locaux ou internationaux, ventes ou locations de combinés, frais de connexion, messagerie vocale, frais d'Internet, etc.) dont certains sont choisis comme *produits élémentaires représentatifs* assortis de poids calculés à partir des données sur les recettes.

10.98 Pour chaque produit élémentaire représentatif, un échantillon suffisant de caractéristiques détaillées (par exemple, appel du lieu A au lieu B, à un moment X et d'une durée de Y minutes) est établi pour représenter la gamme de services spécifiques achetés par les consom-

mateurs. Cet échantillon reste constant d'une période à l'autre et les mouvements au sein des indices des produits représentatifs sont calculés à partir de ceux des prix de cet *appariement* de caractéristiques. Cette technique est illustrée au tableau 10.7.

10.99 Il n'est pas nécessaire que la liste des produits élémentaires représentatifs (le premier niveau de la structure) couvre tous les services de télécommunications; toutefois, ceux qui sont choisis devraient être suffisamment représentatifs du comportement global des prix, compte tenu en particulier des tarifs publiés. Aux fins du calcul des pondérations, les dépenses au titre des services non suivis devraient être réparties entre les autres services de la même classe générale. Par exemple, les dépenses afférentes aux lignes fixes non retenues devaient être réparties entre les services choisis.

10.100 À la différence des fournisseurs de biens, les prestataires de services peuvent adapter presque à l'infini leur offre et les prix qu'ils demandent en fonction, par exemple, du moment où le service est fourni. Deux appels téléphoniques de cinq minutes peuvent être considérés comme des produits différents s'ils sont faits à 8 heures et à 20 heures et les prestataires peuvent ne pas demander le même prix pour ces appels. Les produits élémentaires représentatifs doivent donc être décrits avec suffisamment de précisions pour saisir toutes les caractéristiques qui servent à en fixer le prix.

10.101 En outre, étant donné la facilité avec laquelle les prestataires peuvent ajuster les différents paramètres de leur barème de prix (comme les heures de pointe et la durée d'un appel avant que le tarif ne change), il est nécessaire d'utiliser un nombre suffisant de caractéristiques variées pour saisir ces paramètres de façon fiable. On ne peut simplement décrire un appel comme étant fait ou non pendant la période de pointe ou entre la zone 1 et la zone 2. Des exemples des caractéristiques qui peuvent être utilisées pour deux produits représentatifs — appels internationaux

Tableau 10.7 Structure d'indice donnée à titre d'exemple pour les services de télécommunications (méthode des produits élémentaires représentatifs)

<i>Lignes fixes</i>	
	Frais de connexion
	Location de lignes
	Appels locaux
	Appels nationaux
	Appels internationaux
<i>Téléphones mobiles</i>	
	Frais de connexion
	Achat ou location de combinés
	Appels nationaux
	Appels internationaux
<i>Téléphones publics</i>	
	Appels locaux
<i>Internet</i>	
	Frais de connexion
	Redevances d'utilisation

(ligne fixe) et redevances d'utilisation (Internet) — sont donnés au tableau 10.8.

10.102 En outre, l'origine des appels téléphoniques et de l'accès Internet est par hypothèse identifiée. Toutes les heures indiquées sont nationales. Il convient aussi de souligner que, par sa nature, l'accès Internet empêche en général de baser les prix sur ce type d'accès de sorte que sa chronologie ne peut être définie aussi étroitement que pour les appels téléphoniques internationaux; les caractéristiques portent alors toutes sur l'utilisation mensuelle totale.

10.103 L'aspect le plus coûteux de cette technique est donc d'obtenir les données nécessaires pour déterminer les produits élémentaires représentatifs et identifier les caractéristiques qui conviennent, car il faut recueillir des informations détaillées auprès des prestataires de services. Une fois cette opération effectuée, la plupart des données sur les prix pourraient être obtenues facilement à partir de barèmes publics, ce qui réduirait au minimum les inconvénients pour les répondants entre les mises à jour des caractéristiques de l'échantillon.

10.104 Du fait du dynamisme du secteur des télécommunications et de l'utilisation répandue des modifications de prix afin de modifier le comportement des consommateurs, les caractéristiques de l'échantillon seront sans doute mises à jour assez souvent. Lorsqu'une caractéristique disparaît (par exemple, un contrat particulier n'est plus offert), aucun effort ne doit être ménagé pour trouver

Tableau 10.8 Exemples de caractéristiques des services de télécommunications

Produit représentatif	Exemples de caractéristiques
Appels internationaux (ligne fixe)	Plan A : appel d'une durée de 10 minutes à Athènes à 8 h un vendredi Plan B : appel d'une durée de 5 minutes à Londres à 21 h un samedi Plan A : appel d'une durée de 20 minutes à New York à 11 h un mercredi Plan B : appel d'une durée de 15 minutes à Paris à 19 h un dimanche Plan A : appel d'une durée de 30 minutes à Durban à 20 h un lundi
Redevances d'utilisation (Internet)	Plan A : accès par ligne commutée pendant 10 heures entre 16 h et 19 h le week-end, téléchargement total 20Mb Plan B : accès par ligne commutée pendant 20 heures entre 18 h et minuit pendant la semaine, téléchargement total 50Mb Plan C : connexion permanente à bande large, téléchargement total 100Mb

une caractéristique comparable. Quand les caractéristiques sont remplacées, il est possible de soutenir que les divers contrats sont fondamentalement des produits différents puisqu'ils comportent des conditions de vente différentes. Il est aussi normal de se demander si les écarts de prix entre les contrats se justifient ou non par des différences de qualité, compte tenu en particulier de l'augmentation constante des volumes observée et de la réduction des valeurs unitaires. La difficulté est de chiffrer les différences de qualité. Bien qu'elles offrent dans une certaine mesure la possibilité de résoudre ce dilemme, les techniques hédoniques sont coûteuses à mettre en œuvre.

Produits élémentaires représentatifs et valeurs unitaires

10.105 La technique de la valeur unitaire est analogue à la précédente, sauf que les caractéristiques ne sont pas suivies. Le prix de chaque produit élémentaire représentatif est calculé à partir de données sur les recettes et les quantités recueillies auprès du prestataire de services. Par exemple, le prix des appels nationaux peut être obtenu en divisant les recettes totales au titre de ces appels par leur nombre de minutes. De même, dans le cas des frais mensuels de location des lignes, le prix peut être établi en divisant les recettes totales par le nombre total d'abonnés.

10.106 Pour l'indice de la valeur unitaire et contrairement à l'indice des produits appariés, les différences de durée et d'heure d'appel entre les contrats sont prises en compte. (En d'autres termes, la différence de qualité est censée être nulle.) Cette méthode de la valeur unitaire permet de tenir compte des variations de prix lorsque les produits élémentaires font l'objet de multiples rabais ou promotions (par exemple, deux dollars pour un appel illimité la semaine suivante). Bien que cette technique évite de faire certains choix en matière d'échantillonnage des clients, le calcul repose sur la comptabilité des sociétés et il est vraisemblablement moins à jour qu'avec une méthode fondée sur des prix publiés. En outre, il convient de veiller soigneusement à ce que des variations de composition peu souhaitables n'aient aucun impact sur cette mesure (voir le chapitre 9 où les indices de valeur unitaire sont approfondis). Un indice de valeur unitaire ne devrait être construit que pour des produits vraiment homogènes, ce qui nécessiterait de définir les produits représentatifs à un niveau relativement poussé de désagrégation. Par exemple, il y aurait peut-être lieu de subdiviser les appels internationaux par destination afin d'éviter les variations des valeurs unitaires provenant uniquement de changements dans le nombre d'appels effectués vers les différentes destinations.

10.107 Bien que cette technique semble s'attaquer du moins à certaines carences connues de celle des produits appariés, il est probable qu'elle comportera un biais négatif à moyen ou à long terme et que, sauf si elle est utilisée avec prudence, elle fera ressortir une instabilité entre les périodes due à des changements de composition, ne serait-

ce qu'à cause de variations saisonnières du comportement des consommateurs. Il faut aussi prendre en considération un certain nombre d'aspects qui concernent les répondants et la qualité des données. Cette technique impose aux prestataires de services de communiquer davantage d'informations, alors qu'ils considèrent souvent les données sur les recettes et les quantités comme très sensibles sur le plan commercial. Pour des raisons d'efficacité, il faut aussi qu'ils ne transmettent que des données concernant les ménages (en d'autres termes, ils doivent pouvoir les distinguer de celles qui se rapportent aux entreprises) et les informations sur les recettes doivent répondre aux exigences de l'indice. Par exemple, il se peut que des prestataires voient certains rabais comme des dépenses de marketing, et non comme une baisse de recettes comme l'exigerait l'indice de valeur unitaire.

Profils des consommateurs

10.108 Pour des considérations de marketing, les sociétés de télécommunications classent souvent leurs clients en fonction du volume des services qu'ils utilisent. En général, le nombre de catégories, bien qu'il puisse varier, est de trois : les gros clients, les clients moyens et les petits clients. Les prestataires de services analysent le comportement des clients par catégorie lorsqu'ils mettent au point de nouveaux contrats spécifiquement ciblés sur chaque groupe. Les autorités de contrôle nationales peuvent alors donner un profil de consommation détaillé sur une base confidentielle.

10.109 Les organismes statistiques peuvent suivre une démarche analogue pour la construction des indices des prix en établissant les profils qui reflètent la consommation moyenne de chaque catégorie de clients. Il est possible d'estimer les coûts de ces consommations moyennes pendant chaque période à partir des tarifs du contrat le plus couramment applicable à chaque catégorie de clients. Parmi les variations sur ce thème général, il convient de citer les estimations de coûts basées sur le contrat le plus avantageux pour le consommateur (en fonction de l'hypothèse simplificatrice que le consommateur adopte en parfaite connaissance de cause un comportement visant à réduire au minimum ses coûts). Cette solution a l'avantage de fournir une base claire pour choisir un produit de remplacement comparable si un forfait cesse d'être disponible. Il est également possible d'estimer les coûts pour chaque groupe de clients par rapport à plusieurs clients, lorsque les informations sur les ventes indiquent que cette solution est plus proche de la réalité. L'indice global est établi en pondérant ensemble les résultats de ces profils de consommation en fonction des informations sur l'importance relative de chaque catégorie de clients.

10.110 Pour construire l'indice global, on effectuera sans doute ces calculs à partir d'un échantillon représentatif de prestataires de services, en utilisant les informations disponibles sur leur part totale de marché à des fins d'échantillonnage ou de pondération. Cela permet d'exploiter pleinement toutes les permutations

possibles de profils et de sociétés. Il se peut toutefois que des informations sur la répartition des profils des consommateurs par prestataire ne soient pas disponibles ou, à tout le moins, soient très coûteuses à obtenir. Le tableau 10.9 donne un exemple d'un profil de services de téléphonie mobile, extrait de Beuerlein (2001), qui décrit la méthode actuellement utilisée dans l'IPC allemand.

10.111 Conformément à l'approche du panier-type, le nombre et la nature des appels des consommateurs restent constants entre les périodes de comparaison. Les prix peuvent naturellement être modifiés lorsqu'ils ne sont pas fixés par contrat ou lorsque les contrats sont remplacés. Le statisticien peut en outre tenir compte des tarifs qui ont changé suite à une modification des dosages des contrats au sein des catégories de clients. Cette technique suppose que les modifications des contrats représentent fondamentalement des variations de prix plutôt que des changements de qualité, mais elle élimine les effets approximatifs de structure de la technique de la valeur unitaire qui ne tient pas compte des profils des consommateurs.

10.112 Le succès de cette technique dépendant de la mesure dans laquelle les profils reflètent réellement le comportement des consommateurs, il conviendra de bien réfléchir à leur mise au point. L'établissement de ces profils exigera un niveau élevé de coopération de la part des prestataires de services et, étant donné que les variations en volume sont fréquentes, il faudra les mettre à jour à des intervalles réguliers acceptables, et peut-être plus souvent que les autres produits du panier de l'IPC. Des données sur l'utilisation des contrats par catégorie de consommateurs pour chaque période d'établissement de l'indice (mois ou trimestre) peuvent également être nécessaires si le statisticien décide de tenir compte de ces effets.

Tableau 10.9 Exemple de profil d'utilisateur de services de téléphonie mobile

Caractéristique	Unité	Peu d'appels	Assez peu d'appels	Nombre d'appels dans la moyenne
Durée totale des appels	Minutes	16	42	96
Durée de chaque appel				
Type A	Secondes	35	45	45
Type B	Secondes	65	95	115
Appels ¹	Nombre	20	36	72
Au sein du même réseau	Nombre	8	12	24
En dehors du réseau	Nombre	12	24	48

¹Les appels sont répartis sur la journée et la semaine de façon à ce qu'il soit possible de tenir compte des changements de tarifs entre les périodes creuses et de pointe et entre les jours de la semaine et les week-ends.

Source : Beuerlein (2001).

Échantillon de factures

10.113 Il est possible de voir dans cette méthode une application plus perfectionnée de celle des profils des clients. Au lieu de définir des profils représentatifs des activités mensuelles moyennes des clients, un volume fixe de services pour un échantillon effectif de clients est suivi chaque mois. Un échantillon devrait être choisi pour chaque catégorie de clients (gros, moyens et petits) et l'idéal serait que les factures couvrent l'activité de toute une année.

10.114 Les avantages de cette technique par rapport à celle des profils des clients sont les suivants :

- elle permet de tenir compte des changements de comportement des clients pendant l'année (par exemple, augmentation des appels internationaux à l'occasion d'événements religieux ou culturels marquants);
- elle traduit mieux la diversité des comportements des consommateurs en identifiant les activités effectives (par exemple, les appels effectivement effectués par un échantillon de consommateurs);
- elle répercute sur chaque facture les frais annuels;
- elle permet de déceler et de prendre en compte d'autres variations des prix découlant de l'ensemble des relations entre les clients et le prestataire de services (par exemple, octroi d'un rabais général lorsque les dépenses mensuelles dépassent un certain seuil ou d'un rabais cumulatif lorsque les clients achètent un ensemble de services à un seul prestataire, comme une ligne fixe plus Internet).

10.115 Le calcul de l'indice nécessite là aussi d'avoir des informations mensuelles sur l'importance relative des divers contrats par catégorie de clients (qui peuvent alors être répartis au hasard sur l'échantillon de factures). Les prix de l'échantillon étant réajustés pour chaque période, l'indice qui en résulte mesure le coût de la consommation d'une année complète aux prix en vigueur pour chaque période de l'indice par rapport au même coût aux prix de référence. Cela suppose que, pour les ménages qui changent de contrat, la différence de qualité entre les deux plans est nulle. Le nombre de factures étant en général plus élevé (que le nombre de profils disponibles), les variations de prix peuvent être prises en compte plus progressivement, car la proportion de factures suivies pour chaque contrat peut mieux refléter l'évolution de la répartition de la population.

10.116 Comme dans le cas de la technique des profils, il est important de mettre à jour régulièrement l'échantillon de factures pour refléter les changements de comportement des consommateurs et les abonnements à de nouveaux services (appels en instance, messagerie vocale ou messagerie texte, par exemple). Avec un échantillonnage adéquat, cette technique permettra sans doute de mieux mesurer la variation globale des prix pour l'ensemble des services de télécommunications, mais elle n'est peut-être

pas celle qui convient le mieux pour calculer des indices distincts pour les composantes de ces services (selon que des rabais généraux ou de base sont offerts). Elle nécessite en outre beaucoup de données, ainsi que de calculs pour chaque période et, en conséquence, un système de traitement des données perfectionné.

Services financiers

10.117 La construction d'un indice des prix des services financiers fiable et complet au sein des IPC n'en est qu'à ses débuts. Étant donné le recours croissant des ménages aux services financiers, des pressions s'exercent toutefois sur les organismes statistiques nationaux pour qu'ils tiennent compte du moins de certains services financiers dans les IPC et, plus particulièrement, pour qu'ils y incluent les frais et commissions auxquels font face les ménages au titre des comptes de dépôt et de prêts ouverts dans des institutions financières.

10.118 La construction d'indices des prix des services financiers est en soi difficile faute de consensus sur les services à inclure dans les IPC et sur la façon précise de les mesurer. Dans la présente section, nous présentons ce qui peut être considéré comme le point de vue de la majorité à partir de bases pour ainsi dire réalistes, en nous appuyant essentiellement sur les travaux de Fixler and Zieshang (2001), Frost (2001) et Woolford (2001).

10.119 Il est possible de citer comme exemples courants de services financiers acquis par les ménages, les conseils financiers, l'achat de devises, les services afférents aux institutions de dépôt et de prêt, ceux fournis par les gestionnaires de fonds, les cabinets d'assurance vie ou les fonds de retraite et ceux de courtage ou d'agences immobilières. La palette de produits élémentaires explicitement considérés comme des services financiers à inclure dans un IPC, ainsi que la façon de les mesurer, dépendra de l'objectif principal de l'IPC et, donc, de l'emploi du concept d'acquisition, d'utilisation ou de paiement.

10.120 Lorsque le concept de *paiement* est utilisé, les intérêts hypothécaires bruts payables sont souvent pris en compte à titre de coût du logement occupé par son propriétaire (voir paragraphes 10.4 à 10.50). Pour des raisons de pure cohérence, il faudrait peut-être aussi inclure dans l'IPC les charges de crédit à la consommation (mesurées de la même façon que celles d'intérêts hypothécaires), ainsi que les dépenses brutes correspondant aux commissions et frais directs acquittés pour d'autres services financiers. En pratique (voir la section sur les coûts de logement), les IPC nationaux ne traitent pas toujours sur le plan conceptuel ces coûts comme les autres charges d'intérêts, à cause en partie des différents objectifs de l'indice d'ensemble et de la façon dont le public en général perçoit l'importance de ce produit élémentaire dans son budget. Nous n'approfondissons pas davantage les conditions qu'exige spécifiquement l'utilisation du concept de paiement, car ses principes sont exposés ailleurs (par exemple, avec le logement occupé par son propriétaire) ou assez simples.

10.121 Les services financiers sont mesurés de façon identique que le concept employé soit celui d'*acquisition* ou d'*utilisation* si l'on suppose que les ménages les achètent au secteur privé (en d'autres termes qu'ils ne sont pas en général financés par l'État ou fournis par des institutions à but non lucratif d'aide aux ménages). Toutefois, certains partisans du concept d'acquisition ont une opinion plus restrictive de sa couverture et la limitent aux seuls services financiers acquis pour faciliter directement la consommation courante des ménages.

10.122 Les défenseurs d'une couverture plus restrictive soutiennent que le recours à certains services financiers est inextricablement lié à des activités d'investissement — ce qui donne à penser que ces activités ne devraient pas être prises en compte dans le champ des IPC, dont l'objet est de mesurer les variations des prix à la consommation. Ils invoquent souvent au départ les pratiques de comptabilité nationale. Par exemple, le *SCN 1993* assimile les dépenses liées aux transferts de biens immobiliers (commissions des agents immobiliers, frais légaux et taxes et prélèvements publics) à de la formation brute de capital fixe. Il est important de souligner toutefois que rien n'oblige à suivre pour l'IPC les pratiques de comptabilité nationale. Les pays doivent plutôt définir la couverture de l'IPC qui répond le mieux aux exigences nationales de l'indice des prix lui-même.

10.123 Il serait possible d'adopter pour la couverture des services financiers dans l'IPC la définition large suivante : *l'ensemble des services, y compris les conseils, achetés par les ménages dans le cadre de l'acquisition, la détention ou la disposition à des fins non commerciales d'actifs financiers ou réels*. Cette définition sert deux objectifs. Premièrement, elle établit une distinction entre les services facilitant le transfert et la détention d'actifs et les actifs eux-mêmes. Deuxièmement, le fait que l'actif sous-jacent soit un actif réel ou un actif financier n'a aucune importance.

10.124 Les problèmes que soulèvent l'attribution d'une valeur aux services financiers acquis par les ménages et la construction des indices de prix parallèles varient fortement selon les services. Trois exemples précis reflétant des études effectuées actuellement en Australie sont donnés pour les illustrer : l'achat de devises, le courtage et les mécanismes de crédit et de dépôt. Les services d'agence immobilière sont examinés séparément (voir paragraphes 10.149 à 10.155), étant donné qu'ils peuvent être classés parmi les dépenses de logement ou les services financiers.

Achat de devises

10.125 Pour les pondérations, il est en principe assez facile d'estimer les dépenses consacrées par les ménages à l'achat de devises pendant la période de référence, car elles devraient être signalées dans les enquêtes sur le budget des ménages.

10.126 La construction de l'indice des prix parallèle est plus complexe. Le service dont le prix est

requis vise à faciliter l'achat de devises (acquisition d'un actif). Ce prix correspond en général à un certain pourcentage de la valeur de la transaction en monnaie nationale. Il se peut que cette marge en pourcentage ne varie guère, les prestataires du service comptant sur une hausse dans le temps de la valeur nominale des transactions pour accroître leurs recettes. Le prix requis pour construire l'indice est la valeur monétaire de la marge (soit le montant obtenu en appliquant le pourcentage à la valeur de la transaction). Pour mesurer les variations de prix, le statisticien doit se faire une idée de la quantité à la base de la transaction initiale.

10.127 Il est possible d'estimer que les devises facilitent l'achat d'une certaine quantité de biens ou de services étrangers (par exemple, dépenses au titre d'un voyage à l'étranger ou importation directe d'une marchandise). Le prix du service pendant les périodes de comparaison serait les frais de conversion pour acheter en devises la quantité fixe de biens ou de services étrangers de la période de référence.

10.128 Cela nécessite en pratique d'indexer le montant initial en devises en utilisant les variations des prix étrangers, puis de le convertir en monnaie nationale au taux de change en vigueur, la marge en pourcentage en vigueur étant appliquée à ce nouveau montant pour obtenir le prix en cours. Ce prix serait comparé au prix de référence pour établir l'indicateur des variations de prix. Il est probablement impossible de construire l'indice idéal pour l'indexation du montant de devises (il serait spécifiquement ciblé sur les biens ou services étrangers achetés par les ménages résidents). En pratique, l'IPC global publié pour les pays étrangers pourrait être utilisé.

10.129 Si la marge (taux de pourcentage) n'est pas la même pour toutes les transactions (par exemple, les taux varient en fonction de leur montant), l'indicateur des prix devrait être construit sur la base d'un échantillon représentatif des transactions de la période de référence. La marge en valeur de chaque transaction en monnaie nationale de la période de comparaison serait déterminée en appliquant à la valeur courante en monnaie nationale de chaque transaction la marge en pourcentage fixée pour cette période. Ainsi, toute variation de prix résultant de la valeur d'une transaction sous-jacente qui passerait d'une tranche de prix à une autre serait saisie.

Services de courtage

10.130 Envisageons le cas de l'achat d'un paquet d'actions d'une société cotée en bourse. Dans la plupart des pays, cette opération doit se faire par l'intermédiaire d'un courtier agréé. Le montant total payé par l'acheteur porte en général sur trois éléments : le prix des actions (l'actif), la commission de courtage et une certaine forme de taxe de transaction.

10.131 Il convient de considérer la taxe comme faisant partie du coût d'acquisition des actions et non du

prix du titre. Aux fins de l'IPC, elle devrait être incluse dans les frais de courtage. Cela correspond à son objet et cadre avec la base de valorisation des actions la plus communément admise. (En outre, il est commode en l'occurrence d'adopter ce principe, car il permet d'assurer un traitement comparable, peut-être moins contesté, avec les taxes sur les services bancaires.) La prise en considération des barèmes fiscaux en vigueur ne pose pas de difficulté en ce sens qu'ils sont largement disponibles dans tous les pays.

10.132 Partant du principe que les commissions de courtage suivront plutôt une fonction en escalier qu'une fonction linéaire, un indicateur des prix serait construit selon la méthode suivante. Un échantillon représentatif des transactions (valeurs en monnaie nationale) serait choisi, puis la taxe et les commissions payables seraient calculées selon leurs barèmes respectifs. Les taxes et commissions payables pour les périodes ultérieures seraient calculées en indexant la valeur des transactions de l'échantillon et en leur appliquant les barèmes en vigueur. Deux questions importantes se posent alors : quel est l'indice qui conviendrait le mieux pour revaloriser les transactions et comment le barème des commissions en vigueur serait-il établi?

10.133 Le paquet d'actions peut être considéré comme un manque à consommer (quantité de biens ou de services qui aurait pu être achetée à la place). La valeur d'un manque à consommer constant en volume pendant des périodes de comparaison consécutives variera donc en fonction des prix à la consommation. Le choix comme clause d'indexation de l'IPC lui-même, établi à partir des estimations préliminaires de la période de comparaison ou des résultats de la période précédente, s'imposerait en l'occurrence. Cependant, l'utilisation de l'IPC pendant une seule période (de comparaison ou précédente) risque de faire évoluer les prix des services de courtage dans un sens qui ne reflète pas vraiment la réalité. Cela serait notamment le cas lorsque, par exemple, une variation de prix exceptionnelle ou temporaire (choc pétrolier ou modification du régime d'assurance santé, entre autres) a fortement influé sur l'IPC de la période de comparaison ou précédente. Toute «répercussion» de variations de prix anormales à court terme sur le traitement précis des commissions de courtage ou de frais analogues nuira probablement à la crédibilité de l'IPC dans le public. Il serait également possible d'utiliser la moyenne mobile sur douze mois d'un IPC qui cadrerait avec une période de référence couvrant l'activité de toute une année.

10.134 On pourrait aussi soutenir que le paquet d'actions pourrait être revalorisé pendant les périodes subséquentes en fonction des variations des cours de ces actions. On estimerait alors que ces cours influencent fortement les coûts effectifs du stockage du manque à consommer et doivent être traités de la même façon pour ainsi dire que les barèmes des taxes et des frais spécifiques aux achats d'actions qui peuvent être pris en compte dans les calculs évoqués précédemment. Un argu-

ment puissant contre un tel traitement est qu'il suppose que les ménages achètent des actions pour l'opération elle-même plutôt que comme un moyen adéquat de stocker un manque à consommer. En outre, la prise en considération des cours des actions dans l'indicateur des prix en intensifierait sans doute à court terme l'instabilité.

10.135 Du fait de la concurrence entre maisons de courtage, il est peu probable qu'il existe un barème commun de commissions. Si les courtiers suivaient assez étroitement des barèmes internes de commissions, il serait relativement simple d'en obtenir des exemplaires. Par contre, faute de tels barèmes, une enquête auprès des courtiers peut être nécessaire pour recueillir des informations sur un échantillon d'opérations (valeur des opérations et commissions demandées) afin d'établir un barème de commissions pour la période de comparaison.

10.136 Dans le cas des ventes d'actions, la transaction sous-jacente représente l'échange d'un actif contre un autre (actions contre liquidités). Les actions vendues pourraient être traitées de la même manière que les actions achetées (en d'autres termes, comme un panier de biens ou de services de consommation pour la période de comparaison). En réalité, les ménages révisent régulièrement leur stratégie d'investissement afin de «stocker» leur consommation différée dans les catégories d'actifs qu'ils estiment offrir la plus grande sécurité ou la meilleure perspective de croissance. Un traitement analogue des achats et des ventes d'actions est particulièrement attrayant. À moins que les ventes ne soient assujetties à des commissions ou des taxes différentes, il n'y a aucune raison de les distinguer des achats dans la construction de l'indice.

Mécanismes de dépôt et de prêt

10.137 La complexité s'accroît nettement lorsque sont pris en compte les coûts des services fournis par les intermédiaires financiers. Même s'il a été décidé au préalable d'inclure les mécanismes de dépôt et de prêt dans le champ de l'IPC, le service fourni est difficile à cerner complètement et les prix comportent d'importants éléments non observables directement.

10.138 Le *SCN 1993* recommande (6.125 et annexe III) que la valeur des services d'intermédiation financière produits par un établissement représente la somme de ce qui suit :

- pour les actifs financiers (prêts, par exemple), la valeur des services fournis à l'emprunteur par unité monétaire de compte, qui est la marge entre le taux payable par l'emprunteur et un taux de référence;
- pour les engagements financiers (dépôts, par exemple), la valeur des services fournis au prêteur ou déposant par unité monétaire de compte, qui est la marge entre le taux de référence et le taux payable par l'établissement au prêteur;
- la valeur des commissions de services d'intermédiation financière effectives ou explicites prélevées.

10.139 Pour un résumé de la façon dont a évolué le traitement de ces services dans les comptes nationaux, et un examen de la notion de taux directeur, voir OCDE (1998). En théorie, le *SCN 1993* définit le taux directeur comme le taux d'intérêt pur ou sans risque. La valeur du service fourni à un emprunteur correspond à la différence entre les intérêts qu'il acquitte effectivement et le montant plus faible qu'il aurait acquitté si le taux directeur avait été appliqué. L'inverse vaut pour les déposants. En pratique, il est très difficile de déterminer le taux directeur et, en particulier, d'éviter que les mesures de la valeur de ces services soient instables, voire négatives (ce qui arriverait si le taux directeur dépassait le taux débiteur ou le taux créditeur). Pour des considérations pratiques, une moyenne des taux débiteurs et créditeurs pourrait être utilisée (en retenant de préférence le point milieu)¹. Étant donné les difficultés en jeu, les dépenses d'intermédiation financière nécessaires pour pondérer les indices ne peuvent être extraites des enquêtes sur le budget des ménages et doivent donc être estimées en recueillant des données auprès des institutions financières.

10.140 Lorsqu'on réfléchit à la construction de l'indice, il est utile de commencer par envisager le cas d'une banque traditionnelle avec un seul produit de crédit et de dépôt; l'exemple pourrait alors être étendu à une banque typique. Dans certains pays, la banque traditionnelle ne prélève pas de frais directs, mais l'ensemble de ses revenus provient d'une marge d'intérêt sur les taux débiteurs par rapport aux taux créditeurs.

10.141 La valeur de pondération des services financiers pendant la période de référence (et ainsi la consommation de ces services par les ménages) est donc estimée en appliquant une marge (l'écart absolu entre le taux directeur et le taux d'intérêt demandé aux emprunteurs ou versé aux déposants) à un stock global (prêts ou dépôts). Conformément à la façon dont il est proposé de traiter les autres transactions financières, il faudrait, pour construire les indicateurs de prix parallèles, indexer les stocks de la période de référence, en appliquant les marges de la période de comparaison pour calculer une valeur monétaire. L'indice des prix est alors calculé comme le ratio des valeurs monétaires de la période de comparaison avec celles de la période de référence.

10.142 Là encore, la question d'une indexation adéquate doit être abordée. S'il est possible de concevoir facilement que les flux de dépôts et de retraits pen-

¹L'utilisation du point milieu du taux directeur pour mesurer le taux d'intérêt sans risque suscite quelques réserves, voir OCDE (1998). On peut toutefois se demander si l'idéal sur le plan théorique est d'avoir un taux d'intérêt «sans risque» ou si le taux d'intérêt qui aurait été établi en l'absence d'intermédiaires financiers (en d'autres termes, par une négociation directe entre les déposants et les emprunteurs) ne serait pas un concept plus approprié? Un tel taux intégrerait les risques dont les prêteurs auraient connaissance. Prendre le point milieu des taux créditeurs et débiteurs semble être un bon moyen d'estimer le taux d'équilibre du marché.

dant la période de référence représentent un manque à consommer aux prix de cette période, comment faut-il traiter les stocks qui reflètent une accumulation de flux sur un certain nombre d'années? Si un profil chronologique des stocks était connu, le manque à consommer accumulé pourrait être calculé sous la forme d'une moyenne mobile de l'IPC. Une autre solution plus pratique consiste à estimer que les stocks de la période de référence correspondent à une certaine quantité de biens ou de services de consommation aux prix de cette période, auquel cas, la moyenne mobile sur douze mois de l'IPC peut être utilisée. Cette solution cadre avec l'idée que les ménages révisent leurs décisions de consommation et d'investissement (et ainsi les stocks financiers accumulés) sur une base régulière et, en l'occurrence, annuellement.

10.143 La banque traditionnelle a presque disparu dans certains pays et la plupart des institutions financières tirent désormais leurs bénéfices d'une combinaison de frais indirects (marges) et de frais ou commissions directs, la tendance étant de passer des marges aux frais directs. Le problème qui se pose en l'occurrence est de construire des mesures de variations des prix qui reflètent le prix total du service et saisissent donc toute compensation entre les marges et les frais directs. Comme dans le cas des services de courtage, les taxes qui peuvent être perçues sur les transactions ou les stocks financiers devraient être incluses dans le «prix». Frost (2001), par exemple, décrit les aspects les plus pratiques de la construction des indices des prix concernant les mécanismes de dépôt et de prêt à partir de l'expérience australienne récente.

10.144 Étant donné que les intermédiaires financiers ont à l'évidence la possibilité de moduler le dosage frais directs/marges, la construction de vastes indicateurs des marges (connues par les comptables nationaux sous l'expression : services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM)) sans prendre en considération les taxes et les commissions directes présente un réel danger. Il faudrait au contraire construire des indicateurs de prix de produits spécifiques (relativement homogènes) qui puissent alors être pondérés ensemble afin d'établir pour l'ensemble des mécanismes de dépôt et de prêt une mesure globale tenant compte des frais directs et des marges dans le prix total. Cette stratégie est analogue à celle adoptée d'un bout à l'autre de l'IPC. Pour les véhicules à moteur, entre autres, l'indice est construit en suivant un échantillon de véhicules et en pondérant ces mesures de prix pour calculer un indice global au lieu, par exemple, de construire directement un indice pour le fournisseur ou le producteur d'une gamme de véhicules.

10.145 Fondamentalement, le processus est le suivant : il faut choisir, premièrement, un échantillon de produits représentatifs de chaque institution de l'échantillon et, deuxièmement, un échantillon de clients pour chaque produit, puis estimer pour la période de référence la valeur du service associé à chaque produit par élément (marge,

commissions directes et taxes). Ces agrégats de valeurs peuvent être considérés comme l'équivalent des prix pour certaines quantités. Les prix des périodes de comparaison sont établis en ajustant ces agrégats comme suit :

- Marge — indexer le stock de la période de référence et appliquer la marge (frais indirect) de la période de comparaison (l'écart entre le taux directeur de la période de comparaison et le rendement). En pratique, le mouvement des prix correspond au produit du facteur d'indexation et du ratio des marges.
- Frais — indexer les valeurs de transaction de chaque compte de l'échantillon (ou profil) et appliquer le barème des frais de la période de comparaison. Le ratio de la somme des nouveaux frais avec les frais de référence est utilisé pour ajuster la valeur globale des frais. Cette valeur peut être établie pour les périodes de référence et de comparaison en utilisant les moyennes arithmétiques ou géométriques des frais calculées pour chaque client.
- Taxes — même démarche que pour les frais, mais en remplaçant les barèmes des frais par des barèmes d'imposition.

10.146 On trouvera à l'appendice 10.1 un exemple détaillé de calcul d'un indice des prix d'un produit de dépôt unique.

10.147 Puisqu'on utilise essentiellement pour les services financiers des barèmes de prix et d'imposition suivant une fonction en escalier (par exemple, frais payables uniquement si un certain nombre de transactions est atteint ou si les stocks tombent en deçà d'un certain seuil), des échantillons de comptes clients détaillés identifiant toutes les variables de frais seront nécessaires. Ces échantillons devraient couvrir toute une année. S'il n'est pas possible d'échantillonner les comptes effectifs, des profils de consommateur pourraient être mis au point comme solution de rechange.

10.148 Pour réduire au minimum les problèmes de non-réponse et de mutation des structures des branches d'activité, un taux directeur distinct devrait être établi pour chaque prestataire de services de l'échantillon. Ce taux serait calculé pour tous les prêts et dépôts (y compris ceux aux entreprises). En outre, afin d'éviter les difficultés que peut poser la chronologie des écritures comptables (par exemple, révisions ou revenus d'intérêts provenant de cartes de crédit), les rendements mensuels, les taux directeurs et les marges devraient être établis sur la base de moyennes mobiles sur trois mois des stocks sous-jacents et des flux d'intérêts déclarés.

Services d'agence immobilière

10.149 Les services fournis par les agences immobilières lors de l'acquisition ou de la disposition de biens immobiliers peuvent être traités de diverses façons. Si l'IPC se fonde sur le concept de coût économique d'utilisation, ils ne sont pas couverts, car ils entrent dans les

coûts de revient des propriétaires fictifs (le *SCN 1993* assimile tous les coûts de transfert de logements à de la formation brute de capital fixe). Les coûts de transfert liés à l'acquisition d'un logement (frais légaux, commissions d'agence et taxes) peuvent être inclus dans un IPC fondé sur les concepts de *paiement* ou d'*acquisition*. Ils peuvent être considérés comme un coût afférent à la propriété ou un service financier distinct. Tous les coûts de transfert devraient certes être inclus dans ces indicateurs, mais, pour des raisons de simplicité, la discussion ci-après porte essentiellement sur les commissions des agents immobiliers. Les indicateurs de prix des autres éléments sont calculés en utilisant des méthodes analogues. Quoiqu'il en soit, le coût actuel de divers services afférents à un quelconque panier-type d'activités de la période de référence est en général estimé, dans la mesure où ces services s'appliquent à ces activités. Comme dans certains cas déjà abordés, cela suppose d'indexer à partir de la période de référence les dépenses ayant donné lieu aux commissions (pour conserver les quantités sous-jacentes) avec quelque indice des prix approprié, puis d'estimer les commissions payables pour la période de comparaison.

10.150 En général, les agents immobiliers basent leurs commissions sur un certain pourcentage du prix du logement. Comme pour les autres produits élémentaires pour lesquels des frais sont établis sous forme de marge, ces commissions doivent être converties à un prix en monnaie nationale. Si la marge en pourcentage est connue, le prix pour les agents de toute transaction donnée (achat/vente d'un logement à un prix connu) peut être calculé en multipliant la valeur du logement par la marge en pourcentage et l'indice peut alors être construit sur la base d'estimations des deux éléments.

10.151 La méthodologie choisie pour estimer la marge en pourcentage dépendra d'une évaluation des variations des marges entre les agences ou au sein de celles-ci. Dans le cas le plus simple, les agences appliquent éventuellement la même marge en pourcentage à toutes les transactions indépendamment de leur valeur. En d'autres termes, les marges en pourcentage peuvent varier à tout moment selon les agences, mais non en fonction de la valeur des transactions au sein de celles-ci. Dans ce cas, il faut estimer, pour chaque période de comparaison, la marge en pourcentage moyenne demandée par les agences, ce qui peut être fait en calculant la moyenne de marges en pourcentage recueillies auprès d'un échantillon d'agences, abstraction faite des taxes (taxe sur la valeur ajoutée (TVA) ou taxe sur les produits et services (TPS), par exemple) perçues sur les commissions des agents.

10.152 Les marges en pourcentage prélevées par les agences sont parfois fonction du prix de la transaction (en général, elles diminuent à mesure qu'augmente le prix du logement). Lorsque les tarifs varient au sein des agences, une technique d'estimation plus perfectionnée peut être nécessaire. En utilisant des données provenant d'un échantillon de transactions pour un échantillon d'agents, la relation entre la valeur de la transaction et la

marge en pourcentage peut être calculée à l'aide d'une analyse économétrique. Une analyse empirique devra être faite pour déterminer la forme fonctionnelle précise de cette relation. Par exemple, l'étude australienne montre qu'une régression selon la méthode des moindres carrés ordinaires peut être utilisée pour estimer cette relation et que la forme fonctionnelle ci-après est adéquate :

$$R = a + b_1(1/p) + b_2(1/p)^2$$

où : R = taux de commission, p = prix de la maison, a = constante et où b_1 et b_2 sont les paramètres à estimer.

10.153 Les estimations de la valeur des transactions pendant la période courante de comparaison à laquelle la marge en pourcentage s'applique diffèrent selon que les commissions d'agence sont classées parmi les coûts du logement ou sont assimilées à un service financier distinct. Dans le premier cas, la valeur de la transaction pendant la période de comparaison reflète les variations des prix du logement par rapport à la période de référence. Dans le second, si l'achat d'un logement est considéré comme un manque à consommer, la valeur pendant la période de comparaison reflète les variations de l'IPC lui-même.

10.154 Dans le cas où la même marge en pourcentage est censée être utilisée, une seule transaction pendant la période de comparaison est alors nécessaire (en d'autres termes, une estimation de la valeur moyenne des transactions de la période de référence aux prix de la période de comparaison). Par exemple, si les commissions d'agence sont classées parmi les coûts du logement, le prix de la période de référence est calculé en appliquant la marge en pourcentage moyenne de cette période au prix moyen du logement pendant cette période, toute TVA ou TPS étant alors ajoutée. Le prix de la période de comparaison est calculé comme suit : on indexe le prix moyen du logement pendant la période de référence, on applique la marge en pourcentage moyenne de la période de comparaison et on ajoute la TPS ou la TVA.

10.155 Si une marge en pourcentage unique n'est pas censée être utilisée, un échantillon de transactions représentatives de la période de référence est nécessaire. La valeur monétaire de la marge sur chaque transaction est alors calculée à partir de tarifs publiés ou d'estimations obtenues à l'aide d'une relation fonctionnelle comme celle exposée ci-dessus. Les prix de la période de comparaison sont aussi estimés en indexant chaque transaction représentative de la période de référence et en appliquant le même modèle. Il convient de souligner que, dans ce cas, il n'est pas nécessaire d'exclure toute TPS ou TVA des données initiales sur les marges.

Services d'assurance de biens

10.156 En pratique, il peut être difficile de construire des indices des prix fiables pour les assurances. La présente section se limite à l'assurance de biens, car il est possible de présupposer que ce secteur fonctionne de la même façon d'un pays à l'autre. Elle illustre cependant les difficultés auxquelles fait face le statisticien, chaque secteur de

l'assurance soulevant des problèmes théoriques et des mesures spécifiques. Les polices d'assurance vie, par exemple, incluent souvent un service de placement à long terme prévoyant un remboursement intégral lorsque l'assuré franchit l'échéance fixée. La distinction entre les frais de service et le volet placement au sein d'une prime unique pose de graves problèmes au statisticien.

10.157 Aux fins de la discussion, l'assurance de biens couvre par définition :

- l'habitation;
- les biens des ménages;
- l'automobile.

10.158 La caractéristique commune de ces polices est qu'en contrepartie d'une prime, les ménages reçoivent une indemnisation financière si les événements énoncés causent des dommages aux biens désignés ou leur perte. S'ils n'achètent pas d'assurance, les ménages peuvent s'autoassurer. Pour l'ensemble des ménages, l'élimination du risque d'une perte financière représente le service reçu. L'IPC traite l'assurance de biens en fonction du concept retenu pour sa construction (acquisition, utilisation ou paiement).

Concept de paiement

10.159 Selon le concept de *paiement*, chacun des types de police susmentionnés est couvert. En réfléchissant à la façon dont l'assurance de biens devrait être incluse dans l'IPC, il est nécessaire d'examiner à la fois les primes brutes payables et les indemnités recevables par les ménages. Ces deux notions sont faciles à définir. Il est possible toutefois de traiter les indemnités d'un certain nombre de façons qui auront un impact sur le poids donné à l'assurance ou aux produits élémentaires assurés. Les dépenses d'assurance peuvent être pondérées sur une base brute ou nette (c'est à dire, être valorisées à partir des primes brutes payables, mais, dans le second cas, après déduction des indemnités recevables). De même, les produits élémentaires assurés contre le risque de perte peuvent être pondérés sur une base brute ou nette (dans ce dernier cas, en excluant les achats expressément financés par les indemnités recevables). Compte tenu de ce qui précède, il semble également possible de traiter l'assurance de biens en utilisant les trois concepts suivants :

- primes brutes, dépenses nettes;
- primes nettes, dépenses brutes;
- primes brutes, dépenses brutes.

10.160 *Primes brutes, dépenses nettes.* Il est possible de soutenir qu'en déduisant du calcul des dépenses les achats financés par les indemnités d'assurance, on ne compte pas deux fois la fraction des primes brutes qui finance ces indemnités. Cette façon de procéder soulève toutefois quelques difficultés. Premièrement, il est nécessaire de supposer que les produits des indemnités sont tous utilisés pour acheter des produits élémentaires de

remplacement ou réparer les produits endommagés. Les indemnités peuvent parfois être versées pour compenser des dommages aux biens d'agents non couverts par l'indice (par exemple, entreprises, administrations, voire autres ménages lorsque le groupe de référence de l'IPC ne couvre que certaines sous-catégories de ménages). Les ménages peuvent aussi choisir d'utiliser les produits des indemnités à des fins totalement différentes. Il faudra donc sans doute faire des choix arbitraires pour estimer les poids des dépenses nettes. De façon plus générale, les sommes d'argent étant fongibles, toute tentative de limiter l'utilisation à certaines dépenses est sujette à caution. Enfin, la distorsion potentielle des poids pour ces produits élémentaires risque de réduire l'utilité des sous-indices pour d'autres fins.

10.161 *Primes nettes, dépenses brutes.* Dans un indice fondé sur le concept de paiement, la solution des «primes nettes, dépenses brutes» repose sur l'idée que les indemnités recevables devraient être considérées comme des dépenses d'assurance négatives, ce qui permettrait de ne pas compter deux fois les dépenses au titre de produits élémentaires financées par les indemnités recevables et figurant déjà dans les dépenses brutes au titre d'autres produits élémentaires inclus dans l'indice. La solution des primes nettes pose beaucoup moins de problèmes que celles des dépenses nettes (car, à tout le moins l'impact est limité aux poids afférents aux assurances). Il est toutefois possible de soutenir qu'elle ne cadre pas avec celles adoptées pour les autres produits élémentaires inclus dans un indice fondé sur le concept de paiement, en particulier les intérêts hypothécaires et les charges de crédit à la consommation, lorsque les poids sont établis sur la base des paiements bruts. Toute prise en compte des recettes d'intérêts aboutirait sans doute à des poids négatifs puisqu'en général, les ménages ne sont pas dans l'ensemble des épargnants nets.

10.162 Le fait que la méthode des primes nettes permette de mesurer effectivement la valeur du service d'assurance comme l'exige la construction d'indices selon les concepts d'acquisition et d'utilisation est accessoire, car l'objectif en l'occurrence est de déterminer le traitement à donner à ce service dans le cas d'un indice fondé sur le concept de paiement.

10.163 *Primes brutes, dépenses brutes.* La méthode des «primes brutes, dépenses brutes» repose sur l'idée que les indemnités recevables par les ménages représentent simplement l'une des sources de financement des dépenses. C'est la solution la plus attrayante pour un indice fondé sur le concept de paiement, car elle reconnaît la nature fongible des sommes d'argent et est un moyen cohérent d'identifier les produits élémentaires couverts dans l'indice et les poids relatifs sur la seule base des dépenses effectives des ménages.

Concept d'utilisation

10.164 Dans le cas du concept d'*utilisation*, l'assurance habitation n'est pas couverte, car elle entre dans les

coûts de revient du propriétaire fictif. Les poids devraient être liés à la valeur du service d'assurance consommé par les ménages, qui, par définition, est égale à la somme des primes d'assurance brutes payables par les ménages et des primes complémentaires, *déduction faite* des provisions pour sinistres et des variations des réserves actuarielles.

10.165 Il n'est pas possible d'estimer la valeur nominale du service d'assurance net à partir des seules enquêtes sur le budget des ménages. La solution la plus attrayante pour les pondérations est d'obtenir, par un échantillon de compagnies d'assurances, des données permettant d'estimer le ratio «services d'assurance nets»/«primes brutes» et d'appliquer ce ratio à la valeur estimée des primes brutes extraites des enquêtes sur le budget des ménages. Cependant, il n'a pas été possible de concevoir un indicateur de prix correspondant qui soit théoriquement valable. Pour cette raison, les pays qui ont adopté le concept de service net pour les pondérations utilisent les mouvements des primes brutes comme indicateur de prix supplétif.

Concept d'acquisition

10.166 Selon le concept d'*acquisition*, les trois produits élémentaires sont couverts. L'objectif étant de mesurer la hausse des prix pour le secteur des ménages, les dépenses utilisées pour les pondérations devraient refléter la contribution des sociétés d'assurance à l'inflation, qui est égale à la valeur des services d'assurance au sens du concept d'utilisation.

Suivi des prix des primes d'assurance brutes

10.167 La prime d'assurance brute payable par les ménages pour une période donnée est déterminée par les clauses de la police d'assurance, les frais de gestion et les objectifs de la compagnie d'assurances en matière de bénéfices, les risques de sinistres et les taxes applicables. Pour toute police, les principales caractéristiques déterminantes en matière de qualité (qu'en général, elle précise dans ses clauses) peuvent se résumer comme suit :

- type de bien couvert (logement, véhicule à moteur, etc.);
- type de couverture fournie (dommages matériels, responsabilité, etc.);
- nature de l'indemnisation (coût de remplacement, valeur vénale courante, etc.);
- plafonnement éventuel du montant indemnisable;
- situation du bien;
- montant d'une éventuelle franchise à la charge de l'assuré;
- risques (ou événements) couverts.

10.168 S'il est manifeste que ces clauses ne doivent pas être modifiées pour que les prix soient suivis à qualité

constante, il faut également se demander si le risque de sinistres doit rester constant. En d'autres termes, toute augmentation des vols d'automobiles, par exemple, se traduit-elle par une amélioration de la qualité de la police ou simplement une variation de prix? Si on soutient que la décision des consommateurs de s'assurer est fondée sur leur évaluation du risque de pertes par rapport à la prime demandée, les facteurs de risque devraient demeurer constants. Mais, on peut aussi soutenir qu'une fois assuré, le consommateur s'attend simplement à être indemnisé de toute perte. Du point de vue du consommateur, toute aggravation des risques ne représente qu'une augmentation de la base des coûts de l'assureur (qui peut ou non être répercutée par les prix sur le consommateur). Il est difficile d'obtenir des données d'une fiabilité suffisante pour procéder aux ajustements de qualité nécessités par l'évolution des risques, de sorte qu'en pratique, la plupart des indices reflètent cette évolution sous la forme d'une variation des prix.

10.169 Pour suivre les prix des polices d'assurance, il conviendrait de choisir un échantillon de polices représentatives de celles détenues pendant la période de référence. Prenons à titre d'exemple l'assurance habitation : les polices de la période de référence auraient été souscrites pour des logements de valeurs et types divers (bois, briques, entre autres) situés à différents endroits. Les échantillons de prix porteraient alors sur des caractéristiques visant à couvrir autant de combinaisons de ces variables que possible. Pour chaque logement, les clauses de la police, l'endroit et le type devraient rester constants dans le temps, alors que la valeur devrait être actualisée pour toutes les périodes afin de refléter les variations des prix de l'immobilier (en d'autres termes, la quantité réelle sous-jacente doit être préservée). Il est important de souligner que, comme les primes seront fonction d'une façon ou d'une autre de la valeur des biens assurés, il se peut que l'indice des prix des assurances varie sans que les barèmes des primes aient été modifiés.

10.170 Il conviendrait d'identifier par tous les moyens les révisions des clauses de certaines polices afin de faciliter les ajustements de la qualité qui conviennent (par exemple, cessation de la couverture sous certaines conditions et modification de la franchise à la charge du consommateur en cas de sinistre). Il est possible d'estimer la valeur de ces changements à partir de la propre évaluation par la compagnie d'assurances de leur impact éventuel sur la valeur totale des indemnités payables. Si on suppose que la variation de la valeur de toutes les indemnités correspond éventuellement aux changements apportés aux services fournis aux consommateurs (par rapport à ceux existant avant le renouvellement de la police), la prime peut alors être ajustée en conséquence de façon à modifier le prix (en fonction de la qualité). Par exemple, envisageons le cas où la franchise est doublée et où la compagnie fait savoir qu'il en résultera une baisse de 3 % de la valeur globale des indemnités payables. Cette modification pourrait être considérée comme l'équivalent d'une hausse de 3 % du prix.

L'utilisation des primes brutes pour mesurer approximativement le service d'assurance net

10.171 Les frais de service d'assurance net couvrent les frais de gestion et les bénéfices de la compagnie d'assurances, ainsi que toutes les taxes exigibles. Le problème est que ces taxes sont normalement perçues sur les primes brutes. En conséquence, si leur taux est élevé, elles représenteront une proportion encore plus forte de ces frais. Si on n'utilise que la prime d'assurance brute, taxes incluses, comme indicateur des prix, on sous-estime l'effet réel de toute hausse des taux de taxation. Ce propos est mieux illustré par un exemple.

10.172 Pour des raisons de simplicité, supposons l'absence de primes complémentaires et de réserves

Tableau 10.10 Illustration de l'impact des taxes sur les mesures des services d'assurance (dollars)

Période	Primes, taxes non comprises	Taxe	Primes brutes	Indemnités	Service d'assurance
1	100	5	105	60	45
2	100	20	120	60	60

actuarielles. Les frais de service d'assurance correspondent alors à la différence entre les primes brutes et les provisions pour sinistres. Supposons aussi qu'une hausse du taux de taxation (qui passe de 5 à 20 % des primes brutes) soit le seul changement constaté entre deux périodes. On observera alors sans doute les valeurs inscrites au tableau 10.10. En vertu de ce scénario, il est manifeste que les frais de service d'assurance passent de 45 à 60 dollars (soit une majoration de 33,3 %), tandis que les primes brutes n'augmentent que de 14,3 %.

10.173 Étant donné que les modifications des taux des taxes sur les primes d'assurance brutes sont souvent importantes, ce problème n'est pas négligeable. Une solution pratique consiste à diviser le service d'assurance en deux éléments : service, taxe non comprise, et taxe sur les services. Dans le premier cas, l'indicateur des prix est construit sur la base des mouvements des primes brutes, taxe non comprise; dans le second, il est donné par les variations des taxes sur les primes brutes. Il est nécessaire d'approfondir la question afin de mettre au point une méthodologie permettant de mesurer directement les variations des prix des services d'assurance avant taxation.

Appendice 10.1 Exemple de calcul d'un indice des prix d'un produit de dépôt

a) *Modèle de compte pour la période de référence.* Les données d'un seul mois sont utilisées dans le présent exemple. En pratique, de nombreux comptes seraient relevés, chacun contenant des données portant sur une année complète.

Taxes

Date	Débit (D) ou crédit (C)	Transaction	Valeur de transaction (dollars)	Taxe (dollars)	Stock (dollars)
					456,23
2 janvier	D	Retrait au guichet	107,05	0,70	348,48
12 janvier	C	Dépôt	4 000,00	2,40	4 346,08
13 janvier	D	Virement ¹	50,62	0,30	4 295,16
13 janvier	D	Retrait au guichet	371,00	0,70	3 923,46
14 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB ²	300,00	0,70	3 622,76
14 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	100,00	0,70	3 522,06
16 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	100,00	0,70	3 421,36
16 janvier	D	Retrait au guichet	371,00	0,70	3 049,66
16 janvier	D	Chèque	90,00	0,30	2 959,36
19 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	100,00	0,70	2 858,66
19 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	100,00	0,70	2 757,96
19 janvier	C	Dépôt	4 000,00	2,40	6 755,56
19 janvier	D	Chèque	740,00	1,50	6 014,06
20 janvier	D	Virement	76,42	0,30	5 937,34
21 janvier	D	Retrait d'espèces sur autre DAB	20,00	0,30	5 917,04
21 janvier	D	Chèque	100,00	0,70	5 816,34
22 janvier	D	Chèque	43,40	0,30	5 772,64
22 janvier	D	Chèque	302,00	0,70	5 469,94
22 janvier	D	Chèque	37,00	0,30	5 432,64
23 janvier	D	Retrait au guichet	371,00	0,70	5 060,94
23 janvier	D	Chèque	72,00	0,30	4 988,64
27 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	150,00	0,70	4 837,94
27 janvier	D	Chèque	73,50	0,30	4 764,14
27 janvier	D	Chèque	260,00	0,70	4 503,44
27 janvier	D	Virement	51,45	0,30	4 451,69
28 janvier	D	Retrait au guichet	19,95	0,30	4 431,44
28 janvier	D	Chèque	150,00	0,70	4 280,74
29 janvier	D	Chèque	140,00	0,70	4 140,04
30 janvier	D	Retrait au guichet	371,00	0,70	3 768,34
30 janvier	D	Chèque	8,00	0,30	3 760,04
30 janvier	D	Chèque	60,00	0,30	3 699,74
Total des taxes				21,10	

¹Virement : télévirement au bénéfice du point de vente.

²DAB : distributeur automatique de billets.

Frais

Activité	Nombre total	Nombre assujetti à des frais	Stock (dollars)
Retrait au guichet	6	2	6,00
Virement	3	0	0,00
Retrait d'espèces sur propre DAB	6	0	0,00
Retrait d'espèces sur propre DAB	1	1	1,20
Chèque	13	3	3,00
Dépôt	2	2	0,00
Total des frais			10,20

Les frais et taxes sont calculés en utilisant les tableaux b) et c), respectivement.

Source : Woolford (2001).

b) Barème des frais. On trouvera ci-après un résumé des informations qu'offrent en général les institutions financières. Pour chaque période, le tableau comprend le nombre de transactions gratuites et les frais par transaction pour les transactions supplémentaires. Un chiffre zéro respectivement dans la colonne du nombre des transactions gratuites ou dans celle des frais indique qu'aucune transaction n'est gratuite ou que toutes les transactions sont gratuites.

Description	Période de référence		Période de comparaison	
	Nombre de transactions gratuites	Frais (dollars)	Nombre de transactions gratuites	Frais (dollars)
Retrait au guichet	4	3,00	4	3,00
Virement	10	0,50	9	0,50
Retrait d'espèces sur propre DAB	10	0,50	9	0,50
Retrait d'espèces sur autre DAB	0	1,20	0	1,20
Chèque	10	1,00	9	1,00
Dépôt	0	0,00	0	0,00

Source : Woolford (2001).

c) Barème des taxes. On trouvera ci-après un tableau des taux de taxation du type de celui employé en Australie. La taxe sur les débits est prélevée sur toutes les opérations de débit effectuées sur les comptes remplissant les conditions requises, les montants prélevés étant fixés par tranches de valeurs de transaction (en d'autres termes, en utilisant une fonction en escalier). Un droit afférent aux institutions financières est prélevé sur tous les dépôts, son montant étant déterminé par la valeur du dépôt.

Taxe sur les débits effectués sur les comptes bancaires

Valeur de transaction (dollars)		Taxe (dollars)	
Minimum	Maximum	Période de référence	Période de comparaison
0	1	0,00	0,00
1	100	0,30	0,30
100	500	0,70	0,70
500	5 000	1,50	1,50
5 000	10 000	3,00	3,00
10 000+		4,00	4,00

Droit afférent aux institutions financières (%)

Période de référence	Période de comparaison
0,06	0,06

Source : Woolford (2001).

d) Données sur les intérêts. Ce tableau présente, sous une forme sommaire, des données sur les stocks et les flux annualisés d'intérêts obtenus à partir des moyennes mobiles des données communiquées par les institutions financières. Les marges et les taux d'intérêt sont calculés sur la base de ces stocks et flux.

	Période de référence				Période de comparaison			
	Stock (millions de dollars)	Intérêts (millions de dollars)	Taux d'intérêt (%)	Marge (%)	Stock (millions de dollars)	Intérêts (millions de dollars)	Taux d'intérêt (%)	Marge (%)
Produits de dépôt								
Particuliers	22 000	740	3,3636	2,4937	23 600	775	3,2839	2,3971
Comptes courants	6 000	68	1,1333	4,7241	6 600	75	1,1364	4,5446
Autres comptes	16 000	672	4,2000	1,6574	17 000	700	4,1176	1,5634
Comptes d'entreprises	25 000	920	3,6800	2,1774	28 000	1 000	3,5714	2,1096
Total des comptes de dépôt	47 000	1 660	3,5319	2,3255	51 600	1 775	3,4399	2,2411
Produits de prêt								
Particuliers	42 000	3 188	7,5905	1,7331	46 000	3 400	7,3913	1,7103
Comptes d'entreprises	28 000	2 540	9,0714	3,2140	31 000	2 700	8,7097	3,0287
Total des comptes de prêt	70 000	5 728	8,1829	2,3255	77 000	6 100	7,9221	2,2411
Taux directeur			5,8574				5,6810	

Source : Woolford (2001).

e) *Données de l'IPC*. Ce tableau présente les données requises pour établir le facteur d'indexation. Cet exemple suit la pratique adoptée en Australie de construire un IPC trimestriel. Si un IPC mensuel était établi, des moyennes mobiles sur douze périodes seraient nécessaires.

	T-5	T-4	T-3	T-2	T-1
Ensemble des groupes	117,5	121,2	123,4	127,6	129,1
Moyenne mobile sur 4 périodes				122,4	125,3
Facteur d'indexation (mouvement)					1,0237

Source : Woolford (2001).

f) *Modèle de compte pour la période de comparaison (projections)*. Le solde initial et les valeurs de transaction sont établis en appliquant le facteur d'indexation aux montants de la période de référence. Les taxes et frais payables sont calculés sur la base, respectivement, des données du tableau c) et de celles du tableau b).

Taxes

Date	Débit (D) ou crédit (C)	Transaction	Valeur de transaction (dollars)	Taxe (dollars)	Stock (dollars)
					467,04
2 janvier	D	Retrait au guichet	109,59	0,70	356,75
12 janvier	C	Dépôt	4 094,75	2,46	4 449,05
13 janvier	D	Virement	51,82	0,30	4 396,93
13 janvier	D	Retrait au guichet	379,79	0,70	4 016,44
14 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	307,11	0,70	3 708,63
14 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	102,37	0,70	3 605,56
16 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	102,37	0,70	3 502,50
16 janvier	D	Retrait au guichet	379,79	0,70	3 122,01
16 janvier	D	Chèque	92,13	0,30	3 029,57
19 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	102,37	0,70	2 926,51
19 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	102,37	0,70	2 823,44
19 janvier	C	Dépôt	4 094,75	2,46	6 915,73
19 janvier	D	Chèque	757,53	1,50	6 156,70
20 janvier	D	Virement	78,23	0,30	6 078,17
21 janvier	D	Retrait d'espèces sur autre DAB	20,47	0,30	6 057,40
21 janvier	D	Chèque	102,37	0,70	5 954,33
22 janvier	D	Chèque	44,43	0,30	5 909,60
22 janvier	D	Chèque	309,15	0,70	5 599,75
22 janvier	D	Chèque	37,88	0,30	5 561,57
23 janvier	D	Retrait au guichet	379,79	0,70	5 181,08
23 janvier	D	Chèque	73,71	0,30	5 107,08
27 janvier	D	Retrait d'espèces sur propre DAB	153,55	0,70	4 952,83
27 janvier	D	Chèque	75,24	0,30	4 877,28
27 janvier	D	Chèque	266,16	0,70	4 610,43
27 janvier	D	Virement	52,67	0,30	4 557,46
28 janvier	D	Retrait au guichet	20,42	0,30	4 536,73
28 janvier	D	Chèque	153,55	0,70	4 382,48
29 janvier	D	Chèque	143,32	0,70	4 238,46
30 janvier	D	Retrait au guichet	379,79	0,70	3 857,98
30 janvier	D	Chèque	8,19	0,30	3 849,49
30 janvier	D	Chèque	61,42	0,30	3 787,77
Total des taxes				21,21	

Frais

Activité	Nombre total	Nombre assujetti à des frais	Stock (dollars)
Retrait au guichet	6	2	6,00
Virement	3	0	0,00
Retrait d'espèces sur propre DAB	6	0	0,00
Retrait d'espèces sur propre DAB	1	1	1,20
Chèque	13	4	4,00
Dépôt	2	2	0,00
Total des frais			11,20

Source : Woolford (2001).

g) Indices des comptes courants. Tous les résultats sont regroupés dans le présent tableau. Les agrégats de valeurs pour la période de comparaison sont obtenus comme suit. Dans le cas des marges, l'agrégat établi pour la période de référence est multiplié par le produit du facteur d'indexation e) et du ratio des marges afférentes aux comptes courants pour les périodes de comparaison et de référence d). Dans le cas des frais, l'agrégat établi pour la période de référence est multiplié par le ratio du total des frais payables pour l'exemple de compte pris pour la période de comparaison f) et pour la période de référence a). Dans le cas des taxes enfin, la procédure prévue pour les frais est suivie.

Composante			Période de référence		Période de comparaison	
			Total des valeurs (dollars)	Indice	Total des valeurs (dollars)	Indice
Marges	28 344	100,0	27 913	98,5		
Frais			11 904		13 071	109,8
Taxes			14 739		14 818	100,5
Total			54 987		55 803	101,5

Source : Woolford (2001).

ERREURS, VARIANCES ET BIAIS

Introduction

11.1 Le présent chapitre examine les principaux types d'erreurs et d'imprécisions auxquels sont exposés tous les indices de prix. Les études consacrées aux indices des prix à la consommation (IPC) considèrent ces erreurs et imprécisions sous deux angles différents, qui sont traités l'un après l'autre dans ce chapitre. On examinera tout d'abord les origines des erreurs d'échantillonnage ou autres qui peuvent se produire au stade de l'estimation de l'IPC pour une certaine population à partir d'un échantillon de prix observés. Le reste du chapitre passe en revue les arguments avancés dans de nombreuses études récentes qui attribuent les biais des IPC à un traitement insuffisamment précis des changements de qualité, des substitutions de produits opérées par les consommateurs et d'autres facteurs. Il convient de souligner que nombre des questions fondamentales abordées ici sont traitées de manière beaucoup plus détaillée dans d'autres parties du manuel.

Types d'erreurs

11.2 L'un des principaux objectifs de l'enquête par échantillonnage est d'obtenir des estimations des caractéristiques d'une population. Or, ces estimations ne correspondront jamais exactement aux caractéristiques de la population considérée. Il y aura toujours une marge d'erreur. Le tableau 11.1 donne la taxonomie des différents types d'erreurs et d'imprécisions. Pour un aperçu des différentes sources d'erreurs stochastiques et non stochastiques dans le calcul d'un IPC, voir aussi Balk and Kersten (1986) et Dalén (1995). On peut distinguer deux grandes catégories d'erreurs : les erreurs d'échantillonnage et les autres erreurs.

Tableau 11.1 Taxonomie des erreurs dans un indice des prix à la consommation

Erreur totale
Erreur d'échantillonnage
Biais de sélection
Variance d'échantillonnage
Autres types d'erreurs
Erreur d'observation
Dépassement du champ d'enquête
Erreur de réponse
Erreur de traitement
Erreurs autres que les erreurs d'observation
Défaut de couverture
Biais de non-réponse

Erreurs d'échantillonnage

11.3 Les erreurs d'échantillonnage sont imputables au fait que l'estimation d'un IPC est fondée sur des échantillons et non pas sur toutes les unités de la population concernée. Ces erreurs disparaissent si l'observation porte sur la totalité de la population. Comme cela est indiqué dans les chapitres précédents, les bureaux statistiques adoptent généralement comme objet de l'estimation un indice de prix à pondérations fixes. Un indice à pondérations fixes peut être considéré comme la moyenne pondérée d'indices partiels de groupes de produits, les pondérations étant les parts de dépenses. Les procédures d'estimation de l'IPC appliquées le plus couramment par les bureaux de statistiques font intervenir différents types d'échantillons, dont les plus importants sont les suivants :

- Pour chaque groupe de produits, un échantillon de produits pour calculer l'indice de prix partiel de ce groupe de produits.
- Pour chaque produit, un échantillon de points de vente pour calculer l'indice d'agrégat élémentaire du produit à partir de relevés de prix individuels.
- Un échantillon de ménages pour l'estimation des parts moyennes de dépenses afférentes aux groupes de produits. (Certains pays utilisent les données des comptes nationaux au lieu d'une enquête sur les dépenses des ménages pour obtenir les parts de dépenses.)

11.4 L'erreur d'échantillonnage peut venir à la fois d'un biais de sélection et de la variance d'échantillonnage. Un *biais de sélection* se produit lorsque les probabilités de sélection réelles s'écartent des probabilités de sélection spécifiées lors de la constitution de l'échantillon. La variance d'échantillonnage résulte de l'utilisation d'un échantillon constitué selon une procédure aléatoire. À chaque fois qu'un nouvel échantillon est constitué, il sera composé d'éléments différents, ce qui risque d'aboutir à une valeur différente de l'estimateur.

Erreurs autres que d'échantillonnage

11.5 Les erreurs autres que d'échantillonnage peuvent se produire lorsque l'observation porte sur la totalité de la population. On distingue les erreurs d'observation des autres types d'erreur. Les *erreurs d'observation* sont les erreurs commises pendant le processus d'obtention et d'enregistrement des observations ou des réponses de base.

11.6 Le *dépassement du champ de l'enquête* arrive quand certaines unités sont prises en compte dans l'enquête alors qu'elles ne font pas partie de la population cible. Dans le cas des points de vente, les bureaux statistiques ne disposent pas habituellement de bases de sondage adéquates. Dans certains pays par exemple, c'est le registre du commerce qui est utilisé à cette fin. Dans celui-ci, les points de vente sont classés en fonction de leur activité principale, d'où une couverture beaucoup trop large, car elle comprend de nombreux points de vente qui ne devraient pas être pris en compte aux fins du calcul de l'IPC (par exemple les entreprises qui vendent à d'autres entreprises et non aux ménages). En outre, le registre du commerce ne fournit pas d'informations détaillées sur tous les produits vendus par le point de vente considéré; il peut donc arriver qu'un produit particulier ne soit pas vendu du tout par un point de vente inclus dans l'échantillon.

11.7 Les *erreurs de réponse* sont celles qui se produisent, dans une enquête sur les dépenses des ménages ou sur les prix, lorsque la personne interrogée ne comprend pas la question ou ne veut pas donner la bonne réponse ou lorsque l'enquêteur ou la personne qui relève les prix fait une erreur au moment de consigner la réponse. Ainsi, dans les enquêtes sur les dépenses des ménages, il apparaît que les ménages déclarent systématiquement des dépenses inférieures à leurs dépenses réelles pour les groupes de produits tels que le tabac et les boissons alcoolisées. Quant au relevé des prix, dans la plupart des pays, il est généralement confié à des personnes qui se rendent régulièrement dans les points de vente. Il peut arriver qu'elles relèvent les prix de produits qui n'entrent pas dans l'échantillon.

11.8 Les données sur les prix sont traitées en différentes étapes, à savoir l'encodage, la saisie, le transfert et la vérification (contrôle et correction). À chaque étape, des erreurs dites *erreurs de traitement* sont possibles. Par exemple, quand ils relèvent les prix dans les points de vente, les collecteurs de prix les consignent sur des formulaires en papier. Ensuite, ces informations sont saisies et transmises au moyen d'un ordinateur. Il est bien évident que cette façon de procéder multiplie les possibilités d'erreur.

11.9 Les *erreurs autres que d'observation* sont celles qui se produisent lorsque les mesures envisagées ne peuvent pas être menées à bien. Ainsi, en cas de défaut de couverture, des unités de la population cible n'apparaissent pas dans la base de sondage. Dans le cas des points de vente, cela signifie par exemple que certains points de vente où les produits retenus sont achetés ne peuvent pas être contactés. Il semblerait que certains bureaux statistiques excluent de leurs bases de sondage des points de vente les sociétés de vente par correspondance et les étals de marchés qui ne vendent pas de denrées alimentaires.

11.10 Une autre erreur qui n'est pas une erreur d'observation est le *biais de non-réponse*. Il peut se produire lorsqu'il n'a pas été possible d'obtenir en temps

voulu les informations requises pour toutes les unités sélectionnées de l'échantillon. On peut distinguer la non-réponse totale de la non-réponse partielle. Il y a non-réponse totale lorsque les points de vente ne peuvent pas être contactés ou refusent de participer à l'enquête sur les prix ou bien lorsque les personnes interrogées et les collecteurs de prix renvoient respectivement les questionnaires reçus par courrier et les formulaires de relevé après la date limite fixée pour le début du traitement des données. La non-réponse est partielle lorsque les questionnaires ou les formulaires ne sont pas complètement remplis. Si les changements de prix dans les points de vente qui n'ont pas répondu sont différents de ceux des points de vente qui ont répondu, les résultats de l'enquête sur les prix seront biaisés.

11.11 Les erreurs de non-réponse totale ou partielle se rencontrent aussi dans les enquêtes sur les dépenses des ménages. La non-réponse est totale lorsque les ménages inclus dans l'échantillon refusent de collaborer. Elle est partielle lorsque, par exemple, certains ménages refusent de donner des informations sur les dépenses qu'ils consacrent à certains groupes de produits.

Erreurs et biais de mesure

Estimation de variance

11.12 L'estimateur de la variance dépend à la fois de l'estimateur de l'IPC choisi et de la méthode de constitution de l'échantillon. Boon (1998) passe en revue les méthodes d'échantillonnage utilisées par divers instituts statistiques européens pour calculer les IPC. Il en ressort que quatre d'entre eux seulement utilisent des techniques probabilistes pour sélectionner les points de vente, et qu'un seul pour constituer l'échantillon de produits élémentaires. En l'absence de techniques probabilistes, il est fait recours à des méthodes subjectives et à l'échantillonnage par seuil d'inclusion.

11.13 Compte tenu de la complexité des diverses méthodes de constitution d'échantillons (entre lesquels il existe certains liens) pour calculer un IPC, il apparaît problématique d'estimer la variance selon une approche intégrée. Autrement dit, il semble difficile d'établir une formule simple pour mesurer la variance d'un IPC, qui tienne compte de toutes les sources d'aléas d'échantillonnage. Il est cependant possible de parvenir à des mesures partielles (ou conditionnelles), qui quantifient uniquement l'effet d'une seule source de variabilité. Par exemple, Balk et Kersten (1986) ont calculé la variance d'un IPC résultant de la variabilité d'échantillonnage de l'enquête sur les dépenses des ménages, en posant comme condition que les indices de prix partiels sont réputés connus avec certitude. Dans l'idéal, tous les aléas conditionnels d'échantillonnage devraient être regroupés en un cadre unique pour évaluer l'importance relative des diverses sources de variabilité. Sur la base d'hypothèses relativement restrictives, Balk (1989a) a établi un cadre intégré permettant d'évaluer la variance totale d'échantillonnage pour un IPC.

11.14 Pour tenter d'estimer la variance d'échantillonnage d'un IPC, il existe divers procédés. On peut utiliser des estimateurs de variance basés sur le plan de sondage (c'est-à-dire des variances d'estimateurs d'Horvitz-Thompson), en conjonction avec la méthode de linéarisation de Taylor, pour les aléas d'échantillonnage liés au plan de sondage probabiliste. À titre d'exemple, dans l'hypothèse d'un plan de sondage à classement recoupé, dans lequel les échantillons de produits et de points de vente sont tirés indépendamment d'une population bidimensionnelle selon la méthode du tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la taille pour les deux dimensions, une formule de variance basée sur le plan de sondage peut être trouvée. De cette manière, Dalén et Ohlsson (1995) ont établi que l'erreur d'échantillonnage pour un changement sur douze mois de l'IPC suédois regroupant tous les produits était de l'ordre de 0,1–0,2 %.

11.15 Le principal problème posé par l'échantillonnage non probabiliste est qu'il n'existe aucun moyen acceptable sur le plan théorique de savoir si la dispersion des données dans l'échantillon reflète fidèlement la dispersion dans la population. Dès lors, la variance doit être estimée au moyen de valeurs approchées. L'une des techniques utilisées à cette fin est la quasi-randomisation (voir Särndal, Swensson, and Wretman (1992, p. 574)), dans laquelle des hypothèses sont formulées sur les probabilités de l'échantillonnage des produits et des points de vente. Le défaut de cette méthode est qu'il est difficile de trouver un modèle probabiliste qui approche de façon satisfaisante la méthode effectivement utilisée pour sélectionner les points de vente et les produits élémentaires. Une autre possibilité consiste à utiliser des méthodes par simulations répétées, comme celles des groupes aléatoires, des demi-échantillons équilibrés, du jackknife ou du bootstrap. Il s'agit d'une série de méthodes complètement non paramétrique permettant d'estimer la répartition des échantillons et les écarts-types. Chaque méthode de répétition repose sur l'exploitation d'un grand nombre de sous-échantillons tirés de l'échantillon donné. Le paramètre visé peut être estimé à partir de chaque sous-échantillon. Dans des conditions peu contraignantes, on peut montrer que la distribution des estimations obtenues approche la distribution d'échantillonnage de l'estimateur initial. Pour un traitement plus détaillé des méthodes de répétition, voir Särndal, Swensson, and Wretman (1992, p. 418–45).

Description qualitative des erreurs autres que les aléas d'échantillonnage

11.16 Il est encore plus difficile d'obtenir une mesure quantitative des erreurs autres que les aléas d'échantillonnage. Le recours à des indications qualitatives est donc la seule possibilité. On peut, par exemple, vérifier si la couverture des bases de sondage est une bonne valeur approchée des populations cibles (y compris les lacunes, les duplications et les problèmes de

définition). Il est possible d'établir quel pourcentage d'échantillons de points de vente cibles a permis d'obtenir des réponses ou des données de prix exploitables (c'est-à-dire les taux de réponse). La description des différences connues entre les prix des points de vente qui ont répondu et les prix de ceux qui n'ont pas répondu peut donner une idée de la méthode d'imputation ou d'estimation utilisée pour compenser les non-réponses. Plusieurs catégories d'erreurs autres que les aléas d'échantillonnage font l'objet de la section qui suit consacrée aux questions de biais.

Procédures suivies pour limiter les erreurs

11.17 Il est possible de limiter la variance au stade de la constitution de l'échantillon. Par exemple, en augmentant la taille de l'échantillon ou en choisissant des probabilités de sélection qui soient proportionnelles à une variable auxiliaire bien choisie, il est possible de réduire la variance de l'estimation de l'IPC. Le choix de la méthode appropriée pour constituer l'échantillon est une question extrêmement complexe. La population cible est composée des biens et services acquis dans les points de vente et utilisés ou payés par les ménages pendant une période donnée. La bonne méthode de tirage aléatoire consiste à choisir un échantillon au moyen d'un mécanisme tel que chaque bien ou service de la population considérée a une probabilité de sélection connue. Combinée à un estimateur de type Horvitz-Thompson, cette méthode de tirage aléatoire produit un indice qui est (plus ou moins) sans biais et précis.

11.18 Les trois méthodes de tirage aléatoire ci-après sont couramment utilisées pour réaliser des enquêtes : tirage aléatoire simple (SI), tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la taille (PPT), tirage aléatoire stratifié avec un tirage SI ou PPT par strate. L'avantage du tirage SI réside précisément dans sa simplicité; il donne à chaque élément de la population la même probabilité d'être inclus dans l'échantillon. Le tirage PPT présente l'avantage de donner aux éléments les plus importants une plus grande probabilité de sélection que les éléments les moins importants. Par exemple, le Bureau statistique suédois choisit les points de vente par tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à une variable représentative de leur taille, à savoir leur nombre d'employés. Par rapport au tirage aléatoire à probabilité égale, le tirage aléatoire à probabilité inégale peut réduire sensiblement la variance. Dans le tirage aléatoire stratifié, la population est divisée en sous-populations qui ne se recoupent pas, appelées strates. Par exemple, l'Office statistique national du Royaume-Uni divise la population de points de vente en plusieurs strates en fonction du type de point de vente (multiple, indépendant ou spécialisé). À l'intérieur de chaque strate, un échantillon est choisi en fonction d'un certain plan de sondage. L'une des raisons pour lesquelles le tirage aléatoire stratifié est utilisé si couramment est

qu'il permet d'avoir presque entièrement la même précision que celle du tirage aléatoire PPT grâce à un tirage aléatoire simple au sein de strates soigneusement constituées. À plusieurs égards, le tirage aléatoire stratifié est plus simple que le tirage aléatoire PPT.

11.19 Souvent, faute de base de sondage appropriée, les échantillons sont constitués selon des méthodes non probabilistes. L'échantillonnage par choix raisonné (ou par choix d'expert) fait partie des méthodes non probabilistes. Dans ce cas, un expert choisit certaines unités élémentaires «typiques» pour lesquelles des données doivent être relevées. Si l'expert est compétent, on obtiendra un assez bon échantillon, mais rien ne permet d'en être sûr. Une méthode non probabiliste plus perfectionnée est celle de l'échantillonnage par la méthode des quotas : la population est d'abord divisée en plusieurs strates; pour chaque strate, on fixe le nombre (quota) d'unités élémentaires à inclure dans l'échantillon; ensuite, l'enquêteur sur le terrain se borne à remplir son quota, ce qui signifie, dans le cas des points de vente, que la sélection de ces derniers repose en définitive sur l'appréciation des enquêteurs. Une autre méthode non probabiliste est celle de l'échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion : une partie de la population cible est alors exclue délibérément du processus de constitution de l'échantillon. On a recours à cette méthode en particulier lorsque la répartition de la valeur d'une variable auxiliaire est fortement déséquilibrée. Par exemple, la population peut être composée en grande partie de petits points de vente qui contribuent modestement au total des ventes. On peut alors décider d'exclure de la base de sondage les points de vente dont les ventes sont les plus faibles. Étant donné qu'elles reposent sur une sélection non aléatoire, les méthodes non probabilistes produisent généralement des estimations plus ou moins biaisées. Pourtant, des études empiriques réalisées par le Bureau statistique des Pays-Bas montrent que les méthodes de sélection non probabilistes ne donnent pas forcément de moins bons résultats, en termes d'erreur quadratique moyenne, que les techniques de tirage aléatoire (De Haan, Opperdoes, and Schut, 1997).

11.20 Pour un plan de sondage donné, on peut en général réduire la variance d'échantillonnage de l'estimation de l'IPC (portant sur tous les produits) :

- en élargissant les échantillons de ménages, de produits et de points de vente;
- en stratifiant de manière appropriée les diverses populations (par exemple, en groupant les produits dont les prix ont suivi une évolution similaire).

11.21 Il importe que les ressources disponibles soient réparties au mieux à l'intérieur des différents échantillons et entre ces échantillons. En effet, une mauvaise répartition risque d'entraîner de lourdes erreurs d'échantillonnage qui pourraient être évitées. D'après les résultats de l'étude suédoise concernant l'estimation de la variance, qui sont présentés par Dalén et Ohlsson (1995), l'erreur

résultant du mode d'échantillonnage des produits est relativement grande par rapport à l'erreur résultant de l'échantillonnage des points de vente. Dans ce cas, il convient d'accroître la taille de l'échantillon de produits et de réduire celle de l'échantillon de points de vente.

11.22 Une analyse systématique de la variance d'échantillonnage permet d'en diminuer le coût. On considère en général que la constitution optimale des échantillons comporte deux aspects : la détermination de la taille des échantillons de produits et de points de vente, et leur répartition entre strates de manière à réduire autant que possible la variance d'échantillonnage pour un IPC portant sur tous les produits, sous réserve que soit disponible le budget nécessaire.

11.23 On l'a vu, le registre du commerce n'est généralement pas une bonne base de sondage pour les points de vente, car il entraîne un dépassement du champ de l'enquête considérable. Il est recommandé d'établir une base de sondage appropriée en énumérant les principaux points de vente à l'intérieur de chaque municipalité prise en compte dans l'enquête. De cette manière, on obtient une liste de tous les points de vente par municipalité, complétée par les groupes de produits correspondant à chaque catégorie de point de vente. Une méthode moins onéreuse de composer une base de sondage des points de vente consiste à demander aux enquêteurs — dont on peut supposer qu'ils connaissent bien la situation locale — d'établir une liste des points de vente où les ménages effectuent leurs achats.

11.24 Les populations de produits et de points de vente changent continuellement. La composition de la plupart des groupes de produits n'est pas constante dans le temps, car certains produits disparaissent du marché alors que de nouveaux produits font leur apparition. Le passage du temps joue aussi un rôle perturbateur pour ce qui est de la population de points de vente : certains points de vente ferment, provisoirement ou définitivement, d'autres ouvrent, et l'importance relative de chacun peut diminuer ou s'accroître. Pour que les échantillons de produits et de points de vente restent représentatifs des habitudes d'achat des ménages, il convient de les revoir et de les actualiser périodiquement.

11.25 Les *erreurs de réponse* causées par la sous-déclaration de certaines catégories de dépenses des ménages peuvent être corrigées au moyen d'estimations établies à partir de données sur la production tirées des comptes nationaux (voir l'exemple donné par Linder (1996)). Il est possible de réduire les erreurs de mesure commises par les agents collecteurs de prix en leur fournissant des petits ordinateurs manuels sur lesquels ils peuvent saisir les données qu'ils relèvent. De cette manière, les prix observés peuvent être validés sur place (c'est-à-dire au point de vente même) par une comparaison automatique du prix courant observé avec le prix observé précédemment et avec les prix observés dans d'autres points de vente (en fixant des seuils et des plafonds appropriés). Pour une analyse plus détaillée, voir Haworth, Fenwick, and Beaven (1997).

11.26 Il est utile de nommer des superviseurs chargés de procéder à des vérifications ponctuelles de la qualité du travail des agents collecteurs de données. De même, il est bon d'organiser régulièrement des réunions où les agents collecteurs de prix et les statisticiens du bureau central peuvent discuter de leurs expériences respectives. Les statisticiens peuvent ainsi rester en contact avec ce qui se passe sur le terrain et mettre à profit cette occasion pour informer les agents des erreurs commises le plus souvent lors de la collecte des prix et des nouveaux produits représentatifs.

11.27 Il importe de s'assurer que les prix relevés ne sont pas entachés par des *erreurs de traitement* et, le cas échéant, de corriger ces erreurs lorsque cela est possible. C'est ce qu'on appelle la vérification des données. Lorsque cette vérification porte sur des observations considérées individuellement, il s'agit de microvérification. Lorsqu'il est souhaitable de limiter les ressources consacrées à la vérification des données tout en maintenant un niveau élevé de qualité des données, il est possible de procéder à une vérification sélective ou à une macrovérification. La vérification sélective est une microvérification classique qui comporte un nombre de vérifications réduit au strict minimum. Seules sont effectuées les vérifications qui influent sur les résultats de l'enquête. La macrovérification suit une méthode descendante : les vérifications sont effectuées sur des données agrégées (par exemple, les indices de prix d'un groupe de produits) plutôt que sur des données individuelles (par exemple, les prix relevés). On ne procède alors à une microvérification que si la macrovérification fait apparaître des données douteuses. Il convient en particulier de surveiller la présence de valeurs aberrantes parmi les données observées.

11.28 Une *non-réponse* entraîne généralement un biais de sélection. Il existe trois manières de traiter les prix manquants. Premièrement, le prix en question peut être retiré de l'ensemble de prix utilisé précédemment, de manière que cet ancien ensemble corresponde à l'ensemble de prix courants. Deuxièmement, on peut faire correspondre les deux ensembles de prix en utilisant un prix imputé (ou artificiel) à la place du prix manquant. Le prix imputé peut être calculé soit par simple report du prix observé précédemment ou en faisant évoluer le prix observé précédemment en fonction de l'évolution des autres prix pour le même produit. Troisièmement, on peut repondérer l'échantillon. Dans ce cas, il s'agit d'accroître la pondération donnée aux prix des points de vente qui ont répondu à l'enquête afin de compenser les prix manquants.

11.29 Dans le cas des enquêtes sur les dépenses des ménages, les données manquantes sont généralement imputées à l'aide des informations dont on dispose sur le même ménage pour une période d'observation précédente ou sur d'autres ménages pour la même période d'observation. Pour réduire le biais que les non-réponses sélectives engendrent dans la structure moyenne des dépenses, l'échantillon de ménages utilisé

dans l'enquête sur les dépenses des ménages est en général stratifié *a posteriori* en fonction de plusieurs caractéristiques des ménages, telles que le revenu, la composition et la taille.

Types de biais

11.30 La présente section examine plusieurs catégories d'erreur, concernant soit la détermination des prix soit la construction de l'indice, qui peuvent entraîner un biais dans l'IPC global. Nous nous attacherons ici à catégoriser les erreurs, en évoquant au passage leur importance estimée, mais en laissant de côté les méthodes à utiliser pour les réduire ou les éliminer. On peut se demander pourquoi il est nécessaire d'aborder ce sujet ici, puisque des questions telles que les changements de qualité et les méthodes à utiliser pour en corriger les effets sur le calcul de l'IPC sont traitées sur le plan tant conceptuel qu'opérationnel dans d'autres chapitres.

11.31 La raison pour laquelle il y a lieu de traiter à part la question des biais dans le calcul de l'IPC est que, au milieu des années 90, les problèmes posés par la mesure des prix ont commencé à susciter un intérêt considérable. Aux États-Unis en particulier, l'idée s'est répandue que l'IPC comprenait des biais positifs systématiques, car il n'était pas suffisamment tenu compte de la substitution des consommateurs, de l'amélioration de la qualité des produits ni de l'apparition de nouveaux produits et services. En outre, on s'est rendu compte que, premièrement, l'existence de ces surestimations avait des implications fondamentales pour la mesure des tendances récentes de la production et de la productivité, et, deuxièmement, que l'élimination de ces surestimations pouvait grandement améliorer la situation budgétaire de l'État en réduisant les dépenses publiques et en augmentant les recettes (voir, par exemple, Eldridge (1999) et Duggan and Gillingham (1999)). Ces découvertes ont entraîné la publication de toute une série d'études et de rapports sur les problèmes de mesure de l'IPC, qui étaient souvent accompagnés d'estimations ponctuelles du biais global.

11.32 Parmi les principales études quantitatives du biais, on peut citer celles qui ont été réalisées par la Commission consultative pour l'étude de l'IPC (Sénat des États-Unis, 1996), L'Office du budget du Congrès (1994), Crawford (1998), Cunningham (1996), Dalén (1999a), Diewert (1996c), Lebow, Roberts, and Stockton (1994), Lebow and Rudd (2003), Shapiro and Wilcox (1997b), Shiratsuka (1999), White (1999), et Wynne and Sigalla (1994). Plusieurs offices statistiques ont réagi à ces travaux et donné leurs propres estimations, notamment Abraham *et al.* (1998), le Bureau des statistiques du travail des États-Unis (1998), Ducharme (1997), Edwards (1997), Fenwick (1997), Lequiller (1997), Moulton (1996b), et Moulton and Moses (1997). De nombreux autres travaux sur les biais dans le calcul de l'IPC sont rapportés par Baker (1998), Boskin *et al.* (1998), Deaton (1998), Diewert (1998a), Krueger and

Siskind (1998), Nordhaus (1998), Obst (2000), OCDE (1997), Pollak (1998), Popkin (1997), et Triplett (1997).

11.33 Deux remarques s'imposent d'emblée en ce qui concerne les biais dans le calcul de l'IPC. Premièrement, cette question est en général examinée dans le contexte de l'indice du coût de la vie. Autrement dit, le biais inhérent à l'IPC est défini comme la différence entre le taux d'augmentation de l'IPC et le taux d'augmentation d'un indice véritable du coût de la vie. De nombreux auteurs de travaux sur les biais considèrent comme acquis que l'indice du coût de la vie devrait être l'objectif du calcul de l'IPC. On peut arriver à une conclusion un peu différente si l'on considère que l'indice visé est un indice de prix pur. En particulier, les avantages en termes de bien-être qu'un consommateur tire de la diversification des produits qui lui sont offerts ou la faculté qu'il a de remplacer certains produits par d'autres à des prix relatifs croissants, peuvent être jugés insignifiants et, par conséquent, un indice qui ne tient pas compte de ces facteurs peut ne pas être considéré biaisé.

11.34 Deuxièmement, les biais de l'IPC se prêtent moins à une estimation rigoureuse que la variance. Étant donné que l'indice du coût de la vie ou tout autre indice idéal n'est pas observable, les analystes ont été obligés de s'en remettre à des hypothèses et à des généralisations tirées de données empiriques fragmentaires pour quantifier le biais. Les exceptions notables concernent le biais de substitution, des indices de Laspeyres classiques et des indices fondés sur des formules superlatives pouvant être calculés à partir des mêmes données de base sur les prix et les dépenses, et les différences interprétées comme la mesure de la surestimation liée à l'utilisation de la formule de Laspeyres.

11.35 Plusieurs classifications des biais sont apparues dans les études susmentionnées. Cependant, quatre catégories suffisent, qui correspondent *grosso modo* à celles qui sont proposées dans l'étude la plus connue, à savoir le *Rapport final de la Commission consultative pour l'étude de l'IPC* (de la Commission Boskin, créée en 1995 par la Commission des finances du Sénat des États-Unis). Ces catégories sont les suivantes : biais de substitution de niveau supérieur, biais d'agrégat élémentaire, biais dû au changement de qualité et aux nouveaux produits, et biais dû aux nouveaux points de vente.

11.36 Ces catégories peuvent être ventilées entre deux sous-groupes selon que le biais concerne la mesure des prix proprement dite ou le calcul des séries d'indices. Le biais dû au changement de qualité et aux nouveaux produits s'explique par le fait qu'il n'est pas tenu correctement compte de la valeur que le consommateur attache à certains produits et services qui apparaissent sur le marché (ou qui en disparaissent). Soulignons au passage que l'expression «nouveaux produits» fait référence à tous les produits, qu'il s'agisse de marchandises ou de services. Au niveau conceptuel, il peut être difficile de faire la distinction entre les deux types de biais. Sur le plan opérationnel, toutefois, le biais dû au changement de qualité a trait aux procédures suivies pour

comparer les nouveaux produits ou modèles aux produits plus anciens qu'ils remplacent dans les échantillons servant de base au calcul de l'IPC. De manière générale, on peut considérer que le biais dû aux nouveaux produits s'applique à l'ensemble des nouveaux types de produits, c'est-à-dire aux produits qui n'auraient pas été inclus dans les échantillons lors du remplacement délibéré de certains produits. Le biais des nouveaux points de vente, parfois appelé «biais de substitution des points de vente», est similaire au biais dû aux nouveaux produits, mais il concerne l'apparition de nouveaux types de magasins ou de nouvelles méthodes de commercialisation qui permettent de faire baisser les prix ou d'accroître la qualité des produits.

11.37 Les autres catégories de biais ont trait aux procédures utilisées pour construire les indices à partir des séries de données. Comme cela est rappelé en divers points du présent manuel, on peut considérer que la construction d'un IPC s'opère en deux étapes ou à deux niveaux. Au niveau inférieur, les prix relevés sont combinés de manière à en tirer des indices de base; au niveau supérieur, les indices de base ainsi obtenus sont agrégés. À ces deux niveaux correspondent deux types de biais potentiels. Le biais d'agrégat élémentaire vient des formules utilisées pour calculer des moyennes à partir des prix relevés et en tirer des indices de base. Le biais de substitution de niveau supérieur concerne les formules utilisées pour combiner ces agrégats élémentaires et en tirer des indices de niveau supérieur. Ces composantes des biais potentiels ainsi que les méthodes utilisées pour les mesurer sont examinées en détail dans la section suivante.

Composantes des biais

Biais de substitution de niveau supérieur

11.38 Le biais de substitution de niveau supérieur est sans doute la source de biais la plus courante affectant le calcul de l'IPC, celle que les économistes connaissent le mieux pour l'avoir souvent rencontrée dans les manuels sur la théorie et la pratique de l'indice des prix. En résumé, ce biais apparaît lorsque l'IPC est obtenu par la formule de Laspeyres (voir chapitre 17), qui, on le sait, fournit une limite supérieure pour l'indice du coût de la vie si certaines hypothèses concernant le comportement des consommateurs sont respectées. Comme on l'a vu au paragraphe 11.34, on peut obtenir des mesures quantitatives du biais de substitution de niveau supérieur en comparant l'indice de Laspeyres à l'indice idéal de Fisher, à l'indice de Törnqvist ou à d'autres indices superlatifs. Si certaines hypothèses concernant par exemple les préférences constantes sont respectées, ces mesures donnent une estimation relativement précise du biais.

11.39 Genereux (1983), Aizcorbe et Jackman (1993) procèdent à ce type de comparaisons d'indices et d'estimations du biais de substitution de niveau supérieur en se

servant de séries réelles d'indices de l'IPC, respectivement pour le Canada et les États-Unis. D'autres études, plus anciennes, de Braithwait (1980), de Manser and McDonald (1988) estiment le biais de substitution d'indices des comptes nationaux des États-Unis. À la place d'indices superlatifs, Braithwait utilise des indices estimatifs du coût de la vie véritable fondés sur une estimation du système de demande. Une estimation similaire est fournie par Balk (1990) pour les Pays-Bas. Ces études démontrent l'existence constante d'un biais positif de la formule de Laspeyres. Les biais des variations annuelles des indices pour les différentes années sont relativement faibles (0,1 à 0,3 point de pourcentage en moyenne) et dépendent de façon empirique de facteurs tels que l'éloignement par rapport à la période de base de l'indice de Laspeyres, le degré de détail de l'indice auquel les différentes formules sont appliquées et le fait que l'indice superlatif est un indice à base fixe ou un indice-chaîne.

11.40 Les principales différences entre les indices de Laspeyres et les indices superlatifs découlent de la variation des prix relatifs au cours de la période faisant l'objet de la comparaison et de la modification des quantités consommées au profit des catégories d'indices dont les prix relatifs ont diminué. On peut en tirer plusieurs conclusions :

- Si l'évolution de l'indice est caractérisée par un mouvement continu et uniforme des prix relatifs dans le temps, accompagné de mouvements de la consommation, le biais annuel de l'indice de Laspeyres sera d'autant plus accentué que l'éloignement sera grand par rapport à la période de base. (Greenlees (1997) note, toutefois, qu'on ne constate guère l'existence de ce phénomène aux États-Unis; voir aussi Szulc (1983)).
- Dans les mêmes conditions, la diminution de l'intervalle de chaînage des pondérations des dépenses réduira le biais de substitution de niveau supérieur de l'IPC de Laspeyres. Un chaînage à intervalles plus rapprochés accroîtra la pondération des indices dont les prix relatifs baissent, ce qui réduira le taux d'augmentation de l'IPC. Inversement, en cas de fortes amplitudes des mouvements de l'indice relatif, un chaînage à intervalles rapprochés peut entraîner un biais positif de chaînage de l'indice de Laspeyres.
- Le biais de substitution de niveau supérieur sera en général plus accentué pendant les périodes de forte inflation, si ces périodes sont aussi caractérisées par une plus grande variation des prix relatifs. Cependant, on ne dispose guère d'observations probantes à cet égard.

11.41 Le concept de biais de substitution de niveau supérieur a été défini et examiné dans le contexte de la théorie de l'indice du coût de la vie, mais un biais équivalent peut être défini du point de vue de l'indice de prix pur. Si l'on juge préférable l'indice idéal de Fisher ou un autre indice superlatif parce qu'il traite de façon

symétrique les habitudes de dépenses pendant la période de base et la période courante, alors la différence entre cet indice et un indice de Laspeyres pourrait être interprétée comme une mesure du biais de représentativité. Un raisonnement similaire peut être appliqué au biais de substitution de niveau inférieur à l'intérieur des cellules des indices élémentaires.

11.42 Récemment, Lebow et Rudd (2003) ont défini et estimé une autre catégorie de biais afférent au niveau supérieur d'agrégation. Ils concluent que les pondérations utilisées dans les enquêtes sur les dépenses de consommation pour le calcul de l'IPC aux États-Unis comportaient des erreurs en raison, par exemple, de la sous-déclaration des dépenses consacrées à l'alcool et au tabac. Il en résulterait un biais de pondération si les erreurs de pondération relative étaient corrélées à des changements des indices élémentaires. (Les problèmes liés à l'estimation des pondérations des dépenses sont traités en détail au chapitre 4.)

Biais d'agrégat élémentaire

11.43 On peut diviser le biais d'agrégat élémentaire en deux composantes : le biais de formule et le biais de substitution de niveau inférieur. Un indice d'agrégat élémentaire entrant dans l'IPC est biaisé si l'on en attend autre chose que ce qu'il est censé mesurer. Le terme «biais de formule» (ou biais de forme fonctionnelle) est utilisé ici pour désigner la situation où la formule de l'indice élémentaire a un biais positif par rapport à l'indice de prix pur. Lorsque l'objectif est un indice du coût de la vie, la formule de l'indice élémentaire souffre d'un biais de substitution de niveau inférieur (ou biais de substitution à l'intérieur des strates) s'il ne rend pas compte des substitutions opérées par le consommateur entre les produits élémentaires contenus dans cette cellule d'indice. Ainsi, pour une formule d'indice élémentaire donnée, on peut distinguer les deux formes de biais en fonction de l'objectif de l'indice élémentaire.

11.44 Les chapitres 9 et 20 présentent les caractéristiques de différentes formules d'indice élémentaire. Il apparaît en particulier que la formule de Carli de la moyenne arithmétique des rapports de prix présente un biais positif par rapport à l'évolution tendancielle des prix moyens des produits élémentaires. Par conséquent, Eurostat a interdit l'utilisation de cette formule pour calculer l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH). Les formules pondérées utilisées pour le calcul des indices de base de l'IPC des États-Unis comportaient certaines des caractéristiques de la formule de Carli avant la modification des procédures et modes de calcul en 1995 et 1996. Les problèmes qui se posent ainsi que les méthodes choisies pour y répondre sont examinés, par exemple, par Reinsdorf et Moulton (1997) et Moulton (1996b).

11.45 Le rapport des moyennes arithmétiques (Dutot) et la moyenne géométrique (Jevons) éliminent le biais de formule tel qu'il est défini ici, et sont tous

deux autorisés par Eurostat. Cependant, les résultats qu'on peut en attendre diffèrent lorsque les prix des produits de base n'évoluent pas à un rythme uniforme. Les différences offrent une manière d'évaluer l'importance potentielle du biais de substitution de niveau inférieur. La formule de la moyenne géométrique est exacte pour un indice du coût de la vie si les consommateurs suivent le modèle de comportement Cobb–Douglas, alors que la formule fondée sur le rapport des moyennes arithmétiques correspond à un comportement de substitution nulle. Ainsi, s'il s'agit de trouver une valeur approchée de l'indice du coût de la vie, la moyenne géométrique est sans doute préférable.

11.46 À l'avenir, il sera peut-être possible, grâce aux lecteurs optiques, de collecter des données sur la consommation de chaque produit élémentaire à une fréquence journalière, hebdomadaire ou mensuelle, et d'utiliser ces données pour calculer les indices superlatifs. Pour le moment, il n'est pas possible de se servir de formules superlatives pour calculer les indices de prix élémentaires. Pour obtenir une valeur approchée de l'indice du coût de la vie, il est nécessaire de poser une hypothèse, fondée par exemple sur le modèle Cobb–Douglas. On notera que la substitution, dont, dans l'idéal, l'indice devrait rendre compte, porte sur le choix du consommateur entre tous les produits élémentaires de la cellule : produits différents, produits vendus dans des points de vente différents, produit conditionné et vendu en quantités différentes, même produit vendu à des moments différents de la période à laquelle se rapporte l'indice (voir Dalton, Greenlees, and Stewart (1998)). Ainsi, le degré approprié de substitution présumée devrait dépendre, en principe, des facteurs de variété au sein de la catégorie à laquelle appartient le produit élémentaire.

11.47 La méthode utilisée par l'organisme statistique pour composer l'échantillon de produits au sein d'une catégorie déterminera l'efficacité de la méthode choisie pour traiter le biais de substitution de niveau inférieur. Par exemple, si un seul produit est choisi pour représenter l'agrégat élémentaire, alors la formule d'indice ne rendra pas compte de la réaction du consommateur face à un changement de prix relatif dans l'univers des produits. D'une manière plus générale, l'indice fondé sur une formule de moyenne géométrique souffre d'une surestimation lorsque l'échantillon est restreint, de sorte que le biais de substitution de niveau inférieur risque d'être sous-estimé dans les comparaisons empiriques entre la moyenne géométrique et d'autres formules d'indice. White (1999) traite du rapport entre les erreurs d'échantillonnage et l'estimation du biais. Voir aussi McClelland and Reinsdorf (1999) au sujet du biais de la moyenne géométrique dû à la petite taille de l'échantillon.

11.48 L'effet du choix de la formule peut être estimé avec une certaine précision sur une période donnée. Cependant, le biais éventuel correspondant ne peut être estimé qu'en supposant que la moyenne géométrique ou une autre formule fonctionnelle fournit une valeur

approchée satisfaisante de la mesure dont l'indice vise à rendre compte.

11.49 Comme l'impliquent les considérations qui précèdent, l'importance du biais d'agrégat élémentaire variera d'un pays à l'autre, en fonction des formules d'indice utilisées, du degré d'hétérogénéité des strates de l'indice et des méthodes d'échantillonnage employées. En outre, comme dans le cas du biais de substitution de niveau supérieur, le biais d'agrégat élémentaire variera en fonction du niveau global d'inflation dans l'économie si les variations des prix absolus et des prix relatifs sont corrélées.

11.50 L'efficacité d'une formule pour calculer un indice d'agrégat élémentaire dépendra aussi des méthodes utilisées par l'organisme statistique pour traiter les situations particulières, telles que l'indisponibilité temporaire des produits saisonniers et de certains autres produits. Armknecht et Maitland-Smith (1999) montrent comment, en n'utilisant pas de prix imputés, on risque de créer un biais dans la formule de Laspeyres modifiée, entre autres.

Biais dû au changement de qualité et aux nouveaux produits

11.51 Les biais qui peuvent affecter l'IPC en raison d'une prise en compte inadéquate des changements de qualité ont fait couler beaucoup d'encre. Par exemple, le rapport de la Commission Stigler sur les statistiques de prix des États-Unis (Price Statistics Review Committee, 1961) indique que «si l'on faisait un sondage auprès des économistes et statisticiens professionnels, il est très probable qu'ils désigneraient (et à une écrasante majorité) comme le plus grand défaut des indices de prix, le fait que ces indices ne tiennent pas pleinement compte des changements de qualité». Dans la plupart des études sur les biais, l'absence de mesure ou la mesure erronée du changement de qualité est le facteur qui contribue le plus à l'estimation du biais total. De la même manière que, de l'avis général, il est extrêmement difficile de tenir compte d'un changement de qualité, il est extrêmement difficile de mesurer le biais qui en résulte.

11.52 Contrairement au biais de substitution, qui peut être estimé par comparaison de différentes formules, le biais dû au changement de qualité doit être analysé par produit. Au fil du temps, les produits et les composantes correspondantes de l'indice subissent des changements de qualité extrêmement variés. De plus, les méthodes utilisées pour rendre compte de ces changements varient elles aussi. Ainsi, bien que la méthode du chaînage soit la plus fréquente, d'autres méthodes, telles que celle des coûts de production, la méthode hédonique ou les autres méthodes décrites aux chapitres 7 et 21, peuvent être utilisées pour des composantes importantes de l'indice.

11.53 Il faut être bien conscient du fait que le sens du changement global de qualité n'est pas forcément le même que celui du biais qui résulte de ce changement.

Les profanes considèrent parfois que l'IPC ne tient guère ou pas du tout compte du changement de qualité et que, par conséquent, il surestime les changements de prix, compte tenu des nombreuses améliorations avérées de la qualité des produits et des services. En fait, pour tout indice élémentaire, la question qui se pose est de savoir si la méthode utilisée pour rendre compte de l'ajustement de la qualité surestime ou sous-estime la qualité relative des produits de substitution de l'échantillon de l'IPC. Le biais qui en résulte peut être soit positif soit négatif.

11.54 Les données empiriques sur les biais dus aux changements de qualité se fondent essentiellement sur l'extrapolation d'études menées sur certains produits. Ces études procèdent par exemple à une comparaison entre les indices hédoniques et les séries d'IPC correspondantes ou à une estimation de la valeur de l'amélioration de certains produits dont il n'est pas tenu compte dans le calcul de l'IPC. Même si, pour la plupart, ces études concluent à un biais positif, l'utilisation de données fragmentaires est critiquée par certains observateurs, qui font remarquer que des baisses avérées de qualité n'ont pas fait l'objet d'une analyse systématique.

11.55 Dans le cas des services en particulier, l'évolution globale de la qualité peut aussi donner lieu à une évaluation subjective. En effet, les progrès technologiques ont permis des améliorations indiscutables de la qualité de nombreux biens de consommation durables et d'autres produits. En revanche, dans les secteurs de la poste, des transports publics et des soins médicaux, il peut être difficile d'évaluer les changements de qualité. Par exemple, en quelques décennies, les transports aériens sont devenus plus sûrs et plus rapides, mais peuvent être moins confortables et moins fiables, et le manque de variations croisées de ces caractéristiques rend problématique le recours à un ajustement de la qualité par la méthode hédonique.

11.56 Le biais dû aux nouveaux produits peut, comme le biais d'agrégat élémentaire, être divisé conceptuellement en deux composantes. La première tient au fait que les nouveaux produits ne sont pas inclus assez rapidement dans l'échantillon de l'IPC. Cela peut entraîner un biais positif si, par la suite, ces nouveaux produits accusent de fortes baisses de prix dont l'indice ne tient pas compte. La seconde composante tient à l'avantage en termes de bien-être que tire le consommateur de l'apparition d'un nouveau produit sur le marché. Cependant, on peut considérer qu'il ne s'agit pas là d'un biais lorsque l'indice du coût de la vie n'est pas reconnu comme objectif du calcul de l'IPC.

11.57 Comme on l'a vu au chapitre 8, par «nouveaux produits», on peut entendre : des produits qui remplacent des articles moins modernes, par exemple les disques compacts qui ont remplacé les disques microsillons et les cassettes audio; des variétés de produits qui élargissent le choix du consommateur, telles que les bières d'importation ou les restaurants étrangers; ou les produits qui représentent des catégories de con-

sommation entièrement nouvelles, telles que les fours à micro-ondes ou les téléphones mobiles.

11.58 Comme dans le cas du biais dû au changement de qualité, le biais dû aux nouveaux produits est parfois estimé essentiellement par généralisation d'observations sur un produit particulier. Souvent, on mesure la variation du prix d'un produit ou d'une catégorie au cours d'une période précédant son inclusion dans l'échantillon de l'IPC. Des études réalisées par Hausman (1997, 1999) sur les céréales de petit-déjeuner et les téléphones cellulaires ont permis d'obtenir des mesures quantitatives de l'avantage supplémentaire apporté au consommateur par les nouveaux produits, mais cette approche économétrique compliquée n'est pas très courante. L'estimation du biais dû aux nouveaux produits, notamment les denrées alimentaires, par la Commission Boskin était nécessairement fondée en partie sur des suppositions.

11.59 Enfin, comme le biais dû au changement de qualité, le biais dû aux nouveaux produits peut être négatif si l'éventail de produits rétrécit, si des biens de consommation de valeur disparaissent du marché ou si l'indice ne rend pas compte des phases de hausse rapide des prix des produits. La plupart des observateurs considèrent cependant que le biais est «positif» et que la seule incertitude concerne son ampleur.

Biais dû aux nouveaux points de vente

11.60 Sur le plan conceptuel, le biais dû aux nouveaux points de vente est identique au biais dû aux nouveaux produits. Il trouve son origine dans le fait que les changements de prix dans les nouveaux points de vente non encore inclus dans l'échantillon ou l'amélioration du bien-être du consommateur consécutif à l'ouverture des nouveaux points de vente ne sont pas pris en compte. Le biais dû aux nouveaux points de vente est classé dans une catégorie distincte pour deux raisons. La première est historique : ce type de biais a été identifié par Reinsdorf (1993) comme une importante explication potentielle des mouvements anormaux de l'IPC des États-Unis. La deuxième raison est que les méthodes utilisées pour comparer les points de vente et tirer l'échantillon diffèrent de celles qui sont utilisées pour les produits; en outre, l'ajustement rendu nécessaire par ce type de biais pose des problèmes un peu différents.

11.61 Si l'échantillon de points de vente n'est pas maintenu à jour, un biais peu apparaît du fait que les nouveaux points de vente diffèrent par leur politique de prix ou leur mode de prestation de services. Reinsdorf (1993) s'est intéressé par exemple au développement des magasins de vente au rabais. Il convient toutefois de noter que le problème pourrait aussi être d'ordre géographique; il importe en effet d'utiliser, pour les points de vente, des bases de sondage qui tiennent compte à la fois de l'implantation traditionnelle des magasins et des nouvelles implantations.

11.62 L'une des voies par lesquelles les nouveaux produits entrent dans l'échantillon de l'IPC est le rempla-

gement forcé, qui a lieu lorsque certains produits disparaissent des rayons parce qu'ils sont obsolètes ou n'ont pas le succès escompté. Les points de vente disparaissent moins fréquemment et les offices statistiques ne disposent pas toujours de procédure de remplacement automatique. En outre, lorsqu'un nouveau point de vente est ajouté à l'échantillon, il n'existe aucune procédure standard pour comparer les données afférentes aux nouveaux et aux anciens points de vente. Dans ces conditions, l'indice ne rendra pas compte des effets, par exemple, d'une baisse des prix ou de la qualité dans le nouveau point de vente.

11.63 Reinsdorf (1993) estimait l'ampleur du biais dû aux nouveaux points de vente en comparant les prix moyens des points de vente ajoutés aux échantillons de l'IPC aux États-Unis et de ceux qui en étaient supprimés. Cependant, la mesure ou l'évaluation par le consommateur de la qualité des points de vente n'a guère été étudiée de façon empirique. Par conséquent, il existe peu de données empiriques sur lesquelles se fonder pour apprécier l'exactitude des estimations du biais dû aux nouveaux points de vente.

Estimations du biais : présentation sommaire

11.64 La Commission Boskin de 1996 plaçait le biais total positif de l'IPC des États-Unis dans une fourchette estimative de 0,8 à 1,6 point de pourcentage, l'estimation ponctuelle étant de 1,1 point. Ce biais total est obtenu par la simple addition des différents biais estimatifs. Cependant, comme l'indique le General Accounting Office des États-Unis (2000), la modification des méthodes utilisées après 1996 pour calculer l'IPC a amené les membres de la Commission Boskin à revoir en baisse leurs estimations du biais total. La plupart de ces études s'appuient sur l'additivité des biais, principe qui reste valable jusqu'à preuve du contraire. Shapiro et Wilcox (1997b) fournissent des distributions de probabilité ainsi que les corrélations de leurs différents biais estimatifs, ce qui permet de définir un intervalle de confiance global pour le biais total. La plupart des études détaillées sur les biais arrivent à la conclusion que le biais de l'IPC est un biais positif, même si de nombreux observateurs le contestent.

11.65 Il apparaît que les offices statistiques ne peuvent pas calculer ni publier des estimations du biais de l'IPC de façon régulière. Un grand nombre des obstacles qui empêchent l'élimination de ce biais sont aussi ceux qui en compliquent l'estimation, à savoir le manque de données complètes sur les préférences et le comportement des consommateurs, leurs dépenses par produit, ainsi que sur l'impossibilité d'observer et d'évaluer toutes les différences de qualité entre les produits du marché. En l'absence de ces informations, il est impossible de calculer un indice du coût de la vie véritable, de même qu'il est impossible de mesurer l'écart entre son taux de croissance et celui de l'IPC.

11.66 Les offices de statistique sont peu enclins à fournir leurs propres estimations du biais de l'IPC. Dans certains cas, ils concèdent l'existence d'un biais de substitution, en admettant qu'en raison de l'utilisation d'une formule de Laspeyres, l'IPC a tendance à exagérer les variations de prix par rapport à un indice du coût de la vie. En revanche, les offices de statistique rechignent à ne serait-ce que tirer des conclusions qualitatives des données empiriques fragmentaires et spéculatives sur les biais dus aux changements de qualité, aux nouveaux produits et aux nouveaux points de vente.

Conclusion

11.67 Pour que l'IPC bénéficie de la confiance du public, il conviendrait de publier une description détaillée et à jour des méthodes et des sources de données utilisées. Ces informations devraient indiquer, entre autres, les objectifs et le champ de l'indice, le détail des pondérations et, ce qui serait tout aussi important, un commentaire sur l'exactitude de l'indice. Une description de l'origine et de l'ampleur des erreurs d'échantillonnage et des autres erreurs (couverture, taux de non-réponse, etc.) fournirait aux utilisateurs des informations précieuses sur les limites éventuelles de l'indice. À cet égard, on peut citer l'exemple du manuel sur les méthodes de calcul de l'IPC, publié par le Bureau des statistiques du travail des États-Unis, qui consacre une section aux divers types d'erreur qui peuvent affecter le calcul de l'IPC.

Introduction

12.1 Les indices des prix à la consommation (IPC) figurent parmi les indicateurs macroéconomiques les plus importants et les plus couramment utilisés. Ils servent non seulement à éclairer les décisions de politique économique, mais aussi à indexer les prestations sociales, les pensions, les fonds d'État et les titres. On les retrouve également dans les clauses d'indexation des contrats privés. Il est capital que des statistiques aussi déterminantes que les IPC soient à la fois précises et fiables.

12.2 Le processus de production d'un indice des prix à la consommation doit être planifié avec soin. Le nombre de cas particuliers est tel que ce manuel ne peut définir de façon trop stricte le calendrier ou l'analyse du chemin critique de toutes les étapes à franchir. On donnera néanmoins, à la figure 12.1, un aperçu du type de programme qui doit ressortir de l'examen détaillé des moyens à mettre en œuvre pour périodiquement mener d'un bout à l'autre l'opération de collecte des données et de calcul de l'indice.

12.3 Ce chapitre donne des indications qui reposent sur l'expérience d'un certain nombre d'offices nationaux de statistique et propose différents modes d'organisation possibles. En fonction des circonstances, les exemples de bonnes pratiques pourront inspirer certains offices.

12.4 Ce chapitre analyse les diverses possibilités en s'intéressant aux relations entre les enquêteurs sur le terrain et l'office central (le type de travail accompli à la direction générale, la circulation de l'information entre les différentes parties de l'organisme, etc.). Le champ, la fréquence, le coût et la complexité des relevés de prix à partir desquels on établit l'indice varient au point que chacune des opérations et des relations décrites ici ne s'appliquent pas nécessairement à tous les pays. Ainsi, il n'est pas toujours utile de collecter les prix à la fois aux niveaux central et local, ni de sous-traiter certains éléments de la collecte. Si l'indice est établi peu fréquemment, à partir d'un nombre relativement restreint de points de vente, ou se limite à certains types de sites, on cherchera des solutions adaptées à chaque situation.

Collecte à l'échelon local

12.5 Pour collecter les prix à l'échelon local, des enquêteurs se rendent dans des points de vente et y relèvent le prix de toute une série de biens et de services. Dans la plupart des pays, c'est la principale méthode employée, même si la gamme des points de vente et le type de biens et de services diffèrent.

12.6 Si les méthodes précises de collecte des prix au niveau local varient, chaque enquêteur est généralement chargé de relever les prix à un certain endroit ou dans certains types de points de vente. À chaque période de collecte, les enquêteurs se rendent dans les mêmes points de vente et tentent d'y relever les mêmes produits élémentaires. Ce type de dispositif leur permet d'instaurer de bons rapports avec les détaillants et d'acquérir des connaissances spécialisées.

12.7 Que l'institut national de la statistique fasse appel à ses propres agents ou à des sous-traitants (comme on le verra plus loin), les relevés doivent remplir un certain nombre de critères importants dont on peut citer les suivants :

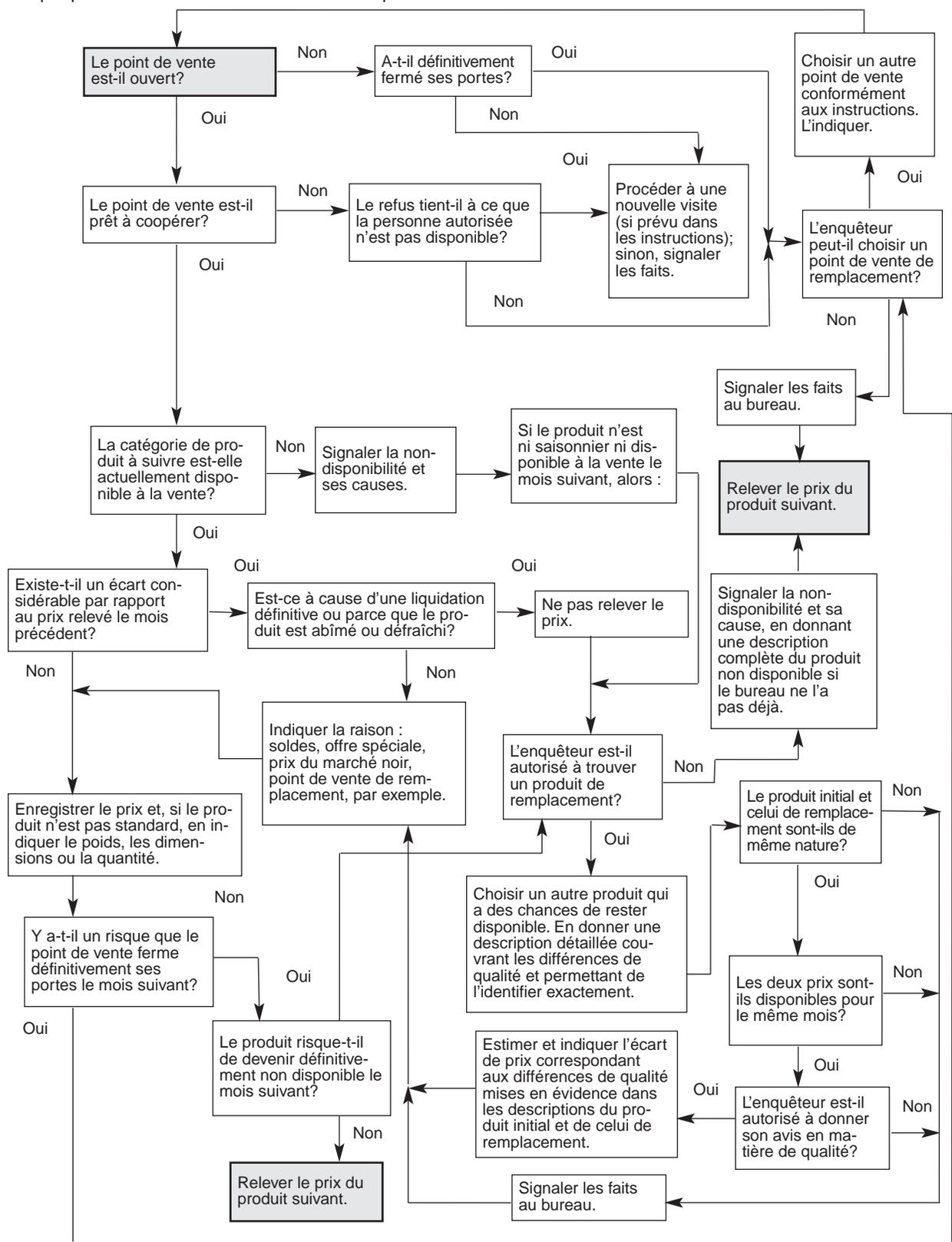
- Les enquêteurs doivent toujours être vêtus avec soin et agir avec courtoisie — car ils représentent l'institut national de la statistique, quel que soit leur employeur.
- Ils doivent porter sur eux une pièce d'identité qui confirme leur rôle et leur statut.
- Ils doivent se présenter au détaillant ou au gérant du magasin dès leur arrivée, et avant de commencer à relever les prix.
- Dans la mesure du possible, ils accéderont aux demandes des commerçants, par exemple si, en période de grande activité, ceux-ci les invitent à repasser plus tard dans la journée.
- La collecte doit être réalisée aussi rapidement que possible, en perturbant au minimum les activités du magasin.

12.8 D'autre part, les enquêteurs doivent faire preuve de bon sens dans leurs préparatifs. Ils veilleront par exemple à s'équiper de stylos de rechange, des formulaires voulus, d'une plaque porte-bloc, d'une carte locale, de batteries de rechange (si la collecte est informatisée), d'argent pour payer le stationnement dans les centres commerciaux et, si besoin, de vêtements de pluie. Dans certains cas, il sera également utile de disposer d'un téléphone portable.

Collecte sous-traitée

12.9 Tout office de statistique qui procède à un relevé des prix doit décider s'il est préférable de faire appel à son personnel interne ou de confier cette tâche à une organisation extérieure comme une société privée d'études de marché, à une autre partie de l'office ou à une autre administration spécialisée dans les enquêtes.

Graphique 12.1 Procédures de collecte des prix



12.10 La nature de la collecte et la répartition et le profil du personnel statisticien peuvent aider à décider s'il y a lieu de sous-traiter la collecte. Dans les cas où la collecte est permanente ou nécessite de prendre des décisions complexes (ajustements de la qualité, par exemple), ou lorsque les prix sont relevés dans un nombre restreint de sites, il peut être intéressant de la réaliser en interne. Si, au contraire, la collecte a lieu quelques jours par mois, dans de nombreux endroits, est relativement aisée et fait intervenir des décisions simples ou de routine (par exemple faire un choix à partir d'une liste prédéfinie de codes), on peut envisager de faire appel à des sous-traitants s'il existe suffisamment de sociétés d'études de marché compétentes dans le pays.

12.11 Lorsque la collecte des prix au niveau local est sous-traitée, elle est parfois moins coûteuse. Si la collecte est faite électroniquement, on peut charger le sous-traitant d'acheter et d'entretenir les dispositifs de collecte.

12.12 La sous-traitance offre également la possibilité aux statisticiens de consacrer davantage de temps à analyser les données, et moins à les collecter. Si l'on dissocie le rôle de l'enquêteur de celui du contrôleur, les statisticiens hésiteront sans doute moins à remettre en question la validité des données. Enfin, on peut établir un lien direct entre l'exactitude des données recueillies et la performance des sous-traitants si les évaluations de performance donnent lieu au versement de primes (et à des pénalités si les objectifs ne sont pas atteints).

Collecte centralisée

12.13 Les prix relevés de façon centralisée sont ceux obtenus auprès du siège des grandes chaînes de magasins qui pratiquent une politique de prix nationale. On peut exclure les succursales de ces chaînes de la collecte locale s'il est plus efficace de centraliser la collecte des données. Les personnes qui fournissent les données le font à l'aide de formulaires sur papier ou les saisissent sur des feuilles de calcul qu'ils transmettent à l'office national de statistique par courrier électronique, sur CD-Rom ou sur disquette. Les catalogues de vente par correspondance peuvent également être traités comme les chaînes de magasins : on enregistre les prix tels qu'ils figurent sur les catalogues à la date de leur publication, puis on les combine avec ceux des mêmes produits relevés au niveau local.

12.14 On peut recueillir les données sur les prix des services ou les tarifs de façon centralisée auprès d'organismes comme des associations professionnelles, des administrations nationales ou locales, etc. Dans la mesure du possible, on obtiendra ces prix auprès d'une source centralisée, même s'il faut contacter des entreprises régionales ou concurrentes en cas de variations locales. Les données peuvent être sollicitées par écrit ou par téléphone, ou arriver automatiquement si l'office national de statistique figure sur la liste de diffusion du fournisseur. Ce dernier peut envoyer soit une liste complète des prix ou des tarifs, à partir de laquelle les agents chargés de l'IPC extraient les prix pertinents, soit uni-

quement les prix des produits élémentaires spécifiés dans la demande de données. Tous les prix relevés seront confirmés par écrit. La fréquence des enquêtes varie en fonction des produits et selon la date où les prix sont connus ou appelés à évoluer. La périodicité la plus courante est le mois ou le trimestre. Il arrive également que les relevés soient effectués à mesure des besoins mais il faut alors vérifier que toutes les données sur les prix sont communiquées. Cela peut être le cas lorsque les tarifs du gaz, de l'électricité et de l'eau changent une fois par an à une date fixée par avance.

Qualité sur le terrain

12.15 La qualité est un aspect important du relevé des prix. Un relevé de qualité permet à un office de statistique d'avoir confiance dans l'indice qu'il produit et de s'assurer que les variations de prix observées sont réelles et non pas le résultat d'erreurs des enquêteurs. Il est important de mettre au point des procédures qui garantissent que des normes strictes de collecte sont respectées à chaque période de collecte. Ces procédures constitueront l'élément essentiel de la formation des enquêteurs et feront partie du matériel didactique à leur intention. Les enquêteurs recevront des instructions sur les principes des indices des prix, les questions d'organisation et les procédures de validation.

Descriptions

12.16 Il est primordial de décrire précisément les produits élémentaires pour assurer une continuité. Les enquêteurs doivent en faire une description suffisamment complète de façon à relever le même produit à chaque période de collecte. Il est donc important qu'ils notent les attributs qui définissent spécifiquement le produit élémentaire qu'ils observent. Dans le cas des vêtements par exemple, il importe de préciser la couleur, la taille et la composition du tissu de façon à ce que le même produit soit relevé chaque mois. Pour les fruits et les légumes frais, il peut être utile de noter le pays d'origine, la classe et la variété.

12.17 Des descriptions précises des produits aideront les enquêteurs et le bureau à choisir un produit remplaçant pour un produit qui a été retiré et à déceler des changements de qualité. On encouragera le personnel en bureau à prendre le temps, à chaque période de collecte, de passer en revue les descriptions des enquêteurs afin de s'assurer que ce sont bien les produits voulus qui sont observés. On incitera également les enquêteurs à vérifier que leurs descriptions contiennent tous les renseignements utiles. Il peut être intéressant de demander aux enquêteurs d'intervertir leurs rôles de temps à autre afin qu'ils saisissent l'importance de bonnes descriptions.

Continuité

12.18 La continuité est l'un des plus grands principes de la collecte des prix. C'est parce qu'un indice des

prix mesure des *variations* de prix qu'il est primordial que le même produit élémentaire soit relevé chaque mois de façon à obtenir une image exacte des variations. Si l'on choisit par exemple le bocal de confiture de fraises de la marque d'un supermarché, il faut toujours relever cette marque et cette variété. En cas de rupture de stock durant la période de collecte, on ne relèvera ni une autre marque, ni une autre variété. Si, en revanche, au cours des périodes de collecte ultérieures, la confiture retenue est toujours en rupture de stock mais qu'il existe une autre variété de la même marque au même prix, on la choisira en tant que produit élémentaire comparable et on adaptera la description du produit en conséquence. S'il n'existe pas de produit élémentaire comparable, il faut en choisir un nouveau et modifier la description. On commencera alors une nouvelle chaîne de prix. Il est impossible d'être prescriptif, car le concept d'équivalence varie selon les pays; mais, pour des raisons pratiques, il importe de conserver une description détaillée des produits élémentaires relevés.

12.19 La continuité étant un facteur particulièrement important de l'élaboration d'un indice des prix exact, il faut inviter les personnes chargées de collecter les prix à vérifier auprès des détaillants qu'un produit élémentaire est effectivement en rupture de stock avant de le remplacer. La direction générale de l'office national de statistique peut donner des directives qui couvrent différents produits élémentaires. Les produits alimentaires par exemple, qui sont généralement de nouveau en stock lors de la période de collecte suivante, ne doivent pas être remplacés immédiatement. En revanche, les stocks de vêtements de mode seront rarement reconstitués une fois la «saison» achevée ou le stock épuisé. On remplacera donc ces produits immédiatement dans les relevés.

12.20 D'autre part, il faut inviter les enquêteurs à prévoir le trajet qu'ils vont emprunter pour relever les prix de façon à tenir compte des horaires d'ouverture et de fermeture des points de vente et de toute demande particulière des détaillants. S'ils le jugent bon, ils traceront leur trajet sur une carte, en précisant dans quel ordre ils se rendront aux points de vente. Ceci est particulièrement utile lorsque c'est un enquêteur différent de l'enquêteur habituel qui réalise la collecte, en cas de congé de maladie par exemple. Il faut encourager les enquêteurs à s'efforcer de relever les prix à des moments similaires à chaque période de collecte, surtout lorsqu'il s'agit de produits volatiles comme le pétrole et l'huile, qui peuvent subir des fluctuations prononcées.

Demande de vérification des données saisies

12.21 Une fois que les données sur les prix sont correctes et complètes, on peut procéder à une série de contrôles de validité. On décidera de ceux qu'il convient d'effectuer en tenant compte des contrôles de validité réalisés sur le terrain. Ainsi, l'utilisation d'ordinateurs de poche augmente les possibilités de validation lors des rele-

vés et rend moins nécessaire un examen détaillé au siège. En outre, il est évident qu'il n'est ni utile ni rentable de recommencer des tests qui ont déjà été faits.

12.22 Plusieurs types de tests peuvent être réalisés, et notamment les suivants :

- *Variation des prix* : on compare le prix saisi au prix du même produit dans le même magasin le mois précédent, et on vérifie les données lorsque la différence de prix dépasse des limites en pourcentage prédéfinies. Ces limites varient en fonction du produit élémentaire ou du groupe de produits élémentaires, et peuvent être fixées à partir des variations des prix observées par le passé. Lorsqu'on ne dispose pas de prix valable pour le mois précédent, en cas de rupture de stock par exemple, on peut faire une comparaison avec le prix du produit deux ou trois mois auparavant.
- *Prix maximaux ou minimaux* : on vérifie les données si le prix saisi est supérieur au prix maximal ou inférieur au prix minimal du produit élémentaire dont le produit considéré est représentatif. On peut définir une fourchette à partir des valeurs maximale et minimale observées pour ce produit élémentaire le mois précédent multipliées par un facteur d'échelle standard. Ce facteur peut varier selon les produits, là encore en fonction des données d'expérience.

12.23 Si l'on utilise un ordinateur portable, on peut aisément procéder à ces deux tests lors de la collecte. Autrement, on le fera au siège aussitôt que possible après la collecte et avant que les prix ne soient traités dans le système principal. Si l'un des deux tests n'est pas satisfait, cela ne doit pas empêcher l'enquêteur de relever le prix du produit, mais cela doit l'amener à vérifier et confirmer la donnée saisie, et à fournir une explication.

12.24 Les demandes de vérification peuvent être traitées en bureau ou envoyées à l'enquêteur pour être résolues. Ainsi, un examen attentif d'un formulaire peut révéler qu'une grosse différence de prix est apparue du fait que le produit élémentaire relevé est un nouveau produit qui en remplace un autre dont la fabrication a cessé. Dans ce cas, il n'est sans doute pas nécessaire de vérifier le travail de l'agent chargé du relevé, sauf si l'on a des raisons de penser qu'il est incorrect de qualifier le produit élémentaire de «nouveau produit».

12.25 Lorsque l'on découvre une erreur alors que le processus est déjà trop avancé pour y remédier, on doit, en bureau, la rejeter et supprimer le produit en question de l'indice du mois considéré. Il faut alors veiller à exclure également ce produit du mois de référence de sorte que le panier-type demeure inchangé.

Retour d'information

12.26 Il convient d'encourager les agents chargés de collecter les prix à remonter au bureau des informations sur leur pratique. Ces agents constituent en effet une source d'information précieuse et il n'est pas rare qu'ils répercutent rapidement des informations de bonne qualité

sur des changements survenus sur le marché. Souvent, ils avertissent le bureau que des tailles ou des produits ont changé avant que celui-ci soit en mesure de le savoir à partir d'autres sources comme des revues professionnelles. Les informations reçues des personnes chargées de relever les prix servent à confirmer des évolutions de prix observées et à compléter les instructions qui leur sont communiquées. On peut également les reprendre dans les bulletins destinés aux enquêteurs.

Les contrôles de qualité des relevés au niveau local : le rôle des contrôleurs

12.27 Il convient de planifier et suivre avec soin l'ensemble du processus périodique de collecte des prix sur le terrain, et de mettre en place des mécanismes qui rendent compte de la situation locale. Chaque situation étant particulière, il n'y a pas lieu d'être par trop prescriptif. Il est néanmoins important de faire en sorte que les personnes chargées de relever les prix envoient les informations en temps voulu. Si elles ne le font pas, on en trouvera les raisons et on prendra les mesures qui s'imposent. Il importe également de vérifier que les informations envoyées sont exactes et complètes.

12.28 L'un des moyens de suivre le travail des enquêteurs consiste à demander à des contrôleurs de les accompagner de temps à autre durant leur relevé, ou de contrôler *a posteriori* les données recueillies.

Suivi

12.29 Si un contrôleur compte accompagner un agent chargé du relevé des prix, il doit en informer celui-ci à l'avance afin d'organiser les modalités de leur rencontre. En général, le contrôleur n'est pas présent pendant toute la durée de la collecte mais passe quelques heures à l'observer dans un endroit précis. Ainsi, il peut être souhaitable d'observer le relevé de certains produits ou la collecte dans certains points de vente dans lesquels elle pose peut-être problème. L'enquêteur modifiera son trajet en conséquence si besoin.

12.30 Avant de procéder à un suivi, le contrôleur doit réaliser un travail préparatoire de vérification. Il étudiera par exemple les descriptions, les prix, l'historique des prix et les codes des produits observés à l'endroit choisi. Ce type de vérification lui permet de se faire une bonne idée de la qualité des relevés avant de se rendre sur le terrain, et peut lui indiquer sur quels domaines il doit se concentrer.

12.31 L'une des principales fonctions du contrôleur est de veiller à ce que l'enquêteur suive les procédures et les instructions établies et collecte les prix avec compétence. Bien que son rôle ne soit pas nécessairement celui d'un formateur, il peut, lorsqu'il relève une erreur, profiter de l'occasion pour donner des conseils. Il faut également que l'enquêteur ait la possibilité de lui poser des questions durant le processus de suivi.

12.32 Outre l'accompagnement de l'enquêteur, le contrôleur peut entreprendre d'autres tâches sur place, par exemple recenser les points de vente ou étudier un produit particulier. Après une visite de suivi, il doit rédiger un rapport qui présente de façon détaillée les observations qu'il a faites lorsqu'il a accompagné l'enquêteur. Ce rapport contiendra un résumé de ses constatations, une liste des mesures à prendre et la ligne de conduite qu'il préconise. Le contrôleur peut conseiller qu'un enquêteur reçoive davantage de formation sur certains aspects des relevés. Le bureau (ou l'entreprise contractante si la collecte a été sous-traitée) doit alors donner suite à ses conseils. Ce rapport servira ensuite de point de départ à sa prochaine visite. Lorsque l'on trouve des solutions à des problèmes d'ordre général, il faut les faire connaître à tous les agents chargés de relever les prix, en publiant un bulletin ou une version révisée des instructions par exemple.

Contrôle *a posteriori*

12.33 Un autre moyen de suivre la qualité de la collecte des prix consiste à contrôler *a posteriori* une partie des prix enregistrés.

12.34 Les contrôles *a posteriori* peuvent servir à :

- évaluer la compétence de tel ou tel enquêteur;
- contrôler la qualité globale de la collecte;
- définir des besoins généraux de formation ou des besoins spécifiques d'un individu;
- mettre en évidence des problèmes importants, par exemple des difficultés causées par les documents ou les instructions du siège;
- déterminer dans quels domaines la collecte est difficile. Il peut arriver par exemple que tous les enquêteurs rencontrent des difficultés dans certains types de points de vente. Le bureau donnera alors des instructions plus détaillées.

12.35 Les contrôles *a posteriori* doivent être réalisés par un spécialiste indépendant du processus (de préférence employé par l'office national de statistique). Ce spécialiste se rend dans le point de vente choisi, relève de nouveau les prix et recueille tout autre renseignement utile tel que les codes qui correspondent aux attributs ou aux descriptions. Il doit le faire peu après la période de collecte pour éviter qu'une évolution des prix éventuellement survenue dans l'intervalle ne pose des problèmes. Il est important que les personnes chargées des contrôles *a posteriori* demandent la permission des commerçants avant d'intervenir et respectent les critères généraux de collecte à l'échelon local décrits aux paragraphes 12.5 à 12.12.

12.36 Pour que les contrôles *a posteriori* soient utiles, il importe de retenir des critères de performance auxquels on peut comparer tous les résultats obtenus lors de ces contrôles. Ces critères doivent par exemple fixer le nombre acceptable d'erreurs de prix par produit

contrôlé. S'ils sont précisément définis, les contrôles *a posteriori* mettront aisément en évidence les enquêteurs ou les sites qui laissent à désirer.

12.37 Lors d'un contrôle *a posteriori*, on peut procéder à une série de tests afin de détecter :

- une différence de prix — si le prix contrôlé est différent, le contrôleur doit vérifier auprès des commerçants s'il a changé depuis le relevé initial;
- une description insuffisante du produit — chaque produit doit être défini de manière unique de façon à ce qu'un autre enquêteur puisse remplacer l'enquêteur habituel, en cas de maladie par exemple;
- une erreur sur le produit relevé — si une taille incorrecte a été choisie par exemple;
- des produits enregistrés par erreur comme étant manquants ou en rupture temporaire de stock.

12.38 Une fois réalisé le contrôle *a posteriori*, un rapport doit être envoyé au bureau pour examen. Le bureau prendra alors les mesures qui s'imposent, qui peuvent consister par exemple à faire suivre une nouvelle formation aux agents ou à envoyer des instructions complémentaires.

Autres fonctions du contrôleur

12.39 La gamme des tâches qu'accomplissent les contrôleurs varie d'un office de statistique à l'autre. Leur principale activité consistera toujours à suivre la qualité de la collecte des prix, mais ils sont parfois appelés à intervenir dans plusieurs autres domaines.

12.40 Les contrôleurs peuvent être invités à participer à l'échantillonnage des sites et des produits élémentaires. Ils peuvent vérifier que les sites dans lesquels on propose de relever les prix comportent un éventail voulu de magasins, ou émettre un avis sur la situation économique qui prévaut sur ces sites et sur les zones éventuellement dangereuses. Ils peuvent également travailler sur certains produits. Ainsi, si un produit particulier semble poser des problèmes aux agents chargés de collecter les prix, les contrôleurs discuteront avec les agents et les détaillants afin d'en trouver les raisons. Ils donneront également des conseils sur les changements à apporter à la composition du panier-type. Ils peuvent vérifier que les produits que propose le bureau sont disponibles dans tout le pays, et proposer des descriptions de produits et des fourchettes de poids. En outre, ils peuvent établir des rapports sur les collectes là où elles ont déjà été réalisées. Si, par exemple, le bureau se pose une question sur les données saisies dans un point de vente particulier dans un endroit précis, un contrôleur peut se rendre sur ce point de vente afin de trouver la réponse ou de persuader un détaillant de continuer de participer à l'enquête.

Contrôles de qualité en bureau

12.41 Quatre types de contrôles doivent être périodiquement réalisés au siège :

- Vérifier que les rapports des enquêteurs sont envoyés en temps voulu. Si ce n'est pas le cas, il faut en trouver la raison et prendre les mesures qui s'imposent pour les obtenir.
- Confirmer que les rapports contiennent ce qu'ils sont censés contenir, c'est-à-dire qu'aucun champ à renseigner n'est resté vierge, que les champs numériques contiennent des chiffres et que les champs non numériques n'en contiennent pas.
- Passer en revue et vérifier chaque formulaire. Il faut parfois procéder à des substitutions de façon centralisée ou approuver celles faites par les enquêteurs, et vérifier des variations de prix exceptionnelles (ou simplement importantes). Il arrive que l'on doive convertir en un prix par unité standard le prix de produits vendus en plusieurs unités ou dont les poids varient. On traite les prix manquants en appliquant des règles spécifiques aux différentes causes d'absence.
- Trouver et corriger les erreurs introduites lors de la saisie des chiffres sur ordinateur ou de leur transcription sur des feuilles de calculs. De préférence, on les évitera en rendant les transcriptions inutiles.

12.42 Il convient de noter qu'il est possible que les données ne soient pas organisées sur les feuilles de calcul ou sur ordinateur de la même façon qu'elles l'étaient à leur réception, car elles arrivent au bureau organisées par enquêteur, point de vente et produit. Il faut néanmoins enregistrer leur origine de telle sorte que l'on puisse s'y reporter en cas de problème en cours de traitement. En outre, même si les codes fournis aux enquêteurs pour recenser les produits et décrire ou préciser les prix sont utilisés tels quels pendant le traitement, il faut parfois attribuer d'autres codes aux informations que les enquêteurs communiquent sous forme non codée.

12.43 Le mode d'organisation des contrôles variera selon les pays. Dans certains cas, ce sont des agents de supervision, à l'échelon local ou régional, qui se chargeront d'une partie du contrôle. Dans d'autres cas, il sera plus judicieux de le faire de façon centralisée. Certaines tâches peuvent être accomplies par ordinateur et d'autres manuellement. Il est par conséquent impossible de faire des suggestions d'ordre général sur la séquence des tâches ou sur la division du travail.

12.44 Il faut instaurer des procédures permettant de contrôler que l'ensemble des documents, des messages ou des dossiers établis sur le terrain sont effectivement envoyés de façon à contacter l'enquêteur si l'un d'eux est manquant. Il faut ensuite, en premier lieu, vérifier que les données sont complètes et correctes. On contrôlera par exemple que des prix n'ont pas été relevés deux fois par erreur (c'est-à-dire pour le même produit, dans les mêmes magasins, au même endroit) et que les codes qui identifient le lieu, le point de vente et le produit, et qui accompagnent chaque prix, existent bien et sont valables. Si ces vérifications révèlent une anomalie, on demandera des éclaircissements à l'enquêteur. Certaines vérifications

exigent que l'on consulte les enquêteurs (ou leurs supérieurs, ou encore les personnes interrogées si les questionnaires ont été envoyés directement par courrier). Il faut donc que le calendrier de publication de l'indice tienne compte du délai nécessaire pour ces consultations.

12.45 Une fois que l'on a vérifié que les données sur les prix sont correctes et complètes, on peut procéder à une série de contrôles de validité. On décidera de ceux qu'il convient de réaliser en tenant compte des contrôles de validité réalisés sur le terrain. L'usage d'ordinateurs de poche augmente les possibilités de validation lors des relevés et rend moins nécessaire un examen détaillé en bureau. Il est évident qu'il ne serait ni utile ni rentable de refaire tous les tests qui ont déjà été faits localement, sauf s'il s'agit de procéder à des contrôles secondaires ou de vérifier de façon aléatoire si les tests ont été réalisés.

12.46 Les diverses vérifications sont traitées aux paragraphes 12.21 à 12.25. Le bureau a également la possibilité de détecter les valeurs aberrantes à l'aide des données sur les prix reçues chaque mois.

Rapports

12.47 Il faut régulièrement établir des rapports sur la plupart des produits élémentaires représentatifs de façon à aider les analystes à repérer les prix dont le niveau ou la variation diffèrent de ceux signalés ailleurs pour des variétés similaires, ou tout simplement lorsque les variations dépassent certaines limites spécifiées. Ainsi, un listage peut énumérer tous les prix qui s'éloignent beaucoup de la dernière fourchette des prix d'un produit élémentaire représentatif, ou ceux dont la variation en pourcentage depuis le dernier relevé pour le même produit élémentaire dans le même point de vente s'éloigne d'une fourchette donnée. Les limites retenues varieront selon les produits, et pourront être modifiées à l'usage. Les analystes peuvent ensuite passer en revue le listage, en commençant par vérifier s'il n'y a pas eu d'erreur de saisie. Ils examinent ensuite si les explications éventuelles de l'enquêteur éclairent de façon satisfaisante les divergences de comportement des prix, ou bien s'il y a lieu d'interroger l'enquêteur ou son supérieur hiérarchique. Le calendrier doit offrir la possibilité de le faire, et toute anomalie observée doit être rejetée si l'on ne peut obtenir une explication acceptable ou faire une correction à temps.

12.48 On peut périodiquement établir d'autres rapports à partir de rapports couvrant plusieurs périodes (plusieurs mois, par exemple) de façon à détecter des constantes, et mettre ainsi en évidence des problèmes plus vastes. Citons les exemples suivants :

- Les rapports d'un enquêteur contiennent l'observation «point de vente fermé» beaucoup plus souvent que ceux d'autres enquêteurs, ce qui laisse peut-être supposer que cet agent manque de motivation ou de formation ou qu'un changement est survenu dans les structures de la vente au détail dans une zone particulière.
- Les variétés de substitution d'un produit élémentaire représentatif donné sont devenues plus nombreuses

qu'auparavant, ce qui semble indiquer qu'il faut réviser la spécification ou choisir un autre produit élémentaire représentatif.

- Des spécifications étroites énumèrent plusieurs marques et modèles parmi lesquels un seul doit être choisi, mais un grand nombre de prix correspondent à des produits élémentaires qui ne figurent pas dans la liste initiale. Ceci indique que les marques et les modèles spécifiés ne conviennent plus. Il faut alors modifier la liste.
- La dispersion des variations de prix d'un produit élémentaire donné est beaucoup plus importante qu'auparavant, ce qui soulève la question de savoir si la spécification de ce produit est adéquate.

12.49 Les rapports périodiques établis par ordinateur devraient permettre aux personnes chargées de calculer les indices de détecter ce type de problèmes. Deux types de rapports sont particulièrement utiles : les rapports sur la dispersion de l'indice et les rapports sur les prix relevés.

12.50 *Rapport sur la dispersion de l'indice.* Il s'agit d'une liste de produits élémentaires qui indique la valeur courante de l'indice pour chaque produit, le nombre de prix valides relevés pour chaque produit et le nombre de rapports de prix (le ratio du prix courant sur le prix valide précédent) dans chaque série de fourchettes prédéterminées (inférieur à 40, 40–49, ... 190–199, supérieur à 199 par exemple). Les rapports sur la dispersion de l'indice peuvent servir à repérer les prix relevés dont les rapports de prix dépassent la fourchette du principal ensemble de prix. On peut se baser sur les rapports sur les prix relevés correspondant au produit élémentaire en question, puis réaliser une enquête et prendre, si nécessaire, les mesures qui s'imposent.

12.51 *Rapport sur les prix relevés.* Il consiste en une série d'informations sur un produit élémentaire au sujet duquel le rapport sur la dispersion de l'indice a révélé qu'il y avait lieu de mener une enquête complémentaire. Les informations peuvent comprendre le prix courant, les prix précédents relevés récemment et le prix de référence, ainsi que les emplacements et les types de magasins. Ce rapport peut servir à déterminer quels prix relevés exigent une enquête complémentaire et à étudier les prix non retenus.

Algorithmes

12.52 On peut créer des algorithmes afin de repérer et d'infirmer des mouvements de prix qui diffèrent sensiblement de la norme pour un produit élémentaire. Dans le cas de certains produits saisonniers dont les prix fluctuent de façon erratique, il est parfois indiqué de construire un algorithme afin d'observer le niveau des prix plutôt que leur variation.

12.53 Citons par exemple l'algorithme de Turkey. Une de ses variantes fonctionne ainsi :

- On calcule, pour chaque prix, le ratio du prix courant au prix valide précédent (le rapport de prix). Dans le

cas des produits élémentaires testés par niveaux de prix et non pas par variation, on omet cette étape.

- Pour chaque produit élémentaire, on classe la série de ratios ainsi obtenus en ordre croissant, en excluant les ratios de 1 (prix inchangés). Dans le cas des produits élémentaires testés par niveaux de prix et non pas par variation, ce sont les prix que l'on classe.
- On supprime les 5 % supérieurs et inférieurs de la liste (ces 5 % sont le paramètre 1).
- La «moyenne interquartile» est la moyenne de ce qui reste.
- Les moyennes interquartiles supérieure et inférieure sont les moyennes interquartiles de toutes les observations situées au-dessus ou au-dessous de la médiane.
- La limite supérieure (inférieure) de Tukey est la moyenne interquartile plus (moins) 2,5 fois la différence entre la moyenne interquartile et la moyenne interquartile supérieure (inférieure). Ce chiffre de 2,5 représente les paramètres 2 et 3. On peut, si on le souhaite, fixer les valeurs supérieure et inférieure de façon indépendante mais actuellement, elles sont fixées de façon à être égales.
- Si la limite supérieure est négative, elle est fixée à zéro (si l'on utilise les niveaux de prix, la limite inférieure est fixée à zéro).
- Les rapports de prix, ou niveaux de prix, qui dépassent les limites de Tukey sont signalés comme étant inacceptables et devant être modifiés ou faire l'objet d'une enquête complémentaire.

12.54 L'algorithme de Turkey présente plusieurs avantages (voir Saïdi and Bleuer, 2005, pour de plus amples détails). En particulier, il produit des résultats intuitivement plausibles, il est cohérent d'un mois à un autre, il reste robuste en présence de valeurs aberrantes (en d'autres termes, l'ajout d'une ou deux observations anormales n'a pas beaucoup de conséquences sur les limites fixées par l'algorithme) et il demeure solide lorsque le volume de données change (c'est-à-dire que les limites calculées à partir d'un sous-ensemble des données ne diffèrent pas beaucoup de celles calculées à partir de la série complète de données).

12.55 Si les algorithmes peuvent être un moyen efficace de mettre en évidence des données qui posent problème, il faut cependant les employer avec prudence. Les analystes doivent s'assurer qu'ils ne créent pas de biais systématique dans l'indice. Il faut également tenir compte de cet aspect dans le processus de vérification, même si les risques sont moindres lorsque les vérifications sont réalisées manuellement.

Établissement et publication de l'indice

12.56 S'agissant de l'établissement et de la publication de l'indice, on dispose de plusieurs modèles organi-

sationnels pour travailler efficacement. Parmi les éléments à prendre en considération pour décider de la structure à adopter, on peut citer les suivants :

- la nécessité d'une structure hiérarchique clairement définie;
- le besoin d'un partage précis des responsabilités;
- une gestion centralisée ou décentralisée du travail sur le terrain (voir plus haut, aux paragraphes 12.6 à 12.14, l'analyse de la collecte à l'échelon local et de la sous-traitance du travail sur le terrain);
- la gestion de la production par opposition au développement technique;
- la compatibilité avec les structures organisationnelles de l'office national de statistique, au regard par exemple de la gestion de la qualité, de la recherche méthodologique et de la diffusion.

12.57 Dans certains cas, lorsque par exemple le personnel interne a peu d'expérience de terrain, il peut être intéressant de confier les travaux sur le terrain à un autre organisme, public ou privé. Il est alors important que les données fassent l'objet d'un véritable contrat. Il faut également définir des objectifs en matière de remise des données et de mesure des résultats, afin de préciser par exemple les calendriers de remise des données, les taux de réponse et le degré de précision voulus. Il faut enfin étudier s'il y a lieu de faire vérifier ponctuellement les travaux du sous-traitant par un contrôleur indépendant.

Établissement mensuel de l'indice

12.58 Le système utilisé pour calculer régulièrement l'indice doit être suffisamment souple pour que l'on puisse modifier le type de données obtenues. Ainsi, on peut remplacer les prix relevés au niveau local de produits échantillonnés par choix raisonné dans les succursales d'une grande chaîne de supermarchés par les prix relevés de façon centralisée sur un échantillon statistique tiré de données sur l'ensemble des ventes fournies par le siège de la chaîne. Dans ce cas, il est parfois préférable d'adopter une approche modulaire.

12.59 Les calculs analytiques permettent de comparer l'indice publié, ou un ou plusieurs sous-indices, avec ce qu'ils auraient été si l'on avait utilisé des méthodes ou des données différentes. Ils aident à expliquer pourquoi un indice a évolué d'une certaine façon et à mener des expériences méthodologiques. Les exemples suivants de ce type d'enquête illustrent certaines possibilités de calculs, ainsi que les données dont il faut disposer :

- d'autres agrégations de sous-indices;
- les effets de pondérations différentes; les effets de l'introduction de catégories de produits devenus récemment significatifs; l'actualisation des pondérations par les prix;

- le nombre et la durée des observations manquantes; l'effet sur l'indice d'une méthode d'estimation différente;
- une comparaison d'indices calculés avec différents sous-échantillons des données afin d'estimer la variance; les variances des ratios de prix;
- le calcul d'un indice de référence type (sans ajustement explicite de la qualité) de façon à obtenir un indice de qualité implicite;
- le nombre de produits échantillonnés; les taux de remplacements obligatoires; la durée pendant laquelle les produits restent dans l'échantillon;
- la distribution de fréquences des ajustements de la qualité.

12.60 Pour étudier ces questions, la base de données doit contenir non seulement les prix, mais aussi des descriptions détaillées des produits remplaçants, des explications qui se rapportent aux prix observés, etc. On constate généralement que les bases de données chronologiques sont trop volumineuses pour être mises en mémoire sur le système tout en restant actives. Il faut donc les archiver en conservant une documentation détaillée sur les données archivées pour se protéger contre une perte d'informations vitales en cas de changement d'informaticien ou d'ordinateur. On peut également envisager de nommer un dépositaire des données chargé de tous les dossiers archivés.

Feuilles de calcul

12.61 On peut employer des feuilles de calcul pour calculer des sous-indices qui exigent des procédures particulières ou lorsque les données sont recueillies de façon centralisée ou suivant un calendrier incertain ou différent de celui d'autres collectes, à condition de mettre en place des procédures de contrôle efficaces. Il peut être utile d'employer des feuilles séparées pour relever par exemple les tarifs aériens et les prix des chambres d'hôtel, des journaux et des voitures de location. Les feuilles de calcul donnent davantage de latitude pour conjuguer les tâches différentes que sont la collecte des données, leur saisie et les calculs. Les connaissances spécialisées des statisticiens sur les marchés ou les points de vente, alliées aux outils analytiques appliqués aux feuilles de calcul, aident les statisticiens à détecter des irrégularités dans les données, facilitent les recherches en vue de déterminer si elles sont le fruit d'erreurs de déclaration ou de saisie et permettent de les rectifier sans délai. La possibilité de passer de saisies de données numériques à un diagramme qui illustre, par exemple, les données du mois en cours et du mois précédent, aide à détecter des anomalies rapidement et aisément. La même personne peut alors suivre cela avec le fournisseur des données.

12.62 Avec le temps, les solutions trouvées aux problèmes qui se sont posés et les changements apportés

pour s'adapter aux situations nouvelles amèneront à modifier les feuilles de calcul. Si l'on ne met pas en place des mesures de contrôle de la gestion de la qualité, les feuilles de calcul risquent de ne pas être dûment étayées et de n'être comprises que par la personne qui en est chargée, ce qui peut entraîner deux conséquences fâcheuses :

- Si cette personne est absente, prend sa retraite ou change d'emploi, son remplaçant aura beaucoup de mal à maintenir la continuité et la qualité du sous-indice.
- Les nouvelles procédures introduites pour tenir compte des situations nouvelles risquent d'être en contradiction avec des procédures employées avec d'autres sous-indices qu'établissent d'autres personnes.

12.63 Si la documentation est bonne et que les collègues communiquent bien entre eux, ces risques seront réduits. Au minimum, il faut insister pour que les feuilles de calcul, ainsi que les changements qui leur sont apportés, soient compréhensibles, en faisant en sorte que les intitulés des rangées et des colonnes ou les notes jointes aux intitulés soient suffisamment explicatifs. En outre, les modifications des procédures ou des formules, les changements de base et l'application de nouvelles pondérations doivent toujours être réalisés non pas en modifiant l'ancienne feuille, mais en déplaçant les calculs sur une nouvelle feuille du classeur. Les deux coexisteront ainsi côte à côte et pourront être comparées.

12.64 On peut éviter de faire des modifications par inadvertance en protégeant les cellules qui contiennent des formules par des mots de passe et en bloquant celles qui contiennent les données introduites une fois que les vérifications sont faites. Les mots de passe ne doivent être connus que d'un nombre limité de personnes autorisées à modifier les feuilles de calcul. En outre, il est essentiel de faire régulièrement des copies de sauvegarde de l'ensemble du classeur sur un autre disque.

Introduction de modifications

12.65 Lorsque des modifications sont introduites, il faut procéder à différentes vérifications. On peut notamment comparer l'ancienne base à la nouvelle à l'aide de données recueillies en parallèle (si l'on confie la collecte à un nouveau sous-traitant, par exemple) ou en réalisant une réestimation rétrospective — lorsque par exemple de nouveaux prix de référence sont imputés pour un éventail complet de biens ou de services. Toute anomalie peut alors faire l'objet d'une enquête complémentaire.

Reprise des activités après une catastrophe

12.66 Parmi les statistiques que produisent les offices nationaux de statistiques, l'indice des prix à la consommation est sans doute la plus importante et la plus connue, et celle qui peut avoir des conséquences sur le plus vaste éventail d'utilisateurs. Souvent, la loi prescrit de publier l'IPC peu après la fin du mois auquel se rapportent les données. L'Union européenne impose par

exemple de publier dans un délai de trente jours suivant la période de référence l'Indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH), qui utilise les données sur l'IPC des États membres (le calendrier d'Eurostat prévoit cependant une publication deux semaines plus tôt). Tout retard de publication risque d'avoir des conséquences notables sur les mois suivants et de compromettre les publications ultérieures. Il faut parfois plusieurs mois pour rattraper des retards importants et respecter de nouveau le calendrier serré de publication. Il est donc fondamental que les offices nationaux de statistique mettent au point un plan de secours solide et éprouvé, même s'il est improbable qu'il faille l'appliquer.

12.67 Une catastrophe peut avoir plusieurs causes :

- manquement à ses obligations de la part d'un contractant extérieur chargé de fournir des informations;
- panne du système informatique;
- catastrophe naturelle majeure ou autre événement (acte terroriste, par exemple) qui perturbe les centres opérationnels ou le siège de l'office national de statistique;

12.68 Lorsque la collecte est sous-traitée, l'une des mesures les plus importantes que doit prévoir un plan de secours est le recrutement d'un autre prestataire de services permanent le plus rapidement possible. Si un contrat avec un prestataire extérieur est résilié, l'office national de statistique peut prendre des dispositions pour recourir à un tiers, mais il ne doit le faire qu'à titre temporaire, le temps d'adjudger définitivement le contrat à l'issue d'un processus d'appel d'offres.

12.69 Un plan de secours informatique exige parfois des fonds supplémentaires. On étudiera s'il est préférable de confier ce plan à une entreprise spécialisée dans les services de sauvegarde ou de se doter des moyens de le faire en interne. La décision sera en partie fonction du nombre de sites dans lesquels l'office national de statistique exerce ses activités. S'il dispose de plusieurs sites distants reliés par une infrastructure moderne de télécommunications, il est peu probable que tous ces sites subissent l'effet d'une catastrophe naturelle.

12.70 Les responsables des plans de secours doivent également prévoir les tâches suivantes :

- établir une spécification détaillée des locaux et des besoins connexes (ordinateurs individuels, téléphones, etc.) de chaque site;
- confier à des responsables précis des tâches spécifiques durant la période de reprise des activités et définir les besoins de formation de chacun;
- étudier les aspects pratiques et les dépenses connexes de questions telles que l'accès, à partir d'autres sites, aux lecteurs et aux systèmes partagés, notamment les systèmes de communication et de gestion de la qualité;
- confirmer les coûts, organiser des visites des sites et contacter les équipes chargées de la passation des marchés pour négocier les contrats.

Gestion de la qualité et systèmes de gestion de la qualité

12.71 Les offices de statistique doivent accomplir sans relâche une tâche difficile qui consiste à produire un grand nombre de données et de services afin de répondre aux besoins des usagers, c'est-à-dire de ses clients. Un aspect fondamental de la qualité est donc l'accent mis sur les clients et la diffusion efficace, en temps voulu, de statistiques pertinentes et exactes. En outre, d'aucuns diront que la gestion de la qualité suppose que l'on informe utilement les clients sur l'utilisation de ces statistiques. Dans ces conditions, un office peut conclure qu'il a réussi si des usagers bien informés se déclarent très satisfaits de ses travaux.

12.72 S'agissant de la gestion de la qualité d'un IPC, on peut faire valoir que le domaine prioritaire est le contrôle de la qualité du processus de production proprement dit. Pour la plupart des offices nationaux de statistique, le contrôle de qualité de la production est un domaine qui comporte de grands risques en raison de la complexité du processus et des conséquences financières que peut avoir toute erreur de l'indice.

12.73 Si l'on décide d'adopter des principes d'organisation et de gestion de la collecte de données, puis de traitement des informations, en vue d'établir un indice des prix à la consommation, il est fondamental de mettre en place un système qui garantit que les données obtenues, les processus permettant d'obtenir les résultats attendus et l'élaboration des politiques et des stratégies qui les sous-tendent sont gérés de façon efficace et cohérente. Il faut, dans la mesure du possible, pouvoir vérifier les processus et mettre en place des mécanismes qui permettent d'obtenir des résultats qui répondent à la demande — autrement dit, qui satisfont les clients. C'est l'ensemble de ces éléments qui constitue le fondement des systèmes de gestion de la qualité.

12.74 S'il y a plusieurs définitions de la qualité, elles ont toutes un point commun important : la nécessité de répondre aux besoins des usagers de l'IPC en leur fournissant un service et d'améliorer en permanence ce service. Il faut donc, pour mettre en place un système efficace de gestion de la qualité, avoir une très bonne connaissance des besoins des clients et concrétiser cette connaissance dans un cadre statistique et qualitatif cohérent. Ce cadre doit également servir à définir des critères qui permettent de mesurer les résultats. On peut recenser les besoins des usagers soit de façon formelle, en négociant des obligations contractuelles, juridiquement contraignantes ou non, soit de façon moins formelle en s'entretenant individuellement avec les clients ou en réalisant des enquêtes auprès d'eux.

12.75 Dans de nombreux pays, les questions relatives à la gestion de l'office national de statistique sont formulées dans un document-cadre ou un texte analogue. Ce document définit les fonctions et les responsabilités de l'office national de statistique et, de façon générale, inspire et oriente ses travaux. Ainsi, si le docu-

ment-cadre énonce comme objectif «l'amélioration de la qualité et de la pertinence des services fournis aux clients — tant l'administration que les usagers au sens large», on dispose d'une base solide pour établir un programme de travail.

12.76 On peut réaffirmer l'importance de la qualité en énonçant dans un document que l'office national de statistique a pour mission d'être une source essentielle d'informations de qualité, qui font autorité, et qui sont fournies en temps voulu. On résumera cette philosophie en publiant un plan d'activités annuel qui expose des objectifs tels que l'amélioration de la qualité et de la pertinence des données, de façon à augmenter la confiance du public dans l'intégrité et la validité des données produites.

12.77 On peut mesurer les résultats au regard d'une série de facteurs qui se conjuguent, notamment l'exactitude des données, la rapidité de leur publication, leur efficacité et leur pertinence. Plusieurs exemples pratiques et études de cas sur les systèmes de gestion de la qualité illustrent des moyens d'appliquer différents modèles.

Systèmes de gestion de la qualité

12.78 Les organismes peuvent tirer parti de plusieurs normes de bonnes pratiques pour améliorer la gestion de la qualité. Certaines présentent l'avantage d'être reconnues au niveau international.

12.79 *Gestion intégrale de la qualité.* La gestion intégrale de la qualité est davantage un principe de gestion qu'un système très précis et structuré. La gestion intégrale de la qualité et une véritable culture de la qualité dans un organisme présentent les caractéristiques suivantes :

- objectifs de l'organisme clairement définis;
- accent mis sur les clients;
- planification stratégique de la qualité;
- action centrée sur les processus;
- autonomie des employés;
- échange d'informations;
- amélioration constante de la qualité.

12.80 *Étalonnage comparatif (benchmarking).* L'étalonnage comparatif est un processus qui consiste à se comparer à d'autres et à en tirer des conclusions sur ses pratiques et sur la qualité de son travail, en vue d'apporter des améliorations.

12.81 Plusieurs offices nationaux de statistique ont déjà créé des partenariats afin de procéder à des étalonnages comparatifs, dont certains portent précisément sur l'IPC. L'Australian Bureau of Statistics a été particulièrement actif dans ce domaine et a réalisé une opération entre 1998 et 2000 en partenariat avec le Royaume-Uni. Des projets d'étalonnage comparatif ont été également entrepris en Nouvelle-Zélande, dans les pays scandinaves et aux États-Unis.

12.82 Lorsque l'établissement d'un IPC fait l'objet d'un étalonnage comparatif, on peut examiner les éléments suivants :

- le calendrier, l'exactitude et la couverture des relevés;
- les avantages des méthodes de calcul de l'indice pour divers produits élémentaires (comparaison de la moyenne géométrique à la moyenne des rapports de prix, par exemple);
- la fréquence des relevés et des publications;
- le coût de la collecte, par unité d'un produit, etc.

12.83 *Fondation européenne pour la gestion de la qualité — modèle d'excellence.* Le modèle d'excellence élaboré par la Fondation européenne pour la gestion de la qualité (EFQM) est un outil de diagnostic qui sert à réaliser des autoévaluations. Les organismes publics de l'ensemble de l'Europe l'ont largement adopté afin d'améliorer la qualité et la performance de leurs activités. On peut dire qu'il s'agit d'un outil qui guide le principe de gestion intégrale de la qualité.

12.84 Le modèle d'excellence de l'EFQM s'intéresse à des domaines d'activité généraux et évalue la performance au regard de deux séries de critères. La première en comprend cinq, qui recouvrent ce que fait le domaine d'activité (les moyens : encadrement; personnel; politique et stratégie; partenariat et ressources et processus), et la seconde quatre, qui portent sur ce qu'accomplit le domaine d'activité (les résultats : résultats au plan du personnel, des clients, de la société et des principales réalisations). À l'aide d'informations recueillies grâce à des groupes de discussion, des questionnaires et des entretiens individuels, on évalue les réalisations et on définit un plan d'amélioration, qui est ensuite intégré dans le plan d'activités.

12.85 Le modèle d'excellence de l'EFQM repose sur le principe que les entreprises atteignent l'excellence — que l'on mesure en évaluant la satisfaction des clients — grâce à un encadrement efficace qui dirige la politique et la stratégie, alloue les ressources conformément à cette politique et gère les employés de telle sorte qu'ils puissent organiser les processus.

12.86 Le modèle d'excellence de l'EFQM permet aux offices nationaux de statistique, dont certaines procédures sont régies par des lois ou des règlements, d'améliorer en permanence une série de processus et de fonctions. Pour être efficace, ce modèle doit recevoir l'adhésion des cadres supérieurs, qui doivent être chargés de diriger les autoévaluations. Toutefois, à la différence de l'ISO 9000, qui impose de faire réaliser les évaluations par des auditeurs qualifiés, souvent extérieurs au lieu de travail (voir plus bas), le modèle d'excellence de l'EFQM fait intervenir l'ensemble du personnel.

12.87 *ISO 9000.* La norme ISO 9000 est une norme internationale de qualité des systèmes de management (ISO, 1994). Un système de qualité est un système de gestion des entreprises bien documenté faisant appel au

sens commun, qui est applicable à tous les secteurs économiques. Il aide à assurer la cohérence des pratiques professionnelles, notamment les produits et les services fournis, et à les améliorer.

12.88 Les normes ISO ont été entièrement révisées en novembre 2000 et rebaptisées ISO 9001 de façon à refléter les principes de management de la qualité et les points de vue actuels sur les structures nécessaires pour assurer une amélioration continue (ISO, 2000).

12.89 Les normes révisées sont un moyen pour leurs utilisateurs d'augmenter la valeur de leurs activités et d'améliorer continuellement leur performance en se concentrant sur les principaux processus de l'organisme. Elles se traduisent par une meilleure adéquation entre les systèmes de management de la qualité et les besoins de l'organisme, et rendent compte de la façon dont il mène ses activités. Les organismes qui satisfont à la norme ISO 9000 vont dans le sens de la gestion intégrale de la qualité et du modèle d'excellence de l'EFQM.

Utilisation accrue des techniques de management de la qualité

12.90 Depuis quelques années, les normes ISO 9000 et le modèle d'excellence de l'EFQM sont largement reconnus au niveau international. Dans le même temps, les réseaux d'étalonnage comparatif prennent une place de plus en plus importante. Il convient donc de se demander s'il faut coordonner davantage ces techniques de gestion de la qualité, ainsi que d'autres, au niveau stratégique, dans des domaines des statistiques qui visent avant tout à permettre les comparaisons internationales. La question se pose en particulier lorsque les statistiques sont établies dans le cadre d'un traité, par les États membres de l'Union européenne par exemple, qui suivent des directives méthodologiques prescrites par des lois.

12.91 Cinq arguments plaident en faveur d'une coordination :

- Il est primordial que des statistiques à caractère obligatoire aussi importantes, et dont la production et l'utilisation sont inscrites dans la législation, jouissent de l'entière confiance des usagers.
- La qualité des comparaisons internationales est tributaire du maillon le plus faible. Les statistiques de bonne qualité d'un pays risquent d'avoir peu d'intérêt si elles ne vont pas de pair avec des statistiques de qualité égale d'autres pays.
- Si des méthodes normalisées sont appliquées différemment selon les pays, les analyses et les conclusions risquent d'être faussées.
- Lorsque la responsabilité de la production est confiée aux États membres, il est plus difficile de mettre en place des processus de contrôle adéquats.
- Les possibilités de procéder à la validation et la gestion de la qualité de façon centralisée sont limitées lorsque la production est décentralisée.

Gestion de la performance, formation et perfectionnement

12.92 Il est tout aussi important d'appliquer un système de gestion de la performance aux individus qu'aux structures administratives. On peut considérer la gestion de la performance comme un processus continu conçu pour améliorer les résultats du travail en se concentrant sur ce qu'accomplit effectivement le personnel plutôt que sur les efforts qu'il déploie. Ce processus doit faire le lien entre les objectifs des individus, ceux de leur équipe et ceux de l'organisme dans son ensemble, de sorte que les programmes de travail soient cohérents dans tout l'organisme et que tous les agents sachent ce qu'ils font et pourquoi ils le font. Le système de gestion de la performance doit fixer des objectifs clairs de suivi et d'évaluation, favoriser les retours d'information sur la performance et aider à déterminer les besoins de perfectionnement des individus. Enfin, la gestion de la performance doit être un processus continu.

Besoins de formation

12.93 Une formation efficace contribue à motiver le personnel et à lui donner les moyens de produire un IPC de bonne qualité. Sous sa forme la plus simple, elle donne des notions de base sur la nature et l'usage de l'indice et sa méthode de calcul. La formation et le perfectionnement peuvent prendre plusieurs formes, notamment les suivantes :

- tutorat par le supérieur hiérarchique ou le chef de service;
- participation à un cours d'initiation ou lecture d'un manuel;
- accompagnement d'un enquêteur expérimenté.

12.94 Il est utile d'établir par écrit un plan de formation afin de définir les besoins en matière de formation et de perfectionnement en tenant compte des buts et des objectifs de l'organisme. Ce plan peut également servir à trouver les moyens nécessaires pour assurer une formation adaptée aux besoins, ainsi qu'à évaluer si cette formation a été dispensée efficacement et si les objectifs ont été atteints.

Formation spécialisée à l'intention des statisticiens et des enquêteurs

12.95 Les agents suivront une formation complémentaire sur des techniques particulières, qui doit être adaptée au rôle et à la fonction de chacun. La formation doit se poursuivre après le stade initial et couvrir les changements de procédures. Les agents dont la performance n'est pas satisfaisante prendront des cours de recyclage.

12.96 Les personnes chargées de relever les prix doivent suivre une formation spécialisée qui porte sur les procédures sur le terrain, notamment les relations avec les commerçants, le choix et la définition des prix valables,

les règles particulières qui s'appliquent à certains produits élémentaires (notamment les produits saisonniers), la méthode à suivre pour remplir les formulaires et, le cas échéant, le mode d'emploi des ordinateurs de poche. Les statisticiens chargés d'établir l'indice suivront une formation sur les procédures de validation et les vérifications de cohérence, le calcul des indices recueillis de façon centralisée, les procédures de pondération et les méthodes d'agrégation des prix, ainsi que le traitement des produits saisonniers et les procédures particulières qui s'appliquent à certaines sections (logement, par exemple). Il est parfois bon de dispenser des formations sur le commerce local ou national, la réglementation des statistiques et l'économie et de donner des renseignements sur les produits.

12.97 Il est parfois très utile que les enquêteurs et les statisticiens chargés d'établir l'indice travaillent en concertation. Il est également avantageux que l'office national de statistique soit en contact avec les spécialistes des produits de chaque secteur. Ces spécialistes peuvent donner des conseils sur des moyens d'identifier les caractéristiques de qualité de tel ou tel produit élémentaire (appareils électriques, ordinateurs individuels, articles d'habillement et chaussures, etc.).

12.98 Il est parfois utile que les statisticiens en bureau soient personnellement chargés de superviser la collecte des prix dans la région où ils se trouvent de façon à avoir une expérience directe des problèmes qui se posent. Ils seront ainsi en mesure d'apporter leur concours en cas de difficulté. De même, il est bon pour le moral des agents d'organiser périodiquement des visites en bureau par des groupes composés d'enquêteurs et de leurs supérieurs hiérarchiques. On peut penser que les enquêteurs travaillent mieux s'ils ont le sentiment d'appartenir à une équipe, s'ils voient que leur travail est apprécié à sa juste valeur et s'ils ont l'impression que l'on comprend leurs problèmes. Les visites en bureau leur montrent qu'il est essentiel pour la qualité de l'indice qu'ils travaillent de façon précise et consciencieuse. En outre, elles aident les statisticiens à garder le contact avec le terrain et notamment à obtenir davantage d'informations sur les nouveaux produits et certains aspects des changements de qualité.

12.99 De même, les statisticiens chargés d'établir l'indice peuvent juger bon de se rendre de temps à autre sur le terrain pour prendre part à la collecte des prix, ou tout simplement l'observer. Ainsi, ils seront plus sensibles aux problèmes pratiques que pose la collecte, appréhenderont mieux les données (et par conséquent la qualité de l'indice) et acquerront les compétences requises pour participer au relevé des prix en cas d'urgence.

Documentation

12.100 Un manuel et d'autres documents tels que des manuels de procédures peuvent servir à la formation initiale. Par la suite, ces documents rappelleront aux enquêteurs et aux statisticiens les règles et les procédures applicables. La documentation sera bien organisée et indexée de façon à trouver rapidement les solutions aux problèmes.

12.101 Toutes les personnes concernées doivent vérifier la documentation, qui sera régulièrement actualisée. Lorsque les modifications apportées sur des feuilles volantes deviendront trop nombreuses, on les remplacera par une nouvelle version remaniée. Une solution consiste à rassembler la documentation dans un classeur à feuillets mobiles qui sont remplacés en cas de besoin. Une autre consiste à en conserver une version électronique mise à jour par des personnes désignées. Il est important que les mises à jour soient faites de façon systématique dans des conditions bien définies. Les statisticiens ont à leur disposition de nombreux logiciels pour les aider dans cette tâche.

12.102 L'emploi de logiciels standards pour rédiger la documentation présente trois avantages :

- la documentation est produite plus efficacement, car les logiciels facilitent la collecte initiale des données et rendent moins nécessaires l'impression et la distribution de copies papier;
- les agents sont mieux informés, car ils peuvent immédiatement consulter sous forme électronique les derniers documents en date, notamment les manuels de procédures, et utiliser les fonctions de recherche par sujet et par auteur;
- la qualité est mieux contrôlée, car les auteurs peuvent aisément apporter des modifications et en indiquer la date, tandis que les autres usagers ont accès aux documents en mode lecture seule.

Analyses

12.103 On peut considérer la formation comme un élément essentiel d'un processus permanent d'amélioration de la qualité. Le personnel peut être invité à des analyses opérationnelles, qui donnent l'occasion à tous les membres d'une équipe de soulever des problèmes et, le cas échéant, de se pencher sur des questions particulières au cours de formations individuelles ou en groupe.

Introduction

13.1 L'indice des prix à la consommation (IPC) est l'une des séries statistiques les plus importantes. Chaque fois que l'on classe les statistiques en fonction de leurs conséquences potentielles, l'IPC et ses variantes se placent au premier rang. Il convient donc de publier et de diffuser cet indice en respectant les politiques, les codes de bonne pratique et les normes qui s'appliquent à ce type de données.

13.2 Pour ces raisons, l'IPC doit être :

- divulgué le plus rapidement possible;
- accessible à tous les usagers simultanément;
- communiqué suivant un calendrier fixé à l'avance;
- publié indépendamment de tout commentaire ministériel;
- présenté sous une forme commode pour les usagers;
- accompagné d'explications d'ordre méthodologique;
- étayé par des statisticiens et des économistes spécialisés capables de répondre aux questions et de fournir des renseignements complémentaires.

13.3 L'IPC doit avant tout respecter les *Principes fondamentaux de la statistique officielle* (Nations Unies, 1994). Ces principes sont publiés dans plusieurs langues sur le site des Nations Unies et de la Commission économique des Nations Unies pour l'Europe (CENUE). Ils ont trait à tous les aspects des travaux statistiques et à leur diffusion. Ce chapitre évoquera ces normes, ainsi que d'autres.

Présentation des niveaux et des variations des prix sous forme de séries chronologiques

13.4 Il est courant, bien que ce ne soit pas systématique, de privilégier les indices qui mettent en évidence des variations de prix agrégés entre le mois pour lequel on dispose des données les plus récentes et le même mois un an auparavant. Il est également d'usage de comparer cette variation annuelle avec celle observée un mois auparavant. Le modèle de présentation, à l'encadré 13.1 de la page 273, en est une illustration. On peut également s'intéresser à la dernière évolution sur un mois ou aux variations trimestrielles.

13.5 L'option choisie dans cet exemple présente plusieurs avantages. Une comparaison sur 12 mois

révèle les variations de prix sur une période relativement longue, en se référant à des périodes qui par ailleurs devraient être similaires d'une année sur l'autre. Les facteurs saisonniers ont ainsi peu de chances d'avoir une influence. Elle permet également de tenir compte des variations de prix souvent décidées de façon centralisée comme les tarifs des services publics, ainsi que des changements des impôts indirects (qui ont des conséquences directes sur les prix), qui interviennent généralement suivant un calendrier annuel, le même mois (ou les mêmes mois) chaque année. Des variations ponctuelles peuvent cependant survenir, qui ont parfois un effet sur l'indice.

13.6 Certains communiqués de presse privilégient les variations mensuelles, en particulier pour certaines composantes de l'IPC. On présentera ces données avec précaution pour éviter de laisser entendre, par exemple, qu'une évolution de 2 % sur un mois est comparable à une évolution de 24 % sur un an.

13.7 On définit presque toujours un mois de référence (ou une période plus longue) dans le passé dont l'indice des prix est fixé à 100. C'est à partir de cet indice que l'on calcule les variations, les indices de tous les mois suivants représentant des pourcentages par rapport au mois ou à la période de référence.

13.8 Les indices, ainsi que les autres variations dont il est question ici, étant généralement exprimés avec une seule décimale, il faut arrondir les chiffres. Or les arrondis peuvent donner l'impression non fondée que des changements sont intervenus. Il faut donc en donner une explication, en particulier lorsque les prix évoluent relativement peu.

13.9 Il faut également veiller à distinguer les points de pourcentage par rapport à l'indice mensuel de référence (qui est habituellement fixé à 100 % plusieurs années auparavant) et, par exemple, la variation en pourcentage d'un mois sur l'autre. Ainsi, si, un mois donné, l'indice est de 200 et que le mois suivant il est de 201, on dira que la variation est d'un point de pourcentage (si on la compare à la période où l'indice était fixé à 100) ou d'un demi-point de pourcentage (si le mois précédent est retenu comme étant 100 %). Les deux pourcentages sont valides, mais ils se réfèrent à des moments différents dans le passé. Il est donc important de préciser quel est le point de référence.

13.10 On appelle généralement «période de référence» la période qui correspond à l'indice 100. Il s'agit souvent d'une date choisie assez arbitrairement, qui change au bout de quelques années, et qui n'est pas

nécessairement la date à laquelle la méthodologie a changé ou un nouveau panier-type de biens et de services a été introduit. La note méthodologique devra préciser quelle est la période de référence.

13.11 L'IPC est, par définition, un indice, et non pas un niveau ou une série de variations absolues de prix. Toutefois, étant donné qu'au cours du processus de présentation de l'IPC, on calcule les prix moyens de catégories de biens et de services, il est possible de publier certains prix moyens de groupes de biens ou de services, et d'indiquer les tranches de prix supérieure et inférieure à partir desquelles on a calculé les moyennes. Certains chercheurs jugent utile de connaître les niveaux de prix moyens. Il faut alors les leur communiquer. Il convient néanmoins de noter que les données sur les niveaux de prix risquent d'être moins fiables que les indices qui expriment la variation des prix d'un groupe donné de biens et de services.

13.12 Jusqu'à présent, nous n'avons traité dans ce chapitre que des agrégats les plus larges, sans évoquer les sous-groupes de prix ou les variantes de l'IPC qui peuvent inclure ou exclure certains produits élémentaires. Nous nous sommes également intéressés à la forme la plus courante de l'IPC, qui se rapporte généralement au «consommateur moyen» d'un pays donné et regroupe pratiquement tous les prix à la consommation de ce pays. L'IPC peut cependant se référer aussi à des régions d'un pays, à des sous-groupes de population (les retraités par exemple) ou à des mesures, connexes ou différentes, de la variation des prix. Ces mesures, ainsi que les indices calculés à partir de sous-agrégats, sont examinées plus loin aux paragraphes 13.24 à 13.37.

Correction des variations saisonnières et lissage de l'indice

13.14 La plupart des séries de statistiques économiques sont présentées corrigées et non corrigées des variations saisonnières. Les indices des prix à la consommation, quant à eux, ne sont généralement pas corrigés des variations saisonnières. D'ordinaire, dans toutes les séries, les facteurs saisonniers sont fréquemment recalculés à l'aide des données les plus à jour. On peut donc modifier *a posteriori* les séries corrigées des variations saisonnières. En revanche, en règle générale, on ne révisé pas les IPC non corrigés.

13.15 Lorsque l'on compare un mois donné avec le même mois un an auparavant, on suppose que les profils saisonniers changent peu d'une année sur l'autre. Or il arrive exceptionnellement que certains mois, la variation saisonnière habituelle survienne en avance ou en retard. Il faut alors noter que ces cas exceptionnels peuvent être à l'origine d'une variation de l'IPC ou de l'une de ses composantes.

13.16 Les variations sur des périodes inférieures à un an subissent bien entendu l'effet de facteurs saisonniers. Pour distinguer les facteurs saisonniers d'autres

facteurs, il faut estimer les effets saisonniers et noter qu'ils ont joué un rôle dans la variation de l'indice.

13.17 Bien qu'en règle générale, l'IPC à proprement parler ne soit pas corrigé des variations saisonnières, certaines de ses variantes peuvent l'être, du fait sans doute qu'elles sont plus sensibles aux fluctuations saisonnières et qu'elles peuvent être révisées *a posteriori* si besoin. Si ces variantes sont corrigées des variations saisonnières, il importe d'en donner les raisons. Les séries corrigées des variations saisonnières sont généralement plus homogènes que les séries initiales non corrigées. Il y a d'autres façons de lisser des séries mensuelles, à l'aide de moyennes mobiles sur trois mois par exemple.

13.18 En règle générale, les offices de statistique ne lisent pas les séries d'IPC qu'ils publient car en principe, d'un mois sur l'autre, les prix à la consommation ne subissent pas de variations erratiques telles qu'elles masqueraient des tendances. En cas de variation erratique, les statisticiens qui établissent l'indice peuvent généralement en exposer les raisons. Dans tous les cas, chaque fois que l'on publie une série lissée ou corrigée des variations saisonnières, il est important de publier à la fois la série corrigée et la série non corrigée, de façon à montrer l'effet du processus d'ajustement aux usagers qui souhaitent savoir ce qui est arrivé aux prix, et ceci que l'évolution des prix soit ou non attribuable à des facteurs saisonniers. De même, on expliquera en détail les raisons pour lesquelles on a adopté telle ou telle méthode de correction des variations saisonnières.

Analyse des facteurs des variations

13.19 L'IPC est un agrégat composé de nombreux biens et services différents dont les prix n'évoluent pas au même rythme, certains pouvant augmenter alors que d'autres diminuent. Beaucoup d'usagers de l'indice souhaitent savoir quels biens et services ont contribué le plus aux variations de l'indice et quels prix ont dévié par rapport aux tendances générales des prix.

13.20 Les statisticiens qui calculent l'indice sont bien placés pour analyser les facteurs qui contribuent aux variations de prix et pour le faire au moment où l'indice est publié. Ils donneront suffisamment de détails aux usagers pour que ceux-ci voient par eux-mêmes comment ont évolué différents groupes de prix. En outre, pour aider les journalistes et d'autres professionnels qui disposent de peu de temps, les statisticiens doivent indiquer les biens ou les groupes de produits dont les variations de prix ont le plus contribué à l'IPC global, ainsi que les biens dont la variation des prix diffère le plus de l'agrégat. Une présentation des statistiques sous forme de tableaux et de graphiques permet de comparer les tendances. En outre, les statisticiens doivent indiquer les raisons des variations qui ne sont pas évidentes à première vue, mais que l'on peut néan-

moins discerner à partir des chiffres publiés. Ainsi, une baisse ou une hausse brutale observée l'année précédente aura un effet sur l'évolution en glissement annuel, quelle que soit l'évolution des prix sur le mois courant.

13.21 L'analyse des facteurs qui contribuent aux variations doit également faire état de tout changement de prix annoncé à l'avance ou de tout changement majeur survenu depuis la dernière fois où les prix ont été observés, qui aura un effet sur l'évolution de l'indice au cours des mois suivants.

Commentaire économique et interprétation de l'indice

13.22 Lorsqu'ils analysent les facteurs des variations, les statisticiens doivent faire preuve d'objectivité de façon à ce que les usagers des données puissent distinguer sans ambiguïté les chiffres proprement dits de leur interprétation. Il est donc essentiel d'éviter d'exprimer des jugements sur l'impact de la politique en vigueur sur la variation des prix ou les conséquences éventuelles de la variation des prix sur les politiques futures. C'est aux usagers qu'il revient de décider si les chiffres sont bons ou mauvais, le rôle du statisticien consistant à faire en sorte qu'ils puissent se faire une opinion en fonction de leurs conceptions économiques ou politiques.

13.23 Il existe plusieurs moyens d'éviter que les analyses manquent d'objectivité, que ce manque soit apparent ou réel. Le premier, et sans doute le plus important, consiste à publier les chiffres indépendamment de tout commentaire ministériel ou politique. Un autre consiste à présenter les analyses de façon cohérente, c'est-à-dire à fournir les données en suivant essentiellement le même modèle chaque mois (voir plus loin les paragraphes 13.38 à 13.41). Ainsi, les tableaux et les graphiques couvriront les mêmes périodes chaque mois et utiliseront les mêmes niveaux de référence.

Présentation de mesures connexes et d'autres mesures

Inflation sous-jacente

13.24 Pour les besoins de l'analyse économique, il est souhaitable de construire des mesures de l'inflation «de base» ou «sous-jacente» qui excluent les variations du taux d'inflation dues à des facteurs passagers, de façon à mettre en évidence des tendances persistantes ou générales. Les banques centrales, par exemple, doivent disposer d'indicateurs de l'évolution générale de l'inflation lorsqu'elles définissent leur politique monétaire. C'est pour cette raison que les économistes et les statisticiens s'attachent de plus en plus à mettre au point des mesures de l'inflation «sous-jacente».

13.25 Il existe plusieurs méthodes de calcul de l'inflation sous-jacente. La plupart visent à réduire ou éliminer l'influence de prix particulièrement volatiles ou

de variations de prix exceptionnellement importantes. La méthode la plus traditionnelle consiste à exclure certaines composantes de l'IPC de manière discrétionnaire. Les produits élémentaires à exclure varient en fonction de ce que savent les statisticiens sur leur volatilité, compte tenu de la situation économique du pays. Les produits généralement exclus sont la viande fraîche, les fruits et les légumes et le pétrole. De nombreux pays excluent également les biens importés, les tarifs publics et les prix contrôlés par l'État. Certains font un calcul qui permet d'exclure les effets d'impôts indirects tels que la TVA. Il faut naturellement veiller à ne pas exclure un nombre d'articles si important que ceux qui restent n'en constituent plus qu'une faible composante, non représentative de l'ensemble.

13.26 Les autres méthodes sont notamment les techniques de lissage, qui consistent par exemple à annualiser l'inflation moyenne sur trois mois. Une méthode plus complexe consiste à exclure les valeurs aberrantes, c'est-à-dire les produits qui subissent les augmentations les plus fortes ou les plus faibles.

Autres indices

13.27 Parmi les autres indices, on peut citer «l'indice des impôts et des prix», qui tient compte de l'impôt sur le revenu, et parfois des cotisations sociales, et estime dans quelle mesure le revenu brut des contribuables doit évoluer si ceux-ci veulent maintenir leur pouvoir d'achat. Il décrit à la fois la variation des impôts directs (sur le revenu) et celle des prix à la consommation.

13.28 On peut également citer un indice qui reflète la variation des prix, hors droits et impôts indirects (taxes sur les ventes par exemple). Par comparaison à l'IPC proprement dit, ce type d'indice met en évidence les effets sur les prix des variations des impôts indirects.

13.29 Ces deux exemples d'indices tiennent compte des impôts, sous une forme ou une autre. Ils sont plus complexes que l'IPC proprement dit, et sont moins attrayants car ils sont moins intuitifs que les indices qui suivent la variation des prix d'un panier-type de biens et de services. C'est pourquoi il faut les présenter comme des constructions intéressantes et riches d'enseignements, qui reposent sur l'indice principal, en précisant bien qu'elles ne sont pas meilleures que l'IPC et qu'elles ne se substituent pas à l'IPC.

13.30 Un autre exemple est celui des indices des prix à la consommation harmonisés (IPCH) de l'Union européenne, qui servent à comparer et agréger les mouvements de prix dans toutes les économies de l'Union européenne. Les IPCH n'utilisent pas un panier-type de biens commun à tous les pays dans lesquels ils sont calculés, car les habitudes d'achat diffèrent suivant les pays, mais les concepts et les méthodes n'en sont pas moins harmonisés par d'autres moyens. Aucun État membre de l'Union européenne n'utilise les IPCH comme IPC national, et chaque État produit donc égale-

ment son propre indice. Si les IPCH sont déjà des indicateurs importants dans la zone euro, ils n'en sont pas moins relativement nouveaux, et sont encore en cours d'élaboration. Dans ce cas, une question complexe se pose, de savoir si l'autre indice publié est meilleur que l'IPC national. Il est donc important de préciser clairement les concepts sur lesquels reposent les IPCH (qui distinguent généralement les IPCH des IPC nationaux) et d'expliquer de façon assez détaillée pourquoi les résultats des deux indices diffèrent. Les IPCH n'étant calculés que depuis 1996, il est impossible de comparer les prix avant cette date. Lorsqu'ils sont présentés, il faut indiquer la date à laquelle ils ont commencé, si cela n'apparaît pas de façon évidente.

13.31 Un autre concept est celui de l'indice du coût de la vie, que l'on définit généralement comme un indice qui indique les changements des coûts liés non seulement à l'achat d'un même panier de biens, mais aussi au maintien de la même utilité pour le consommateur. En général, les pays ne calculent pas régulièrement un indice du coût de la vie, et les usagers considèrent souvent l'IPC comme un indice du coût de la vie. Il faut préciser, dans les notes de référence, si c'est effectivement le concept qui sous-tend l'IPC.

Indices calculés à partir de sous-agrégats

13.32 Les pays calculent couramment les indices des prix de centaines de produits (le pain ou les chaussures par exemple) à partir de milliers de relevés de prix, de sorte qu'il existe un très grand nombre de sous-agrégats possibles.

13.33 Un type de sous-agrégation consiste à grouper des séries de produits élémentaires ou de produits qui, prises dans leur ensemble, forment l'IPC. Il est alors important d'étudier la relation entre les produits au sein de chaque sous-groupe. On peut par exemple présenter un indice sur les produits alimentaires et, sous la rubrique produits alimentaires, calculer des indices sur des sous-groupes comme les céréales et les légumes.

13.34 L'un des premiers éléments à prendre en compte lorsque l'on présente des sous-agrégats de produits connexes est la cohérence. En d'autres termes, il faut disposer d'une série de sous-agrégats pour lesquels on calcule et on présente les indices chaque mois. Les usagers considèrent généralement qu'il est très important de pouvoir procéder aux mêmes analyses d'un mois sur l'autre.

13.35 Un autre facteur à considérer est l'harmonisation internationale de la division de l'indice en groupes de biens et de services, qui permet de faire des comparaisons entre pays. Certains pays possèdent leurs propres sous-agrégats, qui sont parfois antérieurs à la norme internationale en vigueur. La norme internationale généralement admise pour présenter les sous-agrégats est la Nomenclature de la consommation individuelle par fonction (COICOP). Elle sert notamment à calculer les IPCH. Du fait que la COICOP définit des groupes de produits élémentaires par

fonction générale («transport» ou «logement» et «services liés au logement»), elle réunit des biens et des services dans un même sous-groupe. De nombreuses nomenclatures nationales sont cependant composées de sous-groupes qui ne comprennent jamais à la fois des biens et des services. Lorsque l'IPC national contient des sous-agrégats définis autrement que suivant cette norme internationale, il est conseillé soit de présenter également une ventilation selon la COICOP soit, au minimum, d'y comparer la nomenclature nationale. La COICOP et la Classification centrale des produits (CPC) correspondante sont analysées en détail au chapitre 3 du présent manuel.

13.36 Un autre type d'indice calculé à partir de sous-agrégats est un indice qui pour l'essentiel est identique à l'IPC, à ceci près qu'il exclut certains produits élémentaires. L'indice principal évoqué plus haut en est un exemple. On peut également faire valoir que les IPCH entrent dans cette catégorie car ils excluent certaines dépenses non monétaires. Certains pays publient, outre un IPC d'ensemble, un ou plusieurs indices qui excluent certaines dépenses, par exemple un indice qui exclut les intérêts hypothécaires des coûts de logement.

13.37 Il faut toujours donner la définition des autres instruments de mesure et des instruments connexes. Il est également conseillé d'indiquer pour quelles raisons ils sont publiés. Surtout, il ne faut pas laisser entendre que l'indice calculé à partir de sous-agrégats est meilleur ou plus significatif que l'IPC proprement dit.

Communiqués de presse, bulletins et notes méthodologiques

13.38 L'encadré 13.1 présente, à titre d'exemple, un modèle de la première page d'un communiqué de presse d'un pays fictif annonçant l'IPC. On peut également adopter d'autres présentations, et ajouter notamment un indice corrigé des variations saisonnières. Comme indiqué dans l'exemple, le communiqué doit contenir les informations suivantes :

- des détails sur le bureau qui le publie;
- la date et l'heure de la publication;
- la variation en pourcentage du nouveau mois par rapport au même mois un an auparavant;
- une comparaison avec la variation observée le mois précédent;
- des informations sur les groupes de produits qui ont contribué à la variation et, plus généralement, sur toute évolution des prix des postes les plus importants;
- un renvoi à des sources de renseignements complémentaires.

Il convient de noter qu'il ne faut pas porter de jugement sur les raisons politiques ou économiques de l'évolution des prix, ni indiquer si l'évolution va ou non dans le bon sens.

13.39 Ce qui n'apparaît pas à l'aide de ce seul exemple, c'est que la présentation du communiqué de presse doit rester inchangée d'un mois sur l'autre. Il est

important de suivre le même modèle afin de ne pas donner l'impression qu'en choisissant une présentation différente, on marque une préférence pour une certaine tendance, apparue à une date précise par exemple.

13.40 Les autres pages du communiqué de presse doivent donner les indices mensuels (la période de référence étant égale à 100) à partir desquels les variations en pourcentage ont été calculées. Elles doivent également présenter des indices comparables pour les principaux groupes de biens et de services. À l'aide de graphiques, on peut montrer par exemple les prix qui ont contribué le plus ou le moins à l'IPC global.

13.41 Si l'on publie également une variante de l'IPC, on expliquera brièvement les différences entre les deux indices, et notamment celles d'ordre méthodologique. Plusieurs variantes appellent des explications, notamment

les indices nationaux fondés sur la méthodologie des IPCH de l'Union européenne, les indices régionaux ou les versions de l'IPC qui excluent certaines composantes des dépenses de consommation telles que les achats de logements. Les communiqués de presse doivent être accompagnés d'une brève note méthodologique à l'image de celle qui figure à l'encadré 13.2. Des informations plus détaillées pourront être publiées dans un manuel.

Normes internationales relatives à la diffusion des indices des prix à la consommation

13.42 De nombreuses normes internationales s'appliquent à l'IPC, tant sur un plan général que sur des points

Encadré 13.1 Modèle de présentation de l'indice des prix à la consommation

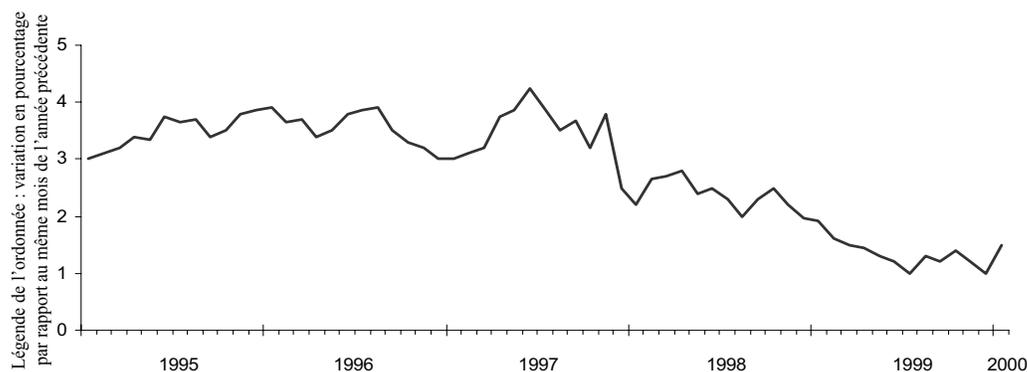
Office de statistique de [nom du pays]

Vendredi 18 février 2000, pour publication à 11 heures.

INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION (IPC) JANVIER 2000 : COMMUNIQUÉ DE PRESSE

En janvier 2000, les biens et les services qui composent le panier de référence de l'IPC ont coûté aux consommateurs 1,0 % de plus qu'en janvier 1999. Cette variation sur 12 mois a été inférieure à la variation sur 12 mois enregistrée en décembre (1,5 %), mais supérieure à celle observée en novembre (0,9 %).

Variation en pourcentage de l'indice des prix à la consommation par rapport au même mois de l'année précédente, au cours des cinq dernières années



Principaux facteurs ayant contribué à l'augmentation globale de 1,0 %

La progression la plus forte a été enregistrée dans le prix des articles d'habillement et des chaussures. Elle a été moindre dans les loisirs et la culture. Au sein du groupe de l'énergie, les tarifs du gaz ont sensiblement augmenté. Le prix des articles d'ameublement et des articles de ménage est en baisse. Les variations des différents groupes de produits sont indiquées au tableau de la page x de ce communiqué.

Publié par l'office des statistiques de Xxxxx, adresse : xxxxxx

Renseignements presse : 1 111 1111; public : 2 222 2222 (il est utile de donner le nom d'une personne à contacter)

Les notes de référence sur l'IPC figurent en annexe au présent communiqué.

On trouvera d'autres notes, ainsi que des détails complémentaires, sur notre site Internet à XXX

Encadré 13.2 Modèle de note méthodologique accompagnant les communiqués de presse sur les indices des prix à la consommation

Que mesure l'indice des prix à la consommation (IPC) et comment est-il calculé?

L'indice d'ensemble des prix à la consommation (IPC) est le principal instrument de mesure de ce qu'on appelle communément l'inflation. Il indique la variation, d'un mois sur l'autre, du niveau moyen des prix des biens et des services qu'achètent la majorité des ménages.

Chaque mois, les prix sont relevés dans des magasins et auprès d'autres fournisseurs de biens et de services. Après avoir réalisé une enquête périodique sur le budget (ou les dépenses) des ménages, qui permet de déduire le comportement de dépense des ménages, on conjugue les prix et les habitudes de dépenses pour calculer les indices des prix de groupes de biens et de services et l'indice d'ensemble.

Le *Bulletin sur l'IPC*, que nous publions tous les mois, contient l'indice global et tous les indices qui le composent, ainsi que des renseignements complémentaires sur la méthode de calcul de l'IPC. Une brochure traite également ce sujet, et le *Manuel technique sur l'IPC* expose en détail la méthode de calcul. Pour tout renseignement sur ces publications et sur les moyens de vous les procurer, veuillez consulter notre site Internet à www.ous.gov ou téléphoner aux numéros indiqués en première page de ce communiqué.

particuliers. Dans son introduction, ce chapitre passe en revue les principes généraux qui guident, d'une façon ou d'une autre, un bon nombre d'entre elles. Une norme très générale, mais qui, de par sa nature, est essentielle, est celle définie dans les *Principes fondamentaux de la statistique officielle* des Nations Unies. Elle est disponible en plusieurs langues sur les sites de la CENUE et des Nations Unies et traite non seulement de la diffusion des données, mais aussi de tous les aspects des travaux statistiques.

13.43 Les normes du Fonds monétaire international (FMI) sont particulièrement pertinentes en matière de diffusion. Deux d'entre elles concernent les statistiques, et notamment les indices des prix à la consommation. La première est le Système général de diffusion des données (SGDD) et la seconde la Norme spéciale de diffusion des données (NSDD). Le SGDD définit un cadre général, des indicateurs précis dits «principaux» et d'autres dits «encouragés». La NSDD repose sur le cadre du SGDD mais est plus contraignante et s'applique uniquement aux pays qui s'engagent par écrit à la respecter en le notifiant au Conseil du FMI. Les deux normes sont disponibles sur le site Internet du FMI.

13.44 Le terme de qualité désigne, dans le SGDD, la nécessité de fournir des informations sur les sources et les méthodes, ainsi que sur les détails des composantes et les procédures de vérification. L'intégrité renvoie à la diffusion de règles de confidentialité, l'accès aux données par les administrations publiques avant

leur publication, l'identification des commentaires ministériels et la fourniture d'informations sur les révisions et la notification préalable des changements de méthodologie. La notion d'«accès au public» se réfère à la nécessité d'annoncer au préalable les dates de publication et de diffuser les données simultanément à tous les usagers. Les tableaux des catégories de données définissent l'IPC comme un indicateur principal publié tous les mois, dans un délai d'un à deux mois suivant la date des relevés. Le présent manuel tient compte de toutes ces normes. L'Organisation internationale du travail (OIT) a également publié des lignes directrices sur la diffusion des statistiques du travail (OIT, 1998) que l'on peut consulter sur le site Internet de l'Organisation.

Calendrier de diffusion de l'indice des prix à la consommation

13.45 S'il est important de diffuser l'IPC dans les meilleurs délais, il l'est tout autant de le faire en respectant un calendrier précis. Il faut également annoncer les dates de publication aussi tôt que possible. Il convient que l'indice soit publié à une date précise, indiquée longtemps à l'avance, pour deux raisons principales. Premièrement, on limite ainsi les possibilités de manipulation de la date de publication à des fins politiques. Deuxièmement, on inspire confiance aux usagers en leur montrant que l'indice est publié le plus rapidement possible et que sa publication n'a pas été retardée (ou avancée) pour des raisons politiques. Ce système présente également un troisième avantage : les usagers savent quand ils recevront les chiffres et peuvent se préparer à les utiliser.

Délai de diffusion et exactitude des données

13.46 Le SGDD du FMI, évoqué plus haut aux paragraphes 13.43 et 13.44, recommande que l'IPC soit diffusé un à deux mois après la date de collecte des données. Dans la pratique, la plupart des pays publient généralement leur IPC au milieu du mois suivant le mois de référence. S'ils y parviennent, c'est que souvent, la plupart des données sont relevées durant une période limitée au milieu du mois de référence, ce qui donne le temps aux statisticiens de les vérifier et de les analyser et de préparer les nombreux tableaux et graphiques dans lesquels elles sont présentées.

13.47 Si l'exactitude est particulièrement importante, c'est que l'IPC a de nombreuses répercussions. En effet, non seulement cet indice a des conséquences sur la politique économique, mais aussi il sert à indexer toute une série de contrats dans la plupart des pays. Dans le domaine des contrats, son application la plus connue est sans doute l'indexation des traitements et salaires. En outre, d'une part du fait que de nouvelles données apparaissent rarement après la publication de l'IPC, et d'autre part en raison de l'utilisation qui en est faite dans les contrats, il est très rare que l'IPC soit révisé. C'est l'une des différences

majeures qui distingue l'IPC d'autres agrégats économiques ou socioéconomiques.

13.48 Pour toutes ces raisons, s'il est important de respecter des délais de diffusion, il faut également prévoir suffisamment de temps pour bien préparer les données et les vérifier minutieusement. Le plus souvent, il n'est pas permis de réviser un IPC non corrigé des variations saisonnières après sa publication. Les IPCH de l'Union européenne font exception et sont périodiquement révisés. Si une série est révisée, il faut bien entendu décrire précisément les changements apportés et donner des explications détaillées lors de la publication des nouvelles données. Lorsqu'une nouvelle méthode est adoptée, on le sait généralement à l'avance et on en avertira les usagers au préalable.

Accès aux données

13.49 Dans le domaine des IPC comme dans celui d'autres statistiques, il faut que le public ait accès au plus grand nombre de données possible, et ce pour deux raisons principales. Premièrement, il est très utile, pour certains usagers, de disposer de données détaillées pour procéder à des analyses. Deuxièmement, l'accès aux données inspire confiance dans les données.

13.50 La quantité de données susceptibles d'être communiquées aux usagers est cependant limitée. L'une des raisons, étudiée dans la section suivante de ce chapitre, en est la confidentialité. Une autre est la quantité de données que la plupart des usagers sont en mesure d'absorber. Enfin, il faut citer le coût de publication de vastes quantités de données dont peu d'usagers risquent d'avoir besoin.

13.51 En règle générale, on considère que l'IPC et ses principales composantes sont si importants qu'on les diffuse gratuitement au moyen de communiqués de presse. En revanche, les données plus détaillées sont souvent publiées dans des ouvrages ou sur d'autres supports moyennant paiement afin de recouvrer une partie des frais de distribution. De même, les analyses spécialisées réalisées à la demande de certains usagers sont vendues à un prix qui varie en fonction du travail qu'elles ont nécessité.

13.52 La question de la quantité de données qu'il convient de communiquer aux usagers à l'aide des différents supports possibles est également traitée aux paragraphes 13.53 à 13.58 ci-dessous.

Confidentialité

13.53 Si, en règle générale, il faut porter à la connaissance des usagers autant de données que possible, dans certains cas, la confidentialité est une notion importante, et ce pour plusieurs raisons. Premièrement, certaines données sont fournies par des détaillants et d'autres sources à condition qu'elles soient uniquement utilisées agrégées à d'autres données et qu'elles ne soient pas publiées sous une autre forme. Ce principe est particulièrement important lorsque les données sont communiquées volontairement, ce qui est souvent le cas. Deuxièmement, seul un

échantillon de marques est relevé, représentatif d'un groupe beaucoup plus vaste de produits. Si l'on connaît les marques qui figurent dans l'indice et celles qui n'y figurent pas, on peut biaiser des composantes de l'indice en manipulant un nombre limité de prix.

13.54 Le fait même de savoir que les prix vont être relevés un certain jour d'un mois donné, ou risquent de l'être, peut amener des détaillants ou d'autres personnes à biaiser certaines composantes en modifiant les prix ce jour-là. Cela ne constitue cependant un danger qu'à court terme.

Diffusion électronique

13.55 La diffusion des données par Internet présente plusieurs avantages. Du point de vue de l'organisme qui produit les données, ce système est relativement peu coûteux et évite des frais d'impression et d'envoi. En outre, il revient à peine plus cher de diffuser une grande quantité de données qu'une petite quantité. Dès leur publication, les données sont à la disposition de tous les internautes simultanément, qui peuvent les télécharger sans les saisir de nouveau, et ainsi gagner du temps et éviter des erreurs de transmission ou de transposition.

13.56 L'un des inconvénients de la diffusion des données par Internet est que tous les internautes n'y ont pas accès sur un pied d'égalité. Un autre désavantage important est qu'ils risquent de consulter directement les données, sans lire les métadonnées qui sont parfois cruciales pour bien les comprendre. En outre, il devient aussi facile de diffuser largement l'IPC électroniquement pour les usagers que pour l'office de statistique, ce qui permet aux usagers de devancer les statisticiens qui établissent l'indice en le communiquant avant la date de diffusion, sans nécessairement les accompagner des métadonnées essentielles pour bien comprendre les chiffres.

13.57 De préférence, il faut communiquer l'IPC complet accompagné des métadonnées essentielles simultanément à la presse et aux autres usagers. À cet effet, certains offices de statistiques réunissent les journalistes une demi-heure environ avant l'heure officielle de publication, leur distribuent une version imprimée du communiqué, expliquent les données et répondent aux questions. À l'heure de la publication, les journalistes sont alors autorisés à transmettre les chiffres à leur bureau qui les diffuse plus largement.

13.58 En résumé, il faut prendre soin de communiquer l'IPC à tous les usagers en même temps, quel que soit le mode de diffusion choisi.

Prise en compte du point de vue des usagers

Différentes applications des indices des prix à la consommation

13.59 Le chapitre 2 traite en détail des différentes applications des IPC. Il est important d'indiquer aux usagers potentiels les applications qui sont appropriées

et celles qui ne le sont pas. À cet effet, il convient d'expliquer comment l'IPC est construit et de donner des détails sur les sources et les méthodes employées. Il faut également que des explications sur d'autres indices ou des sous-indices, qui montrent comment leur utilisation diffère de celle de l'IPC proprement dit, soient facilement accessibles.

Présentation de la méthodologie

13.60 Chaque mois, lors de la publication de l'IPC, les usagers sont désireux de connaître les principaux chiffres et de les utiliser. En général, ils ne souhaitent pas être encombrés d'explications sur la méthodologie employée pour obtenir les données. Il faut néanmoins mettre à la disposition des personnes qui le souhaitent des explications méthodologiques, sous une forme qui soit compréhensible par des usagers dont les connaissances et les intérêts diffèrent. Tout changement majeur de méthodologie doit être exposé en détail et annoncé le plus tôt possible avant son adoption.

13.61 Nous avons vu aux paragraphes 13.38 à 13.41 que les explications d'ordre méthodologique doivent figurer dans une note jointe aux communiqués de presse. Elles doivent également être fournies au moins à deux autres niveaux. Une brochure à l'intention des non-spécialistes doit expliquer l'historique, les principes et les pratiques de l'IPC, et indiquer les mesures alternatives éventuellement disponibles. Il faut également proposer aux usagers intéressés, ainsi, par exemple, qu'aux statisticiens qui produisent l'IPC pour la première fois, des explications plus approfondies sur les sources et les méthodes employées. Ces informations doivent être tenues à jour, même si les agents subissent des pressions pour consacrer du temps aux résultats au détriment de la documentation. Comme cela a été signalé, il est essentiel que des explications détaillées sur les sources et les méthodes soient facilement accessibles pour que l'IPC inspire confiance aux usagers.

Rôle des comités consultatifs

13.62 L'IPC est une série statistique qui revêt une telle importance qu'il est essentiel de créer un comité consultatif, ou une série de comités, qui représente les usagers et les statisticiens. Le processus de construction de l'IPC soulève de nombreuses questions qui prêtent à controverse. Dans de nombreux pays, il a donné lieu à des débats virulents au sujet, par exemple, des éléments

qui doivent ou non entrer dans sa composition. Le rôle d'un comité consultatif est d'examiner entre autres les questions controversées et d'émettre un avis à leur sujet. Un comité a un autre rôle, sans doute tout aussi important, qui est de garantir, de par son existence, que l'IPC est digne de confiance et n'est pas un outil de propagande gouvernementale.

13.63 Dans les pays qui n'ont pas systématiquement créé de comité consultatif, les statisticiens peuvent craindre que la participation de personnes indépendantes des pouvoirs publics crée des attentes qu'ils ne sont pas en mesure de satisfaire, et partant, mécontente le public. Or la participation d'usagers indépendants des pouvoirs publics peut se traduire par une meilleure compréhension des réalités et des contraintes pratiques liées aux nécessités théoriques. C'est ce qui se produit généralement dans les offices de statistique qui possèdent des comités consultatifs composés de représentants de tous les grands partenaires, issus ou non des pouvoirs publics. Il est donc important que les membres du comité consultatif soient des universitaires, des employeurs ou des représentants syndicaux par exemple, qui ont chacun une perspective différente. Il faut également que les rapports soient communiqués au public dans leur intégralité et sans retard excessif.

Explication de la qualité de l'indice

13.64 L'IPC est vu avec méfiance à plusieurs niveaux. S'il fait généralement référence au consommateur moyen, chaque consommateur a ses propres habitudes de dépenses et remarque parfois des modifications dans une série de prix mais pas dans d'autres. Fait sans doute plus important, certains critiquent l'indice car ils le soupçonnent de ne pas suivre l'évolution des biens et des services récents, les changements de qualité des produits ou les nouveaux types de commerce de détail.

13.65 Il est donc important que les statisticiens qui produisent l'indice soient disposés à discuter de ces problèmes et des moyens qu'ils emploient pour les résoudre. Comme pour d'autres questions évoquées ici, les statisticiens doivent exposer franchement leurs méthodes et leur capacité à résoudre les problèmes, potentiels ou réels, mis en évidence. Ils doivent donc donner des explications sur les questions de qualité, même lorsque la qualité de l'indice n'est pas remise en cause.

Introduction

14.1 Le présent chapitre est consacré aux agrégats en valeur de biens et services qui relient entre eux les principaux indices de prix, et en particulier l'indice des prix à la consommation (IPC). Il offre un contexte plus large à l'IPC couvert par le chapitre 3 et aux pondérations couvertes par le chapitre 4. Ce chapitre approfondit également le champ de la définition de l'échantillon et de l'ensemble de produits examinés au chapitre 5.

14.2 Nous commençons par définir un agrégat en valeur d'un domaine de biens et services donné comme la somme des produits des prix et des quantités de ces biens et services. Un indice des prix peut être défini comme le facteur qui donne la variation relative de cet agrégat en valeur due à la variation des prix. À ce titre, les principales formules d'indices de prix peuvent toutes être exprimées sous forme de moyenne pondérée de rapports de prix, dont les pondérations sont les parts des différents produits élémentaires dans l'agrégat en valeur. Pour une présentation des formules d'indice de prix les plus connues exprimées sous forme d'agrégats en valeur de moyennes de rapports de prix pondérées en fonction des parts de dépenses, voir le chapitre 1, équation (1.2), et le chapitre 15, équation (15.8), pour l'indice de Laspeyres; le chapitre 1, équation (1.3), et le chapitre 15, équation (15.9) pour l'indice de Paasche; et le chapitre 1, équations (1.11) et (1.12), ainsi que le chapitre 15, équations (15.21) et (15.81), pour les indices de Walsh et de Törnqvist. En tant que moyenne géométrique des indices de Paasche et de Laspeyres, l'indice idéal de Fisher présenté au chapitre 1, équation (1.10) et au chapitre 15, équation (15.2), est aussi une fonction des parts de dépenses déduites directement des agrégats en valeur.

14.3 Pour définir un indice des prix, nous devons disposer d'abord de plusieurs informations sur l'agrégat en valeur. C'est lui, en effet, qui détermine les aspects suivants d'un indice des prix :

- quels produits élémentaires inclure dans l'indice;
- comment déterminer leur prix;
- quelles transactions portant sur ces produits élémentaires prendre en compte dans l'indice;
- comment calculer les pondérations et de quelles sources les extraire.

Nous examinerons aussi, outre la teneur des agrégats en valeur utilisés pour les principaux indices de prix, leurs propriétés en matière de valorisation et de moment

d'enregistrement de ces indices. Celles-ci influent fortement, en effet, sur la définition des prix et la pondération des indices de prix par les statisticiens.

14.4 Les quatre principaux indices de prix du système des statistiques économiques sont l'indice des prix à la consommation (IPC), l'indice des prix à la production (IPP) et les indices des prix à l'exportation et à l'importation (IPX et IPM). Ce sont des indicateurs de performance macroéconomique bien connus et suivis de près. Ils donnent une indication directe du pouvoir d'achat de l'argent dans divers types de transaction et autres flux portant sur des biens et services. Il s'agit par conséquent d'outils importants pour formuler et conduire les politiques monétaire et budgétaire. Ils servent aussi de déflateur pour donner des mesures sommaires du volume de biens et services produits et consommés. Ces indices sont donc utilisés aussi pour étayer les décisions économiques dans le secteur privé. Ils ne doivent pas — ou ne devraient pas — constituer une simple collection d'indicateurs de prix non liés les uns aux autres, mais donner au contraire une idée cohérente et intégrée de l'évolution des prix dans les secteurs de la production, de la consommation et des échanges internationaux de biens et services. Il s'ensuit que l'intérêt de tous ces indices dépend dans une mesure non négligeable de l'intérêt des agrégats en valeur auxquels chacun d'eux renvoie. Même s'il existe d'autres indices de prix importants, dont la plupart sont abordés dans ce chapitre, les quatre indices susmentionnés constituent l'épine dorsale du système des statistiques des prix dans la plupart des pays. Ils feront donc l'objet d'une attention particulière.

14.5 Les paragraphes 14.8 et suivants définissent les relations entre les quatre principales séries de prix en les associant à certains des agrégats qui s'imbriquent les uns aux autres dans le *Système de comptabilité nationale 1993 (SCN 1993)*. Le système de comptabilité nationale a été remanié plusieurs fois au fil des ans, et l'édition de 1993 est la plus récente. Nous utiliserons, selon le cas, le sigle «SCN» pour faire référence au système de comptabilité nationale en tant que terme générique et l'expression «SCN 1993» lorsque nous nous référerons spécifiquement à la version la plus récente. La couverture de l'IPC est établie à partir d'un large éventail de comptes du SCN. À diverses reprises, dans ce chapitre, nous indiquons si la composition de chaque agrégat en valeur dans la comptabilité nationale se réfère — et de quelle manière — à l'agrégat à partir duquel peut être défini l'IPC. Outre les quatre principaux indices de prix et une batterie d'autres indices utiles,

nous examinons brièvement le rôle des indices de rémunération du travail et des parités de pouvoir d'achat dans le système de statistiques économiques.

14.6 Comme il est dit au chapitre 2, l'IPC est construit en vue d'emplois divers selon les pays. Nous pouvons cependant identifier deux grandes tendances : l'IPC en tant qu'indicateur de la *consommation* (IPC-consommation, parfois dénommé «indice du coût de la vie») et l'IPC fondé sur le concept de *transaction* (IPC-transactions, souvent appelé «indice d'inflation»). Les partisans de l'IPC-transactions le considèrent souvent comme un IPC fondé sur le concept d'acquisition, selon la terminologie utilisée antérieurement dans *Consumer Prices Indices : An ILO Manual* (Turvey et al., 1989) pour distinguer les différents traitements possibles des logements occupés par leur propriétaire, par exemple (p. 15). L'IPC fondé sur le concept d'acquisition a une signification différente dans le SCN, où il fait référence à la consommation par les ménages de biens et de services qu'ils se procurent par eux-mêmes, ou que leur procurent des institutions sans but lucratif et des administrations publiques agissant au service de ces ménages. Nous préférons par conséquent utiliser le terme «transactions». Dans la terminologie du manuel de l'OIT, l'indice que l'on qualifie d'IPC-consommation serait considéré comme fondé sur les «emplois». Les deux termes sont conformes à la terminologie actuelle du SCN.

14.7 Les deux types d'IPC visent les prix auxquels sont confrontés les ménages, mais, comme son nom l'indique, l'IPC-consommation est centré sur les prix des produits élémentaires auxquels les ménages consacrent des dépenses de consommation finale, tandis que l'IPC-transactions est centré sur les prix des produits élémentaires pour lesquels les ménages effectuent des dépenses monétaires finales de consommation et de formation de capital. Les IPC-consommation *excluent* par conséquent les dépenses des ménages liées à la formation de capital (celles qu'ils consacrent aux logements dont ils sont propriétaires, par exemple), mais *peuvent inclure* à la fois des dépenses de consommation monétaires et imputées (le loyer imputé aux propriétaires pour l'occupation de leur propre logement, par exemple). Les IPC-transactions sont centrés uniquement sur les prix des produits élémentaires auxquels les ménages consacrent des dépenses monétaires finales. Ils *peuvent donc inclure* les dépenses de formation de capital des ménages (les acquisitions nettes de logements, par exemple), mais *excluent* catégoriquement les dépenses qui doivent être imputées pour couvrir la consommation effective de biens et services par les ménages. Dans ce chapitre, nous approfondirons les concepts de secteur institutionnel et de type de transaction du SCN, qui établissent à la fois la différence et le lien entre les IPC-consommation et les IPC-transactions. Dans chacune des sections suivantes, nous examinerons, s'il y a lieu, les types de dépenses qui définissent les postes et pondérations appropriés pour ces deux grandes catégories d'IPC, la somme des dépenses

qui correspond à l'IPC-consommation étant dénommée *agrégat de dépenses #1*, et celle des dépenses de l'IPC-transactions, *agrégat de dépenses #2*.

Les comptes nationaux, cadre de référence du système des statistiques des prix

14.8 Les comptes nationaux constituent le système fondamental d'agrégats en valeur pour les transactions et autres flux de biens et services. Leur intérêt économique est manifeste. Les agrégats en valeur des principaux indices de prix n'ont pas, bien sûr, à coïncider avec les principaux agrégats en valeur des comptes nationaux, mais ces derniers n'en constituent pas moins la principale mesure des flux de biens et services et des niveaux des stocks d'actifs corporels et incorporels dans une économie. Les principaux indices de prix devraient donc être clairement reliés à ces agrégats. Ce chapitre explique les agrégats en valeur que les autorités nationales utilisent couramment aujourd'hui (ou prévoient d'utiliser à l'avenir) pour les principaux indices de prix, en les assemblant à partir de composantes identifiées dans le SCN.

14.9 Le *SCN 1993* décrit le système de comptabilité nationale de la manière suivante :

«1.1 Le Système de comptabilité nationale (SCN) se compose d'une série cohérente de comptes macroéconomiques, de comptes de patrimoine et de tableaux articulés et coordonnés qui s'appuient sur un ensemble de concepts, définitions, nomenclatures et règles de comptabilisation approuvé au plan international. Il propose ainsi un cadre comptable qui permet d'exploiter les données économiques et de les présenter sous une forme qui convienne aux fins de l'analyse économique.»

Les comptes couvrent les principales activités qui ont lieu au sein d'une économie, telles que la production, la consommation, le financement et l'accumulation de capital. Certains des flux en question, par exemple les revenus, l'épargne, les prêts ou les emprunts, ne se rapportent pas aux flux de biens et services et n'entrent donc pas dans les composantes de prix et de quantités. Le SCN présente cependant un cadre exhaustif — le tableau des ressources et des emplois, examiné plus en détail ci-après — qui établit et illustre les interconnexions entre les principaux flux de biens et services dans une économie. La couverture et le contenu de ces flux sont définis, classés et mesurés d'une manière cohérente sur le plan théorique. Dans le tableau des ressources et des emplois, les liens entre les principaux flux de biens et services associés à des activités comme la production, la consommation, la distribution, l'importation ou l'exportation peuvent être mis en lumière de façon précise et directe. Ce tableau offre un cadre idéal pour concevoir et organiser un système de statistiques des prix intrinsèquement cohérent qui se rattache à un ensemble de flux de biens et services économiquement interdépendants. Le tableau définit non seulement les interconnexions entre les prix à la consommation, à la production,

à l'importation et à l'exportation eux-mêmes, mais aussi leurs liens avec les indices de prix pour les principaux agrégats macroéconomiques, tels que le produit intérieur brut (PIB).

14.10 Dans ce tour d'horizon des indices de prix, nous procédons d'abord à un survol des principaux agrégats des comptes nationaux. Nous examinons ensuite les éléments constitutifs de ces grands agrégats, en commençant par les catégories d'agents économiques reconnus par le système de comptabilité nationale, avant de présenter les comptes économiques établis à leur sujet pour retracer les flux de biens et services qui forment les grands agrégats. À mesure que ces comptes sont établis sur ces bases, des relations précises se dessinent entre les indices de l'inflation globale les plus connus — l'IPC, l'IPP, l'IPX et l'IPM — et les agrégats les plus suivis de la comptabilité nationale.

Ressources et emplois de biens et services agrégés

14.11 Au niveau le plus agrégé des comptes nationaux, les ressources et emplois de biens et services correspondent à l'identité simple des manuels de macroéconomie, qui établit que le total des ressources est égal au total des emplois. Le total des ressources représente la somme de la production Y , des importations M , et des impôts moins subventions sur les produits T . Le total des emplois est la somme de la consommation intermédiaire Z , de la consommation finale des ménages, C , et des administrations publiques, G , de la formation de capital I et des exportations X :

$$Y + M + T = Z + C + G + I + X \quad (14.1)$$

14.12 Si l'on reformule l'équation en soustrayant de chaque côté la consommation intermédiaire et les importations, on obtient les formules bien connues du PIB selon l'optique de la production (valeur ajoutée) et l'optique des dépenses :

$$\begin{aligned} (Y - Z) + T &= \text{valeur ajoutée} + T = C + G + I + X - M \\ &= \text{produit intérieur brut} \end{aligned} \quad (14.2)$$

Le PIB est internationalement reconnu comme l'agrégat des comptes nationaux essentiel pour mesurer la performance économique. Il s'agit avant tout d'une mesure de la production, par opposition à la demande finale. Plus précisément, le PIB mesure la valeur ajoutée des activités productives réalisées par tous les agents économiques résidents d'une économie. Comme les importations ne sont pas prises en compte dans le PIB, un indice des prix pour le PIB suit l'inflation d'origine intérieure. Dans les systèmes statistiques modernes, l'établissement d'indices permettant de déterminer les parts de la variation relative du PIB et de ses composantes attribuables aux variations de prix et de volume est l'un des objectifs majeurs des statistiques de prix.

14.13 Ainsi que nous le verrons plus en détail par la suite, le tableau des ressources et des emplois du SCN est une matrice exhaustive qui couvre l'ensemble de l'économie et exploite les identités (14.1) et (14.2) à un niveau désagrégé. Chaque ligne de la matrice présente le total des emplois d'un produit ou d'un groupe de produits, et chaque colonne donne le total des ressources des branches d'activité intérieures et des importations. Le tableau fournit un cadre comptable qui impose une cohérence tant conceptuelle que numérique des données sur les flux de biens et services extraites de différentes sources. Tous les flux doivent être définis, classés et valorisés de la même manière, et les erreurs éventuelles doivent être rectifiées. Le tableau offre une base solide pour établir un ensemble d'indices des prix et des quantités interdépendants. Dans les sections suivantes, nous examinons les divers éléments, ou modules, qui constituent le tableau avant d'examiner celui-ci dans son ensemble.

Unités institutionnelles et établissements

14.14 Pour élaborer le système comptable et les grands agrégats Y , M , T , Z , C , G , I et X des équations (14.1) et (14.2), le *SCN 1993* organise d'abord l'économie d'un pays en catégories d'entités ou d'agents engagés dans des activités économiques. Ces agents portent le nom d'*unités institutionnelles* et se répartissent en cinq types d'unités résidentes de l'économie et une catégorie unique d'unités résidentes — le reste du monde. Une unité institutionnelle est considérée comme résidente d'une économie si son principal centre d'intérêt économique se situe dans ladite économie. Pour les besoins opérationnels, le centre d'intérêt économique est déterminé en partie par la durée de la présence physique. Par exemple, un ménage est résident d'un territoire économique s'il a vécu à l'intérieur des frontières de celui-ci pendant un an ou plus. Les cinq types d'unités institutionnelles résidentes sont les sociétés non financières, les sociétés financières, les administrations publiques, les ménages et les institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM). Dans le *SCN 1993*, les unités institutionnelles ont pour attribut de pouvoir posséder des actifs productifs; elles représentent par conséquent les plus petites unités pour lesquelles des comptes de patrimoine complets peuvent être établis.

14.15 Comme il a été dit plus haut, les unités institutionnelles peuvent s'engager dans la production et la consommation de biens et services ainsi que dans la formation de capital, accumulant alors des biens et services en tant qu'actifs productifs corporels et incorporels. Pour analyser la production, le *SCN 1993* identifie une unité ou un agent de plus petite taille que l'unité institutionnelle et que l'on dénomme *établissement* ou *unité d'activité économique (UAE) locale*. À l'intérieur d'une unité institutionnelle, l'établissement est la plus petite unité organisée pour la production et dont il est possible d'identi-

fier séparément les coûts et la production. En règle générale, les établissements se spécialisent dans la production de quelques types de produits seulement sur un seul site géographique. Pour établir les statistiques de productivité, les analystes ont aussi besoin de données sur les actifs *non financiers* (capital) produits et non produits, détaillées au niveau des établissements, qui sont recueillies auprès d'unités institutionnelles composées de plusieurs établissements. Il en va ainsi parce que, comme nous le verrons, ces statistiques reposent sur une classification des établissements par branche/secteur d'activité plutôt que par unité institutionnelle. Certaines unités institutionnelles peuvent être propriétaires d'établissements dans plus d'un secteur d'activité. En revanche, il n'est pas nécessaire de disposer des comptes d'actifs financiers et de passifs par établissement, qui du reste ne sont pas disponibles, en général, dans les comptes des unités institutionnelles propriétaires de plusieurs établissements. Ces derniers seraient nécessaires pour établir le compte de patrimoine d'un établissement.

14.16 La classification des unités institutionnelles en secteurs retenue dans le *SCN 1993* est présentée dans l'encadré 14.1. Elle ne suit pas rigoureusement le statut juridique des unités institutionnelles, mais plutôt leur fonction. Ainsi, une société non financière publique, dont la production est vendue à des prix permettant de recouvrer une part substantielle de ses coûts et pour laquelle il est possible d'établir un compte de patrimoine doit être classée parmi les sociétés non financières, au même titre que les sociétés non financières constituées en personne morale. Pour de plus amples informations, voir le chapitre IV du *SCN 1993*. On notera que les secteurs institutionnels du *SCN 1993* représentent les unités qui sont en général couvertes par les enquêtes et recensements économiques ou concernant les ménages. Le SCN se concentre sur les activités des unités institutionnelles résidentes d'un pays ou d'un territoire économique. Il ne tient compte du reste du monde (S.2 dans l'encadré 14.1) qu'en ce qui concerne les transactions des unités institutionnelles résidentes avec les non-résidents. Les transactions des non-résidents avec d'autres non-résidents n'entrent pas dans le cadre des comptes nationaux et régionaux.

14.17 La classification des unités institutionnelles des ménages en secteurs est particulièrement utile pour analyser l'incidence des variations de prix. Comme le montre l'encadré 14.1, le *SCN 1993* définit les sous-secteurs des ménages en fonction de leur principale source de revenu : revenu mixte (essentiellement l'excédent d'exploitation des entreprises non constituées en société appartenant à des ménages), rémunération (traitements, salaires et rémunération en nature) ou revenus de la propriété (loyers, dividendes et intérêts). Or, ce ne sont pas les seuls secteurs des ménages qui peuvent intéresser les utilisateurs de l'IPC. Outre la *source* du revenu, les analystes sont souvent (plus souvent, peut-être) intéressés par le *niveau* de revenu. Les parts des différents biens ou services dans les dépenses des ménages varieront sans doute davantage selon le niveau de revenu qu'en fonction de la source principale de

celui-ci. Ainsi, pour mieux comprendre comment les ménages pauvres (à faible revenu) réagissent aux prix, il est bon de savoir si les parts de dépenses consacrées à tel ou tel bien ou service tendent à varier sensiblement selon que ces ménages sont pauvres ou non. L'importance relative des dépenses consacrées aux biens de consommation durables d'occasion serait un bon exemple. Comme nous le verrons, les biens de consommation durables sont mesurés dans le SCN sur la base des acquisitions moins cessions. Les ménages pauvres sont en principe acheteurs nets de ce type de biens, alors que les ménages riches ont tendance à en être vendeurs nets. Une variation des prix des biens d'occasion aura donc un impact très différent sur les IPC de ces deux groupes de ménages.

Comptes des unités institutionnelles

14.18 Dans les équations (14.1) et (14.2), nous avons identifié les grands agrégats qui composent le total des ressources et emplois de biens et services dans l'économie, et calculé le PIB en fonction de ces agrégats. Pour pouvoir distinguer les composantes «volume» et «prix» des ressources et emplois, il faut construire ces agrégats de base à partir des comptes des secteurs institutionnels des agents économiques de l'économie considérée. Ce faisant, il importe de présenter en détail leurs activités de production et de consommation, ainsi que les types de biens et de services qu'ils produisent et consomment. Ces informations s'inscrivent dans le cadre du tableau des ressources et emplois. À mesure que nous le construisons, nous commençons aussi, en fait, à accumuler des données sur les pondérations des parts de produits, *s*, nécessaires pour calculer les formules d'indice des prix (chapitres 1, 3 et 15 à 17). Les comptes de base du SCN dans lesquels tous ces agrégats sont enregistrés au niveau des unités institutionnelles sont les comptes de production, d'utilisation du revenu, de capital et le compte extérieur de biens et services. Ils organisent l'information pour les agrégats de niveau supérieur suivants :

- *Compte de production* : production *Y*, consommation intermédiaire *Z* et valeur ajoutée $Y - Z$;
- *Compte d'utilisation du revenu* : consommation des ménages *C* et consommation des administrations publiques *G*;
- *Compte de capital* : formation de capital *I*;
- *Compte extérieur des biens et services* : exportations *X* et importations *M*.

Enregistrement des transactions sur les biens et services

14.19 Avant de revenir plus en détail sur ces quatre comptes de biens et services, il importe de spécifier comment enregistrer chaque entrée des agrégats en valeur qui les composent. Dans l'équation d'agrégat en va-

Encadré 14.1 Les secteurs institutionnels dans le *Système de comptabilité nationale 1993*

S.1 Économie totale

S.11 Sociétés non financières
Subdivisions : publiques, privées nationales et sous contrôle étranger
S.12 Sociétés financières
Subdivisions : publiques, privées nationales et sous contrôle étranger

S.121 Banque centrale

S.122 Autres institutions de dépôts

S.1221 Institutions de dépôts monétaires

S.1222 Autres institutions de dépôts, à l'exclusion des institutions de dépôts monétaires

S.123 Autres intermédiaires financiers, à l'exclusion des sociétés d'assurance et des fonds de pension

S.124 Auxiliaires financiers

S.125 Sociétés d'assurance et fonds de pension

S.13 Administrations publiques
Variante 1 = administrations de sécurité sociale présentées en tant que branches distinctes des administrations publiques (S.1314)
Variante 2 = administrations de sécurité sociale présentées en tant que composantes de l'administration centrale, des administrations d'États fédérés ou des administrations, et suppression du poste S.1314.

S.1311 Administration centrale

S.1312 Administrations d'États fédérés

S.1313 Administrations locales

S.1314 Administrations de sécurité sociale

S.14 Ménages
Classés en fonction de leur principale source de revenus

S.141 Employeurs (revenu mixte, propriétaires d'entreprises non constituées en sociétés des ménages qui emploient du personnel salarié)

 S.142 Travailleurs pour leur propre compte (revenu mixte¹, propriétaires d'entreprises non constituées en sociétés des ménages qui n'emploient pas de personnel salarié)

 S.143 Salariés (rémunération des salariés)²

 S.144 Bénéficiaires de revenus de la propriété et de transferts³

S.1441 Bénéficiaires de revenus de la propriété

S.1442 Bénéficiaires de pensions

S.1443 Bénéficiaires d'autres transferts

S.15 Institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM)

S.2 Reste du monde

¹Pour comprendre comment sont subdivisés les sous-secteurs des ménages S.141 et S.142, il convient d'expliquer l'expression «revenu mixte», en faisant pour cela appel au concept de revenu utilisé par la comptabilité nationale dans le cadre de l'excédent d'exploitation. L'excédent d'exploitation d'une entreprise est la valeur résiduelle de sa production, déduction faite des acquisitions de biens et services, intrants, salaires et traitements, cotisations sociales à la charge des employeurs (sécurité sociale et versements de pensions) et impôts, nets des subventions, à payer sur la production et ne se rapportant pas aux produits. Le revenu mixte des entreprises non constituées en sociétés appartenant à des ménages est défini par une formule algébrique identique à celle de l'excédent d'exploitation des autres entreprises. Pour les entreprises non constituées en sociétés appartenant à des ménages, toutefois, la rémunération des propriétaires de l'entreprise peut ne pas être comptabilisée au poste «rémunération des salariés»; la différence entre la production et le coût d'exploitation inclura donc la rémunération du travail des propriétaires. La différence de terminologie fait simplement ressortir le fait que le salaire des propriétaires des unités considérées est souvent indissociable de l'excédent d'exploitation de ces dernières. ²La rémunération des salariés couvre les traitements et salaires, ainsi que les prestations sociales fournies par les employeurs, qui englobent les cotisations sociales à la charge des derniers. ³Les revenus de la propriété comprennent les intérêts, dividendes et loyers.

leur (15.1) du chapitre 15, les produits élémentaires *i* représentent des flux détaillés de biens et services classés selon les catégories de transaction. Deux caractéristiques déterminent l'enregistrement des transactions : le moment d'enregistrement et la valorisation.

14.20 S'agissant du *moment d'enregistrement*, pour attribuer une date à chaque transaction, les comptes nationaux considèrent que la transaction est dénouée lorsqu'une obligation de payer est créée entre les unités considérées. Dans le cas des flux de biens et services, cela correspond au moment où la propriété du bien est transférée ou le service rendu. Une transaction est donc constatée lors du transfert de propriété ou de la prestation du service. En général, ce moment n'a pas à coïncider avec celui du paiement effectif de la transaction.

14.21 Il existe deux principes de *valorisation* dans les comptes nationaux : le premier s'applique aux fournisseurs, le second aux utilisateurs. Pour les fournisseurs, les transactions sur biens et services doivent être valorisées aux prix de base. Le prix de base est celui d'une unité de bien ou service à recevoir par le producteur. Nous employons le terme «à recevoir» pour indiquer que le prix se réfère à une transaction constatée pour le vendeur, et le terme «à payer» pour signaler qu'une transaction est constatée pour l'acheteur. Comme le producteur ne perçoit pas les impôts (quand ils s'appliquent) sur les produits, mais encaisse les subventions (quand elles s'appliquent) sur les produits, les impôts ne sont pas pris en considération dans le prix de base, mais les subventions le sont. Le producteur ne perçoit pas non plus les frais de transport et primes d'assurance facturés

Tableau 14.1 Compte de production d'un établissement, d'une unité institutionnelle ou d'un secteur institutionnel

Les postes du SCN 1993 en caractères gras se rapportent aux flux de biens et services

Emplois	Ressources
P.2 Consommation intermédiaire (prix d'achat)	P.1 Production (aux prix de base)
B.1 <i>Valeur ajoutée brute</i> (solde le compte, ce qui veut dire qu'elle correspond à la différence entre la production P.1 et la consommation intermédiaire P.2)	
	<p><i>Dont les postes pour mémoire, qui ventilent la production totale afin de faire un classement des unités de production marchande et non marchande :</i></p> <p>P.11 Production marchande P.12 Production pour usage final propre P.13 Autre production non marchande</p>

séparément par d'autres fournisseurs, ni les marges de distribution que peuvent ajouter d'autres producteurs de services en gros ou en détail : il n'en est pas tenu compte dans le prix de base. En revanche, l'utilisateur paie tous ces frais en tant qu'acheteur; les achats des utilisateurs sont donc valorisés au prix d'achat, ce qui ajoute au prix de base les impôts, nets des subventions, sur les produits et les marges correspondant aux services de transport, d'assurance et de distribution.

14.22 Le *SCN 1993* fait une distinction entre les impôts sur les produits et les autres impôts sur la production. Les impôts moins subventions sur les produits *T* englobent tous les impôts payables par unité ou *ad valorem*, sous forme d'un pourcentage de la valeur des biens et services échangés. Figurent dans *T* les acises, les impôts sur les ventes et la part non remboursable de la taxe sur la valeur ajoutée, les droits d'importation et les impôts à l'exportation. Les subventions sur les produits comprennent toutes les subventions à recevoir par unité ou en pourcentage de la valeur des biens et services produits, et en particulier les subventions payées sur les importations et les exportations. Les autres impôts à la production sont, par exemple, les impôts sur la propriété immobilière ou sur les bénéfices. De même, les autres subventions à la production sont, par exemple, les montants versés régulièrement par les administrations publiques pour couvrir la différence entre les coûts et les recettes des entreprises déficitaires. De tous les impôts et subventions à la production, seuls les impôts et subventions sur les produits sont pris en compte dans la définition des prix de base et d'achat. Par conséquent, aucun impôt à payer sur les produits ne figure dans l'un ou l'autre des deux agrégats *Y* ou *M*, alors que les subventions à recevoir sur les produits *y* sont incluses.

14.23 La production *Y* et les importations *M* figurant dans les équations (14.1) et (14.2) sont donc valorisées aux prix de base, auxquels s'ajoutent les impôts moins subventions sur les produits *T*, pour arriver au total des ressources. Le lecteur aura peut-être remarqué que les marges prélevées au titre du transport, de l'assurance et de

la distribution ont disparu après avoir été évoquées. Que ces services soient pris en compte avec le bien ou facturés séparément, la dépense totale consacrée par l'acheteur aux biens et services considérés reste la même. Pour l'économie dans son ensemble, ces transactions s'annulent. Si nous considérons plus en détail une branche ou un secteur d'activité et ses produits, ces transactions ont des effets de redistribution entre les biens et services qui sont produits. Nous reviendrons sur ce point lors de l'examen du tableau des ressources et des emplois.

14.24 Les composantes du total des emplois sont valorisées aux prix d'achat. Cela est interprété à la lettre pour la consommation finale des ménages et des administrations publiques. Pour les dépenses liées à la formation de capital, la notion de prix d'achat inclut aussi les coûts de «mise en place» du capital fixe. Pour les exportations, les prix d'achat comprennent également les impôts à l'exportation, nets des subventions, assis sur les valeurs «franco à bord» (*fab*) à la frontière nationale. Nous examinerons successivement chacun des quatre principaux comptes de biens et services.

Production

14.25 Une unité institutionnelle engagée dans une activité productive est qualifiée d'*entreprise*. Il s'ensuit que n'importe laquelle des cinq catégories d'unités institutionnelles peut constituer une entreprise. Dans le *SCN 1993*, le compte de production des entreprises se présente, moyennant une réorganisation minimale des postes, essentiellement comme au tableau 14.1. Il en va de même pour les établissements ou UAE locale appartenant à des entreprises. En fait, un établissement peut être défini, d'un point de vue opérationnel, comme la plus petite unité pour laquelle il est possible de construire un compte de production. Il arrive qu'un établissement ou une UAE locale soit synonyme, ou pour le moins indissociable, de l'unité institutionnelle qui en a le contrôle. C'est vrai, par exemple, pour les sociétés composées d'un seul établissement et pour les entreprises non constituées en sociétés appartenant à des ménages. Dans d'autres cas, une entreprise peut posséder plusieurs éta-

blissements. Le compte de production peut aussi être établi pour différents groupes d'établissements et d'entreprises, y compris, bien sûr, les secteurs institutionnels, mais aussi les regroupements par branche ou secteur d'activité. Dans le compte de production et tout au long du *SCN 1993*, les codes de transaction commençant par P se rapportent aux entrées correspondant à des transactions sur biens et services, et ceux qui commencent par B aux «soldes comptables», définis de façon résiduelle comme la différence entre les ressources totales et la somme des emplois détaillés de ces ressources.

14.26 Pour classer un établissement ou une UAE locale, la production est ventilée entre la production marchande (P.11) vendue à des prix «économiquement significatifs» couvrant une part substantielle des coûts de production, et deux catégories de production non marchande, fournies gratuitement ou à des prix si bas qu'ils sont sans rapport avec les coûts de production. La production non marchande est de deux types : production pour usage final propre (P.12) et autre production non marchande (P.13). La production pour usage final propre englobe, par exemple, la production par un établissement de machines-outils et de structures (postes de la formation de capital) pour l'usage propre de celui-ci ou d'autres établissements de la même entreprise; la valeur locative imputée de certains actifs productifs appartenant à des ménages, tels que les logements occupés par leur propriétaire (auxquels ils se limitent du reste à l'heure actuelle); et la production de certaines entreprises non constituées en sociétés appartenant à des ménages, telle les denrées agricoles produites et consommées par les ménages d'agriculteurs et leurs salariés. Les autres productions non marchandes comprennent la production des administrations publiques et des institutions sans but lucratif au service des ménages, qui est distribuée gratuitement ou vendue à des prix non significatifs sur le plan économique. Pour construire un indice des prix, nous nous concentrerons nécessairement sur les transactions des établissements qui se font à des prix économiquement significatifs, donc sur la production marchande (P.11). Toutefois, les prix recueillis pour les différents produits marchands peuvent aussi servir à valoriser la part de la production non marchande qui est destinée à un usage final propre (P.12). Le champ couvert par les indices de prix doit donc s'étendre de façon à couvrir aussi cette composante de la production non marchande.

14.27 Les ressources d'une unité de production proviennent de la valeur de sa production, et les emplois qu'elle en fait correspondent aux coûts qu'elle engage dans le cadre de ses activités de production. Le compte de production utilise donc à la fois les méthodes de valorisation au prix de base et au prix d'achat, comme il convient pour une unité de production qui a un double rôle de fournisseur et d'utilisateur de produits. S'agissant de la fourniture (ressources) de biens et services, les produits sont valorisés aux prix de base — la valeur en monnaie nationale à recevoir par le producteur pour chaque unité de produit. Les prix incluent les subven-

tions et excluent les impôts sur les produits ainsi que les frais ou marges de distribution supplémentaires à payer au titre de services commerciaux en gros ou en détail, du transport et de l'assurance. S'agissant des emplois de biens et services, les produits sont valorisés aux prix d'achat — la valeur en monnaie nationale à payer par l'utilisateur pour chaque unité de produit, y compris les impôts sur ces produits ainsi que les marges commerciales et de transport, et non compris les subventions sur les produits.

14.28 *Ventilation du compte de production par produit.* Outre leur ventilation en composantes marchande et non marchande, la production et la consommation intermédiaire peuvent aussi être ventilées par catégorie de produit. Si l'on utilise pour ce faire la Classification centrale des produits (CPC), par exemple, le compte de production de chaque établissement peut être organisé sur le modèle du tableau 14.2. Celui-ci présente en effet la structure fondamentale du formulaire d'enquête type adressé aux établissements afin de recueillir les données de base sur la production nécessaires pour établir les comptes nationaux.

14.29 *Ventilation du compte de production par branche d'activité.* Parallèlement aux valeurs de la production totale par produit et des productions marchande et non marchande totales présentées au tableau 14.2 pour chacun d'eux, nous classons ensuite les établissements en fonction de leur secteur ou branche d'activité principale et du statut marchand ou non marchand correspondant. Pour illustrer les informations nécessaires à ce classement, les codes de classification du type d'activité et du statut marchand ou non marchand apparaissent en haut du tableau 14.2. La classification par type d'activité consiste principalement, sinon exclusivement, à ventiler les établissements selon le type de bien ou service produit (CPC ou autre nomenclature, telle que la Classification statistique des produits associés aux activités) dont la production totale est la plus importante. Les principales catégories de la Classification internationale type, par industrie, de toutes les branches d'activité économique (CITI), Révision 3, figurent dans l'encadré 14.2.

14.30 Comme il est indiqué au tableau 14.2, le *SCN 1993* recommande d'utiliser la Classification internationale type, par industrie, de toutes les branches d'activité économique (CITI) pour toutes les activités économiques, la CPC pour les produits nationaux, et le Système harmonisé de désignation et de codification des marchandises (SH) pour les produits importés et exportés. Chaque pays peut adapter la norme internationale à sa situation spécifique. Si l'adaptation se traduit par une ventilation plus détaillée, la nomenclature est considérée comme dérivée de la norme internationale. La *Nomenclature statistique des activités économiques dans les Communautés européennes (NACE)* est une classification par activité industrielle dérivée de la CITI. Si l'adaptation conduit à réorganiser les regroupements des catégories détaillées — par rapport à la

Tableau 14.2 Compte de production ventilé par produit d'un établissement ou d'une unité d'activité économique locale

Les postes du SCN 1993 en caractères gras se rapportent aux flux de biens et services

Identifiant de l'établissement : eeeeeeee
Code activité/industrie (CITI) : aaaa

Identifiant de l'unité institutionnelle : uuuuuuuu
Code du secteur institutionnel : S.nnnnn
Statut marchand : P.1n

Emplois	Ressources
<p>P.2 Consommation intermédiaire (prix d'achat) dont :</p> <p>CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche</p> <p>CPC 1 Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau</p> <p>CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir</p> <p>CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel</p> <p>CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel</p> <p>CPC 5 Actifs incorporels; terrains; constructions; services de construction</p> <p>CPC 6 Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau</p> <p>CPC 7 Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location</p> <p>CPC 8 Services aux entreprises et production sous contrat</p> <p>CPC 9 Services collectifs, sociaux et personnels</p> <hr/> <p>B.1 <i>Valeur ajoutée</i></p>	<p>P.1 Production (prix de base) dont :</p> <p>CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche</p> <p>CPC 1 Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau</p> <p>CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir</p> <p>CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel</p> <p>CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel</p> <p>CPC 5 Actifs incorporels; terrains; constructions; services de construction</p> <p>CPC 6 Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau</p> <p>CPC 7 Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location</p> <p>CPC 8 Services aux entreprises et production sous contrat</p> <p>CPC 9 Services collectifs, sociaux et personnels</p> <hr/> <p><i>Pour mémoire (ventilation de la production totale afin de faire un classement des unités de production marchande et non marchande) :</i></p> <p>P.11 Production marchande</p> <p>P.12 Production pour usage final propre</p> <p>P.13 Autre production non marchande</p>

norme internationale —, mais permet une classification croisée à un certain niveau de détail, la classification est dite apparentée. Le Système de classification des industries de l'Amérique du Nord (SCIAN) appliqué par le Canada, les États-Unis et le Mexique est une codification de l'activité industrielle apparentée à la CITI. La nomenclature PRODCOM des produits industriels élaborée par la Communauté européenne est dérivée de la Classification statistique des produits associés aux activités (CPA), qui est elle-même apparentée à une norme internationale, la Classification centrale des produits (CPC), par le biais d'une classification croisée définie à un niveau de détail poussé.

14.31 *L'agrégat «production» de l'indice des prix à la production et le compte de production.* L'indice des prix à la production (IPP) est un indice des prix des produits des établissements. La position de l'IPP dans le SCN 1993 est définie par le lien entre son agrégat en valeur de la production et ceux définis dans les comptes nationaux. Dans l'encadré 14.2, nous examinons la composition de l'agrégat en valeur de l'IPP au regard des branches d'activité couvertes, et faisons valoir que cette couverture devrait être exhaustive. Si l'on examine

aussi le statut de la production — marchande ou non marchande — au sein d'un groupe d'établissements appartenant à une branche d'activité donnée et classés en fonction de ce statut, la couverture de l'IPP pourrait être étendue à la fois à la production marchande (P.11) et à la production pour usage final propre (P.12) visées au tableau 14.2, lorsque ce compte est pris en considération pour l'ensemble des établissements d'une économie. Bien que la production pour usage final propre soit techniquement une production non marchande, elle serait valorisée aux prix de base que l'établissement recevrait si elle était vendue.

14.32 *L'agrégat «dépenses» de l'indice des prix à la consommation et le compte de production.* La consommation de biens et services produits pour compte propre représente une part importante de la consommation totale et couvre à la fois les biens et les services. S'agissant des biens produits par les ménages, le SCN 1993 fait remarquer :

«6.24 Le Système inclut la production de tous les biens dans le domaine de la production. Au moment où la production se déroule, il peut arriver que l'on ignore si les biens produits sont destinés au marché ou à un usage

Encadré 14.2 Branches d'activité ou industries couvertes par l'indice des prix à la production, en termes de valeur agrégée de la production

Les principales activités économiques couvertes par la Classification internationale type, par industrie, de toutes les branches d'activité économique (CITI), révision 3, sont les suivantes :

- A Agriculture, chasse et sylviculture
- B Pêche
- C Activités extractives
- D Activités de fabrication
- E Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau
- F Construction
- G Commerce de gros et de détail; réparation de véhicules automobiles, de motocycles et de biens personnels et domestiques
- H Hôtels et restaurants
- I Transports, entreposage et communications
- J Intermédiation financière
- K Immobilier, locations et activités de services aux entreprises
- L Administration publique et défense; sécurité sociale obligatoire
- M Éducation
- N Santé et action sociale
- O Autres activités de services collectifs, sociaux et personnels
- P Ménages privés employant du personnel domestique
- Q Organisations et organismes extraterritoriaux

Ces postes sont caractéristiques des activités recensées dans la plupart des nomenclatures nationales de ce type. Lors du regroupement des données de flux sur les ressources et emplois dans l'économie, un compte de production détaillé par industrie, analogue à celui qui figure au tableau 14.2, est élaboré pour chaque type d'activité économique, dont les principales catégories sont énumérées dans la liste de la CITI ci-dessus. Avec la ventilation détaillée de la production et des dépenses par produit du tableau 14.2, nous pouvons présenter de façon plus explicite la couverture des biens et services type de l'IPP dans l'agrégat «production» (P.1) du compte de production pour chaque branche d'activité. Dans la plupart des pays, l'IPP recouvre des industries productrices de biens, telles que les activités extractives et de fabrication (C – D), et parfois aussi l'agriculture (A), la pêche (B) et la construction (F), de même que les deux activités de services industriels — production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau (E), et transports, entreposage et communications (I). L'IPP devrait en principe couvrir la production marchande dans toutes les activités, et certains pays s'efforcent maintenant d'élargir sa couverture aux activités de production de services autres que les transports et les services publics.

propre, ou dans quelles proportions ils le sont. Les types suivants de production des ménages sont dès lors inclus, qu'ils soient ou non destinés à leur propre consommation finale :

a) la production et le stockage de produits agricoles; la cueillette et le ramassage de baies et d'autres produits non cultivés; la sylviculture; l'abattage d'arbres et la collecte de bois de chauffage; la chasse et la pêche;

b) la production d'autres produits primaires comme le sel gemme; l'extraction de tourbe; l'approvisionnement en eau, etc.;

c) la transformation de produits agricoles; le battage des céréales; la mouture de grains; le séchage de peaux et la fabrication de cuir; la production et la conservation de la viande et du poisson; la conservation de fruits par dessiccation, mise en conserve, etc.; la production de produits laitiers comme le beurre et le fromage; la production de bière, de vin ou d'alcool; la fabrication de paniers ou de nattes, etc.;

d) d'autres types de transformation comme le tissage; la confection et la fabrication de vêtements sur mesure; la fabrication de chaussures; la fabrication de poteries, d'ustensiles de ménage ou de biens durables; la fabrication de meubles ou de mobiliers, etc.

Le stockage des biens agricoles produits par les ménages est considéré comme un prolongement du processus de production des biens et il entre donc dans le domaine de la

production. Dans ce contexte, l'approvisionnement en eau est également considéré comme une activité de production de biens. En principe, il s'agit là d'un type d'activité analogue à l'extraction et au transport par canalisations de pétrole brut.

6.25 Il n'est pas possible de dresser un inventaire exhaustif de toutes les activités productives possibles, mais la liste ci-dessus en couvre les types les plus courants. Il conviendra d'enregistrer la production d'un bien produit par les ménages à partir du moment où cette production est censée représenter une proportion importante de l'offre totale de ce bien dans le pays. Sinon, ce n'est pas la peine dans la pratique d'essayer de l'estimer.»

Pour les services, le *SCN 1993* mentionne les services de logement comme le seul — mais, pour la plupart des pays, extrêmement important — poste de production destinée à la propre consommation des ménages :

«6.29 La production, par les propriétaires-occupants, de services de logement destinés à leur propre consommation finale a toujours fait partie du domaine de la production dans les comptes nationaux, même si elle fait exception au principe général d'exclusion de la production de services pour compte propre. Le rapport entre le nombre de logements occupés par leurs propriétaires et le nombre de ceux qui sont loués peut varier fortement d'un pays à l'autre et même, sur une courte période de temps, dans un même pays; par conséquent, les comparaisons, d'un pays à l'autre ou d'une période à l'autre, de

Tableau 14.3 Compte d'utilisation du revenu des unités et secteurs institutionnels

Les postes du SCN 1993 en caractères gras se réfèrent aux flux de biens et services

Identifiant de l'unité institutionnelle : uuuuuuuu

Code du secteur institutionnel : S.nnnnn

Emplois	Ressources
P.3 Dépense de consommation finale (prix d'achat)¹	B.6 Revenu disponible²
P.31 Dépense de consommation individuelle :	
P.311 Dépenses de consommation individuelles, à l'exclusion des dépenses relatives à la production pour compte propre, et dépenses de consommation imputées, secteur des ménages S.14 uniquement	
P.312 Dépenses imputées au titre des services de logement consommés par les propriétaires-occupants, secteur des ménages S.14 uniquement	
P.313 Services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM)	
P.314 Autres dépenses de consommation individuelle imputées	
P.32 Dépense de consommation collective (secteur des administrations publiques S.13 uniquement)	
D.8 Ajustement pour variation des droits des ménages sur les fonds de pension ³	
B.8 <i>Épargne</i> (solde le compte, c'est-à-dire qu'il s'agit de la différence entre le revenu disponible B.6 et la somme des dépenses P.3 et de l'ajustement D.8)	

¹Par définition, les sociétés n'ont pas de consommation finale dans le SCN 1993. Le poste P.3 et ses subdivisions n'affichent donc des montants différents de zéro que pour les unités des ménages, des administrations publiques et des institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM).

²Le SCN 1993 décline le revenu disponible en une séquence de comptes produisant des soldes comptables : valeur ajoutée B.1 (compte de production); excédent d'exploitation B.2 et revenu mixte B.3 (compte d'exploitation); revenu national B.5 (compte d'affectation des revenus primaires); et revenu disponible B.6 (compte de distribution secondaire du revenu). Si l'on met bout à bout toutes ces étapes, le revenu disponible B.6 représente la valeur ajoutée B.1 moins les impôts (nets) sur la production et les importations (à payer), D.2, plus les subventions (nettes) D.3 (à recevoir), plus la rémunération des salariés (à recevoir), plus les revenus (nets) de la propriété D.4 (à recevoir), moins les impôts courants (nets) sur le revenu et le patrimoine D.5 (à payer), moins les cotisations sociales (nettes) D.61 (à payer), plus les prestations sociales (nettes) D.62 (à recevoir), moins les autres transferts courants (nets) D.7 (à payer). ³Cet ajustement reflète le traitement que le SCN 1993 accorde aux fonds de pension privés, considérés comme propriété des ménages bénéficiaires. Il préserve la cohérence entre les comptes du revenu et les comptes d'accumulation dans le système. Il ne s'applique pas à la mesure des prix et volumes (pour plus d'informations sur ce point, voir *Système de comptabilité nationale 1993*, chapitre IX, section A4).

la production et de la consommation de services de logement pourraient être faussées si aucune imputation n'était faite pour la valeur des services de logement produits pour compte propre. Dans certains pays, la valeur imputée du revenu engendré par cette production est soumise à l'impôt.

Le SCN impute la valeur de cette consommation à la valeur marchande équivalente de la production que les ménages réalisent pour leurs propres besoins.

14.33 Dans certains cas, toutefois, la méthode de valorisation de la production pour compte propre par son équivalent marchand n'est pas viable, faute de trouver, sur le marché, des équivalents assez proches des produits élémentaires issus de la production pour compte propre, ou parce que la rareté de ces équivalents fait qu'il est trop coûteux d'obtenir des informations à leur sujet ou trop peu fiable de fonder des estimations sur ces informations. Dans de tels cas, on adopte les méthodes dites du coût de production. Pour ce type d'approche, et dans le cas des biens et services achetés à titre de consommation intermédiaire, les données utilisées sont extraites en partie du compte de production des ménages. Les informations sur ce compte proviennent pour l'essentiel de l'enquête sur le budget des ménages, même si des enquêtes spécialisées sur les activités économiques des ménages peuvent aussi

être conduites à cette fin. S'agissant par exemple des services qu'un logement fournit au propriétaire qui l'occupe (propriétaire-occupant), le compte de production serait la source des dépenses liées aux factures d'eau, gaz et électricité ainsi qu'à l'entretien et aux petites réparations de biens de consommation intermédiaire qui seraient utilisées, en partie, pour déterminer le coût des services qu'un propriétaire-occupant retire de son propre logement. S'agissant de la production de denrées agricoles pour compte propre, l'achat de semences, d'engrais et d'outillage de jardin peut être enregistré comme consommation intermédiaire. Dans ce dernier cas, cependant, il est souvent difficile de faire la distinction entre les dépenses de production intermédiaire liées à un processus de production destinée à la propre consommation des ménages et les dépenses de consommation finale liées par exemple à l'entretien d'un décor paysager.

Consommation finale

14.34 Dans le SCN 1993, la consommation de biens et services est présentée dans le compte d'utilisation du revenu, lequel s'apparente pour l'essentiel au tableau 14.3 pour chaque unité institutionnelle. On rappelle que, dans le SCN 1993, les comptes de biens et services qui peuvent

être désagrégés en composantes de prix et de volume, et qui nous intéresseraient à ce titre dans la perspective d'établissement d'un indice des prix, sont désignés par les codes P.n. Les différents postes de la consommation finale sont désignés par P.3 et ses extensions, dépense de consommation individuelle (P.31) et dépense de consommation collective (P.32).

14.35 *Dépenses de consommation individuelle, effectives et des ménages.* Le SCN fait, entre biens et services individuels et biens et services collectifs, une distinction équivalente à celle que la théorie économique opère entre biens privés et biens publics. Cette distinction s'applique principalement aux services. Les services individuels sont fournis aux ménages et bénéficient à ceux-ci en particulier, alors que les services collectifs — ordre public, administration, sécurité ou défense, par exemple — sont fournis à la communauté. Cependant, de nombreux services individuels, tels que l'éducation, la santé, le logement ou les transports, peuvent être financés et payés par les administrations publiques ou par des institutions sans but lucratif et fournis aux ménages gratuitement ou à un prix symbolique. Une large part des dépenses de consommation publiques n'est pas consacrée aux biens publics, mais à des biens ou services fournis aux ménages. Les dépenses de consommation individuelle des administrations publiques et des ISBLSM sont qualifiées de transferts sociaux en nature dans le *SCN 1993*.

14.36 Le concept de «consommation des ménages» peut avoir trois sens différents. Il peut tout d'abord signifier l'ensemble des biens et services de consommation acquis par les ménages, y compris ceux reçus dans le cadre de transferts sociaux en nature. Il peut ensuite signifier le sous-ensemble de ces biens et services que les ménages ont effectivement payé pour eux-mêmes : afin de distinguer les deux, le SCN qualifie le premier de *consommation finale effective des ménages* et le second de *dépense de consommation finale des ménages*. Enfin, selon la troisième interprétation possible, la consommation des ménages peut signifier le processus physique effectif de consommation des biens et services. C'est de ce processus que l'on tire l'utilité, et c'est lui qui détermine le niveau de vie des ménages. La consommation ou l'utilisation des biens et services peut se dérouler quelque temps après leur acquisition, car la majorité des biens de consommation peuvent être stockés. La distinction entre acquisition et utilisation est particulièrement nette dans le cas des biens de consommation durables, qui peuvent être utilisés pendant de longues périodes. Le traitement de ceux-ci est examiné de façon plus approfondie dans l'encadré 14.3.

14.37 L'existence des transferts sociaux en nature n'est en général pas reconnue dans les IPC, bien qu'il soit souhaitable d'en tenir compte, en particulier quand on suit l'évolution du coût de la vie. D'autre part, les administrations publiques peuvent décider de faire payer désormais les services qu'elles fournissaient jusqu'alors gratuitement, pratique qui tend à se généraliser, dans de nombreux

Encadré 14.3 Traitement du logement et des produits de consommation durables dans la comptabilité nationale et dans les indices des prix à la consommation

Les logements sont des actifs fixes. Les achats de logements par les ménages relèvent donc de la formation brute de capital fixe et n'entrent pas dans la consommation des ménages, de sorte qu'ils ne peuvent pas être pris en compte dans un indice des prix à la consommation pour les ménages. Les actifs fixes sont utilisés pour les besoins de la production, et non de la consommation. Les logements doivent donc être traités comme des actifs fixes utilisés par leurs propriétaires pour produire des services de logement. Le système de comptabilité nationale (SCN) établit en fait un compte de production dans lequel celle-ci est enregistrée. Les services de logement sont consommés par les propriétaires. Les dépenses consacrées à ces services sont imputées, ces derniers étant valorisés par les loyers estimés payables sur le marché pour des logements équivalents. Les loyers doivent couvrir à la fois la dépréciation du logement et les charges d'intérêts ou coûts en capital associés.

L'existence de ces dépenses imputées au titre des services de logement consommés par les propriétaires-occupants a toujours été reconnue dans les comptes nationaux, et la plupart des pays ont aussi inclus ces dépenses dans leurs indices des prix à la consommation (IPC), même si ce n'est pas le cas pour d'autres dépenses imputées.

Les biens de consommation durables, tels que les automobiles, cuisinières ou congélateurs, sont aussi des actifs utilisés par leurs propriétaires durant de longues périodes. En principe, ils pourraient être traités de la même manière que les logements et reclassés comme actifs fixes produisant des flux de services consommés par leurs propriétaires. Il peut être souhaitable, à des fins analytiques, de les traiter ainsi. Pour le faire dans le cadre du SCN, cependant, il ne suffirait pas d'estimer les loyers qui devraient être payés sur le marché pour ces actifs. Il faudrait aussi établir des comptes de production dans lesquels les biens durables seraient utilisés comme actifs fixes. Traditionnellement, l'entreprise a toujours été considérée comme difficile et artificielle. Certains s'opposent aussi à ce que l'on étende encore le champ des flux imputés inclus dans le SCN et le PIB. Dans la pratique, donc, les dépenses consacrées aux biens de consommation durables sont classées dans le SCN parmi les dépenses de consommation et non pas comme formation brute de capital fixe, et c'est une pratique qui est reprise dans les IPC.

pays, depuis quelques années. Les biens et services fournis gratuitement à titre de transferts sociaux pourraient, en principe, être considérés comme faisant aussi partie des dépenses de consommation des ménages tout en ayant un prix égal à zéro. Le passage de ce prix nul à un prix positif constituerait alors une hausse de prix pouvant être saisie par un indice des prix à la consommation.

14.38 *Dépenses monétaires et dépenses imputées.* Les dépenses des ménages ne sont pas toutes monétaires. Il y a dépense monétaire lorsque la contrepartie du bien ou du service est la création d'une certaine forme d'engagement financier. Celui-ci peut être immédiatement éteint par un paiement au comptant, mais beaucoup de dépenses monétaires se font à crédit. Les dépenses de consommation des ménages incluent également certaines dépenses imputées concernant les biens

et services que les ménages produisent pour eux-mêmes. Celles-ci sont traitées comme des dépenses, car les ménages supportent les coûts liés à leur production (contrairement à ce qui se passe avec les transferts sociaux en nature, qui sont payés par les administrations publiques ou par des institutions sans but lucratif).

14.39 Les dépenses imputées des ménages reconues dans le SCN incluent toutes celles que les ménages consacrent aux biens qu'ils produisent pour eux-mêmes (il s'agit principalement de produits agricoles), mais excluent tous les services qu'ils produisent pour leur propre consommation, à l'exception des services de logement produits par les propriétaires-occupants. Les prix imputés auxquels les biens et services inclus sont valorisés sont leurs prix estimés sur le marché. Dans le cas des services de logement, ce sont les loyers du marché imputés. Dans la pratique, la plupart des pays suivent le SCN en incluant les logements occupés par leurs propriétaires dans l'IPC. Les autres prix imputés, tels que ceux des légumes, fruits ou produits alimentaires et laitiers destinés à la consommation propre peuvent être inclus s'ils représentent une part suffisamment importante des dépenses de consommation des ménages.

14.40 *Ventilation du compte d'utilisation du revenu par produit.* Comme pour les comptes de production des établissements appartenant à des unités institutionnelles, nous pouvons envisager d'étendre au compte d'utilisation du revenu la ventilation de la consommation de biens et services par type de produit consommé. Pour que le système des statistiques de prix et de volume pour la consommation reste intégré à ceux que nous venons juste d'évoquer pour la production, les produits devraient être classés selon le même système que dans le compte de production. Les principales catégories de la CPC 1.0 sont reprises, dans le cadre des composantes des dépenses de consommation finale, au tableau 14.4.

14.41 Nous nous en tenons, tout au long de ce chapitre, à la même classification cohérente des dépenses par produit pour tous les comptes de biens et services, mais d'autres classifications fonctionnelles des dépenses ont été mises au point, à des fins spécifiques, pour chaque secteur institutionnel. Les versions internationales types de ces nomenclatures incluses dans le *SCN 1993* comprennent la classification des fonctions de la consommation individuelle (COICOP), la nomenclature des fonctions des institutions sans but lucratif au service des ménages (COPNI), la classification des fonctions des administrations publiques (CFAP) et la nomenclature des dépenses des producteurs par fonction (COPP). La première colonne des tableaux 14.4 et 14.5 est souvent établie à partir des informations tirées des enquêtes sur le budget des ménages. Ces données sont recueillies en s'appuyant sur des nomenclatures par fonction, comme la COICOP, plutôt que par produit. Pour faciliter la construction du cadre du *SCN 1993* couvrant l'économie totale envisagé dans ce chapitre, il existe une concordance entre la CPC et la COICOP.

14.42 *Hiérarchie des agrégats de consommation des ménages.* Il est bon de noter que toutes les dépenses de consommation des ménages (c'est-à-dire du secteur institutionnel des ménages, S.14) sont par définition des dépenses individuelles. On peut observer que, dans le SCN, les agrégats de consommation des ménages pris en compte par les IPC s'ordonnent de la façon suivante :

P.41 Consommation individuelle effective, dont :

D.63 Transferts sociaux en nature (dépense de consommation individuelle, P.31, des administrations publiques, S.13, et des ISBLSM, S.15)

P.31 Dépense de consommation individuelle, dont :

P.311 Dépenses de consommation monétaires

P.312 Services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM)

P.313 Dépenses imputées au titre des services de logement consommés par les propriétaires-occupants

P.314 Autres dépenses de consommation individuelles imputées

Les codes P.311, P.312, P.313 et P.314, qui n'existent pas dans le *SCN 1993*, sont introduits ici pour des raisons de commodité. Ces quatre sous-catégories des dépenses de consommation des ménages sont identifiées séparément aux tableaux 14.4 et 14.5. Comme on l'a noté plus haut, D.63 est en général exclu de la couverture des dépenses par les IPC.

14.43 On notera que les services financiers font l'objet d'un traitement spécial dans le *SCN 1993*. Les SIFIM comprennent les dépenses afférentes aux services marchands fournis par les institutions financières qui ne sont pas distinguées des charges d'intérêts. Les dépenses consacrées aux services financiers auxquels s'appliquent des commissions explicites sont déjà couvertes par le poste P.311. Bien que le poste des SIFIM, P.312, soit mesuré indirectement par la différence entre le taux d'intérêt du marché et un taux de référence, il fait partie de la charge d'intérêts observée. Il ne peut donc pas être considéré comme dépense imputée au sens où on l'entend pour le loyer imputé, P.313, ou les autres dépenses imputées, P.314.

14.44 Notre poste P.314, «Autres dépenses de consommation individuelles imputées», inclut, outre la production par les ménages de biens destinés à leur propre consommation, les dépenses en biens et services effectuées par les employeurs pour le compte de leurs salariés à titre de rémunération non monétaire. Dans le SCN, ce poste D.12 est appelé «Cotisations sociales à la charge des employeurs» et figure dans le compte d'exploitation. Il est reconnu comme composante de l'indice des prix des services de main-d'œuvre, mais n'est généralement pas inclus dans l'IPC en dépit de son rôle dual de poste de consommation (voir paragraphe 14.75).

14.45 *L'agrégat de dépenses de l'indice des prix à la consommation et le compte d'utilisation du revenu.* Les

Tableau 14.4 Ventilation du compte d'utilisation du revenu par produit, pour les unités et secteurs institutionnels

Les colonnes de gauche (Emplois) donnent le détail de la colonne de droite (Ressources); les postes du SCN 1993 en caractères gras se rapportent aux flux de biens et services, les titres de secteur en italique indiquent si la colonne apparaît ou non dans le compte d'utilisation du revenu pour ce secteur

Identifiant de l'unité institutionnelle : uuuuuuuu Code du secteur institutionnel : S.nmnn

Emplois		Ressources					
P.31	Dépense de consommation individuelle	P.32	Dépense de consommation collective	P.3	Dépense de consommation finale (total, aux prix d'achat)	B.6	Revenu disponible
P.311	Dépenses de consommation monétaires	P.313	Dépenses imputées au titre des services de logement consommés par les propriétaires-occupants	P.32	Dépense de consommation collective : administrations publiques S.13 seulement		
P.312	Services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM)						
CPC 0	Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0	Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0	Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0	Agriculture, sylviculture et pêche
CPC 1	Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau	CPC 1	Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau	CPC 1	Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau	CPC 1	Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau
CPC 2	Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir	CPC 2	Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir	CPC 2	Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir	CPC 2	Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir
CPC 3	Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3	Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3	Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3	Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel
CPC 4	Ouvrages en métaux, machines et matériel	CPC 4	Ouvrages en métaux, machines et matériel	CPC 4	Ouvrages en métaux, machines et matériel	CPC 4	Ouvrages en métaux, machines et matériel
CPC 6	Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau	CPC 6	Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau	CPC 6	Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau	CPC 6	Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau
CPC 7	Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location	CPC 7	Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location	CPC 7	Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location	CPC 7	Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location
CPC 8	Services aux entreprises et production sous contrat	CPC 8	Services aux entreprises et production sous contrat	CPC 8	Services aux entreprises et production sous contrat	CPC 8	Services aux entreprises et production sous contrat
CPC 9	Services collectifs, sociaux et personnels	CPC 9	Services collectifs, sociaux et personnels	CPC 9	Services collectifs, sociaux et personnels	CPC 9	Services collectifs, sociaux et personnels
				D.8 Ajustement pour variation des droits des ménages sur les fonds de pensions			
				B.8 Épargne			

1. Les «Autres dépenses de consommation individuelle» comprennent le poste D.12. «Coûts sociaux à la charge des employeurs», la consommation de biens et services en nature fournis aux ménages par leurs employeurs en lieu et place de la rémunération salariale et la consommation de leur propre production de biens par les ménages. Le poste D.12 apparaît dans le compte d'exploitation et est un facteur dans la discussion de l'indice des prix des services de main-d'œuvre fournis aux employeurs. Figurent parmi les «Coûts sociaux à la charge des employeurs» la fourniture de services de logement et de transport, de soins de santé aux enfants, d'assurance maladie et de services médicaux ainsi que de services d'assurance. Ce poste inclut aussi les cotisations aux caisses de retraite qui ne relèvent pas de la consommation, si ce n'est pour une faible part attribuable aux services de gestion des caisses de retraite. La part résiduelle des cotisations de retraite est une composante importante de l'épargne des ménages. 2. Outre les services immobiliers et les services de location consommés par les propriétaires de logement, le SCN 1993 traite les dépenses de consommation de services financiers comme la somme des composantes mesurées et imputées. Les dépenses mesurées comprennent les frais de gestion explicites prélevés par les institutions financières au titre des services de dépôt prêt, conseil financier et autres; tandis que les dépenses imputées rendent compte des revenus auxquels les ménages renoncent en s'abstenant de prêter (de maintenir des dépôts auprès d'une institution financière) ou d'emprunter à un taux de référence. En principe, ces dépenses imputées, comme les autres dépenses de consommation imputées, relèvent du même type d'évaluation par l'équivalent de marché que les services de logement consommés par les propriétaires-occupants et pourraient être couverts par l'IPC.

Tableau 14.5 Ventilation du compte d'utilisation du revenu par produit, pour l'économie totale

Identifiant de l'unité institutionnelle : uuuuuuuu Code du secteur institutionnel : S.mmm		Les colonnes de gauche donnent le détail de la colonne de droite; les postes du SCN 1993 en caractères gras se rapportent aux flux de biens et services		B6 Revenu disponible, économie totale S.1, avec les emplois suivants :
P.31 Dépense de consommation individuelle, économie totale S.1 (aux prix d'achat), comprenant :		P.32 Dépense de consommation collective, économie totale S.1 (aux prix d'achat), dont :		P.3 Dépense de consommation finale, économie totale, S.1, dont :
P.31 Dépense de consommation individuelle, secteur des ménages, S.14		P.32 Dépense de consommation individuelle, secteurs des administrations publiques, S.13, et des ISBLSM ¹ , S.15		
<i>Agrégat de référence #1 de l'indice des prix à la consommation #12</i>				
P.311 Dépenses de consommation monétaires	P.312 Dépenses imputées au titre des services de logement consommés par les propriétaires-occupants	P.314 Autres dépenses de consommation individuelles imputées des ménages S.14	D.63 Transferts sociaux en nature	
P.313 Services d'intermédiation financière mesurés indirectement (SIFIM)				
CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche
CPC 1 Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau	CPC 1 Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau	CPC 1 Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau	CPC 1 Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau	CPC 1 Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau
CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir	CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir	CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir	CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir	CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir
CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel
CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériels	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériels	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériels	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériels	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et du matériel
CPC 6 Services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau	CPC 6 Services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau	CPC 6 Services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau	CPC 6 Services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau	CPC 6 Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau
CPC 7 Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location	CPC 7 Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location	CPC 7 Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location	CPC 7 Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location	CPC 7 Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location
CPC 8 Services aux entreprises et production sous contrat	CPC 8 Services aux entreprises et production sous contrat	CPC 8 Services aux entreprises et production sous contrat	CPC 8 Services aux entreprises et production sous contrat	CPC 8 Services aux entreprises et production sous contrat
CPC 9 Services collectifs, sociaux et personnels	CPC 9 Services collectifs, sociaux et personnels	CPC 9 Services collectifs, sociaux et personnels	CPC 9 Services collectifs, sociaux et personnels	CPC 9 Services collectifs, sociaux et personnels
D.8 Ajustement pour variation des droits des ménages S.14 sur les fonds de pensions				D.8 Ajustement pour variation des droits des ménages S.14 sur les fonds de pensions
B.8 Épargne, économie totale S.1				B.8 Épargne, économie totale S.1

¹Institutions sans but lucratif au service des ménages. ²Les services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM) P.313 sont des services marchands fournis aux ménages par les institutions financières et sont donc inclus parmi les dépenses de consommation monétaires des ménages. Les SIFIM entrent par exemple dans le champ des IPC mesurant l'inflation, qui se fondent sur les transactions. Ils sont distingués ici des dépenses monétaires non liées aux SIFIM, car ils doivent être calculés indirectement en comparant le taux d'intérêt du marché à un taux de référence. Les autres dépenses monétaires sont mesurées, en principe au moins, par observation directe.

comptes d'utilisation du revenu détaillés pour les secteurs institutionnels peuvent être assemblés en un cadre consolidé, en choisissant les colonnes du tableau 14.4 pour chaque secteur et en les présentant ensemble comme au tableau 14.5, qui donne la consommation finale et l'épargne à l'échelle d'une économie. Dans le tableau 14.5, qui porte sur l'économie totale, la consommation individuelle comprend la dépense de consommation individuelle P.31 des comptes d'utilisation du revenu des ménages, des ISBLSM et du secteur des administrations publiques. Ce tableau agrège aussi le revenu disponible B.6 de ces trois secteurs. Il fait apparaître séparément la consommation collective finale des administrations publiques, P.32. Le compte présenté au tableau 14.5 a été présenté spécialement de manière à montrer la couverture de la *consommation* dans un IPC typique, qui comprend les première et deuxième colonnes et que nous nommons ici *agrégat de référence #1 de l'IPC*. Cet agrégat correspond à la pratique suivie par la majorité, mais pas la totalité, des pays et comprend, comme l'indique le tableau 14.5, les dépenses de consommation individuelles monétaires (non imputées) du secteur des ménages (P.311) plus le loyer implicite payé par les propriétaires pour leur propre résidence (P.313). L'encadré 14.3 examine de façon plus approfondie le traitement du logement et des biens de consommation durables dans l'agrégat des dépenses de consommation de l'IPC.

Formation de capital

14.46 La formation de capital comprend : l'accumulation d'actifs fixes corporels et incorporels, tels que les équipements, structures et logiciels; les variations de stocks et les travaux en cours; et les acquisitions moins cessions d'objets de valeur, tels que les œuvres d'art. Dans le SCN, ces postes figurent au compte de capital, qui se présente pour l'essentiel, à quelques aménagements près, comme au tableau 14.6 pour chaque institution. Le solde du compte de capital est le poste *capacité (+)/besoin net de financement (-)*, qui permet à la somme des emplois (à gauche), lesquels comprennent les acquisitions nettes de stocks des divers actifs corporels et incorporels, d'être égale aux ressources (à droite), lesquelles comprennent les sources de revenus qui les financent. Il serait aisé de déduire de notre examen antérieur des unités institutionnelles et des établissements que l'unité institutionnelle est la plus petite unité économique pour laquelle on puisse dresser un compte de capital. Il a été dit plus haut que seules les unités institutionnelles présentent des bilans et peuvent suivre les variables de stock qui sont l'objet de ce compte. Néanmoins, les actifs de capital fixe dont les variations sont suivies dans le compte de capital peuvent et devraient être établis, si possible, au niveau de l'établissement ou de l'UAE locale. En effet, ces données sont particulièrement utiles pour l'analyse de la productivité, même s'il n'est pas possible d'établir des comptes de capital complets au niveau des établissements.

14.47 *Ventilation du compte de capital par produit.* Comme avec les autres comptes du *SCN 1993* afférents aux biens et services, les postes de biens et services du compte de capital, désignés par les codes P.5 et leurs extensions, peuvent être présentés par type de produit. Par conséquent, le compte peut être réarrangé de façon à présenter une ventilation des biens et services comparable à celle du tableau 14.7, qui, comme le tableau 14.6, peut être celui d'une unité institutionnelle, d'un agrégat de secteur institutionnel ou de l'économie totale. S'il s'agit d'une unité institutionnelle, le tableau 14.6 regroupe les postes essentiels du formulaire d'enquête type sur la formation de capital utilisé pour établir les comptes nationaux. Notre attention se concentre ici sur l'IPC, donc sur la version du formulaire qui ferait en général partie des documents devant être remplis par le répondant dans le cadre de l'enquête sur le budget des ménages. Outre la Classification centrale des produits (CPC), version 1.0 présentée ici, l'annexe V du *SCN 1993* propose une nomenclature des actifs non financiers identifiant les actifs fixes corporels, incorporels, produits et non produits, ainsi que les variations de stocks et les acquisitions moins cessions d'objets de valeur, reconnus par le *SCN 1993*.

14.48 *L'agrégat de dépenses de l'IPC et le compte de capital.* L'IPC peut être défini de façon à inclure les dépenses finales du secteur des ménages au titre non seulement de la consommation mais aussi de la formation de capital. Cela fait entrer dans l'agrégat de dépenses de l'IPC l'achat de nouvelles structures résidentielles ou les améliorations majeures apportées aux structures résidentielles existantes. *L'agrégat de dépenses #2 de l'indice des prix à la consommation* est défini comme les dépenses de consommation individuelles monétaires des ménages, P.311, au tableau 14.5, ce qui exclut toutes les dépenses imputées, plus les dépenses que les ménages consacrent à la formation de capital fixe résidentiel telles qu'elles apparaissent au poste *P.511a, Structures résidentielles, secteur des ménages S.14* (présenté dans un encadré au tableau 14.7).

Commerce extérieur

14.49 Le compte extérieur des transactions sur biens et services est présenté au tableau 14.8. Il retrace les transactions du secteur des unités institutionnelles non résidentes — S.2, Reste du monde — avec les cinq types d'unités résidentes prises ensemble, et détermine le déficit commercial (B.11), qui correspond à la différence entre les importations (ressources vers S.2, reste du monde) et les exportations (emplois par le reste du monde ou ressources en provenance du reste du monde). Le compte extérieur des transactions sur biens et services est extrait en général de la balance des paiements, qui utilise des informations ajustées sur le commerce des marchandises — fournies par les services douaniers pour ce qui est des biens, P.61 et P.71 — et regroupe aux postes P.62 et P.72 les données sur les services obtenues de diverses sources. Pour plus de détails, voir Fonds

Tableau 14.6 Comptes de capital

Les postes en caractères gras se rapportent aux flux de biens et services

Identifiant de l'unité institutionnelle : uuuuuuu	Secteur institutionnel : S.nnnn
Emplois	Ressources
P.5 Formation brute de capital, dont : P.51 Formation brute de capital fixe P.511 Acquisitions moins cessions d'actifs fixes corporels P.5111 Acquisitions de nouveaux actifs fixes corporels P.5112 Acquisitions d'actifs fixes corporels existants P.5113 Cessions d'actifs fixes corporels existants P.512 Acquisitions moins cessions d'actifs fixes incorporels P.5121 Acquisitions de nouveaux actifs fixes incorporels P.5122 Acquisitions d'actifs fixes incorporels existants P.5123 Cessions d'actifs fixes incorporels existants P.513 Addition à la valeur des actifs non financiers non produits P.5131 Améliorations majeures aux actifs non financiers non produits P.5132 Coûts du transfert de propriété des actifs non financiers non produits P.52 Variation des stocks P.53 Acquisitions moins cessions d'objets de valeur	B.10.1 <i>Variations de la valeur nette due à l'épargne et aux transferts de capitaux, dont :</i> B.8n <i>Épargne nette</i> B.8 <i>Épargne (brute, du compte d'utilisation du revenu)</i>
K.1 Consommation de capital fixe (–)	K.1 Consommation de capital fixe (–)
K.2 Acquisitions moins cessions d'actifs non financiers non produits K.21 Acquisitions moins cessions de terrains et autres actifs corporels non produits K.22 Acquisitions moins cessions d'actifs incorporels non produits	D.9 Transferts de capitaux à recevoir (+) D.92 Aides à l'investissement D.99 Autres transferts en capital, à recevoir D.9 Transferts de capitaux à payer (–) D.91 Impôts en capital, à payer D.99 Autres transferts en capital, à payer
B.9 <i>Capacité (+)/besoin net de financement (–)</i>	

monétaire international : *Manuel de la balance des paiements* (cinquième édition, 1993). Bien que le compte extérieur des opérations sur biens et services soit présenté par le *SCN 1993* comme un agrégat des transactions extérieures de toutes les unités institutionnelles résidentes, il peut être désagrégé pour permettre de distinguer les dépenses consacrées aux biens et services extérieurs par les secteurs institutionnels, ce qui explique que la désignation *S.1.nnnn* du secteur institutionnel, en haut du tableau 14.8, soit conçue de manière à inclure cette possibilité. Nous nous intéresserons avant tout au secteur des ménages, *S.14*, et à ses sous-secteurs *S.14m*, car ils ont trait à l'IPC.

14.50 Ventilation du compte extérieur des transactions sur biens et services par produit. De même que les autres comptes, le compte extérieur des transactions sur biens et services peut être présenté de façon à montrer le détail des produits, comme au tableau 14.9. S'agissant de ce dernier, le *SCN 1993* indique (*SCN 1993*, paragraphe 15.68) que les données sur les importations devraient être exprimées en prix «coûts, assurance, fret» (caf) pour ce qui est des flux détaillés de

produits. En revanche, le *SCN 1993* demande que le total des importations soit évalué franco à bord (fab) à la frontière du pays exportateur, excluant par là même les services d'assurance et de transport dans un ajustement unique caf des importations totales de biens (*SCN 1993*, paragraphes 14.36–14.41). La part des services de transport des importations fournis par les non-résidents est incluse dans les importations de services de transport, et la part des services d'assurance des importations fournis par les non-résidents est ajoutée aux importations de services d'assurance. Les services de transport et d'assurance des importations fournis par les résidents sont inclus dans les exportations de services de transport et d'assurance. Les importations par produit sont prises en compte par cette méthode plutôt indirecte parce qu'il est parfois difficile d'obtenir, via les systèmes de données des services douaniers, la ventilation par produit des frais de transport et d'assurance des importations (voir *SCN 1993*, paragraphes 14.40–14.41). Avec l'informatisation progressive des documents de douane, il devient plus simple de présenter en détail les coûts de fret et frais d'assurance, et il

Tableau 14.7 Compte de capital ventilé par produit

Les postes du SCN 1993 en caractères gras se rapportent aux flux de biens et services

Identifiant de l'unité institutionnelle : uuuuuuuu

Secteur institutionnel : S.mnmn

B.10.1

Variation de la valeur nette due à l'épargne et aux transferts de capitaux, les emplois comprenant :

P.51 Formation brute de capital fixe		P.52 Variation des stocks ¹	P.53 Acquisitions moins cessions d'objets de valeur ²	P.5 Formation brute de capital																		
P.511 Acquisitions moins cessions d'actifs fixes corporels, dont ³ :	P.512 Acquisitions moins cessions d'actifs fixes incorporels, dont ⁴ :	P.513 Addition à la valeur des actifs non financiers non produits, dont ⁵ :																				
CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche																		
	CPC 1 Minerais et minéraux;																					
	CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs;																					
	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel																		
CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel																		
CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction	CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction	CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction	CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction	CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction																		
<div style="border: 1px solid black; padding: 2px;">P.511a Structures résidentielles, secteur des ménages, S. 14</div>																						
P.511b Autres formations de capital dans CPC 5																						
<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tr> <td style="width: 33%;">K.1 Consommation de capital fixe</td> <td style="width: 33%;">CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche</td> <td style="width: 33%;">CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche</td> </tr> <tr> <td>K.2 Acquisitions moins cessions d'actifs non financiers non produits</td> <td>CPC 1 Minerais et minéraux;</td> <td>CPC 1 Minerais et minéraux;</td> </tr> <tr> <td>B.9 Capacité(-)/besoin net de financement (+)</td> <td>CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs;</td> <td>CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs;</td> </tr> <tr> <td></td> <td>CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel</td> <td>CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel</td> </tr> <tr> <td></td> <td>CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel</td> <td>CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel</td> </tr> <tr> <td></td> <td>CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction</td> <td>CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction</td> </tr> </table>					K.1 Consommation de capital fixe	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	K.2 Acquisitions moins cessions d'actifs non financiers non produits	CPC 1 Minerais et minéraux;	CPC 1 Minerais et minéraux;	B.9 Capacité(-)/besoin net de financement (+)	CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs;	CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs;		CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel		CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel		CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction	CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction
K.1 Consommation de capital fixe	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche	CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche																				
K.2 Acquisitions moins cessions d'actifs non financiers non produits	CPC 1 Minerais et minéraux;	CPC 1 Minerais et minéraux;																				
B.9 Capacité(-)/besoin net de financement (+)	CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs;	CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs;																				
	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel	CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel																				
	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel	CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel																				
	CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction	CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction																				

¹Code d'actif AN.12 Stocks du SCN 1993. Exclut les actifs incorporels, terrains et constructions. ²Code d'actif AN.13 Objets de valeur du SCN 1993. Exclut les actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction. ³Code d'actif AN.111 Actifs fixes corporels. Exclut les actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction. ⁴Code d'actif AN.112 Actifs fixes incorporels. Exclut les terrains, constructions et services de construction. ⁵Code d'actif AN.2 Actifs non produits. Exclut les actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction.

Tableau 14.8 Compte extérieur des biens et services

Unités institutionnelles résidentes classées en secteurs S.1.nnnn et unités institutionnelles non résidentes en S.2;
les postes de biens et services du SCN 1993 apparaissent en caractères gras

Emplois	Ressources
P.6 Exportations de biens et services P.61 Exportations de biens P.62 Exportations de services	P.7 Importations de biens et services P.71 Importations de biens P.72 Importations de services
B.11 Solde des échanges extérieurs de biens et services	

est également possible, dans le cadre du *SCN 1993*, de déterminer les importations par produit à leur valeur fab, comme on le fait pour la valorisation globale des importations. Si les données du commerce extérieur sont recueillies par enquête auprès des unités institutionnelles résidentes, les principaux volets du formulaire de cette enquête devraient correspondre à ceux proposés au tableau 14.9.

14.51 *Les indices des prix à l'exportation et à l'importation et le compte extérieur des biens et services.* Du point de vue des résidents d'un territoire économique, les exportations sont une fourniture de biens et services à des non-résidents. Le SCN, toutefois, enregistre les exportations du point de vue des non-résidents, en tant qu'emploi par des non-résidents de biens et services fournis par des résidents. Le principe de valorisation applicable aux exportations qui déterminent le comportement des utilisateurs non résidents est donc le prix d'achat. Le SCN considère que, pour l'utilisateur non résident, le prix d'achat est le prix fab à la frontière du territoire économique ou du pays du fournisseur résident.

14.52 Du point de vue des résidents, les importations sont un emploi de biens et services fournis par des non-résidents. Le SCN, toutefois, enregistre les échanges internationaux du point de vue des non-résidents, en tant que fourniture de biens et services à des résidents par des non-résidents. Le principe de valorisation applicable aux importations qui déterminent le comportement des fournisseurs non-résidents est donc le prix de base. Le SCN considère que le prix de base pour le fournisseur non-résident est le prix fab à la frontière entre le pays du fournisseur non-résident et le reste du monde.

Tableau des ressources et des emplois

14.53 En disposant selon une configuration particulière les différents éléments des ressources et des emplois du compte de production, du compte d'utilisation du revenu, du compte de capital et du compte extérieur des biens et services, nous pouvons mettre en place un format pour le volet «production» d'une présentation analytique des données appelée tableau des ressources et des emplois (TRE). Le tableau 14.10 donne un exemple de TRE. Il dispose les différents comptes pouvant être utilisés pour suivre l'évolution de la production et de la

consommation d'un pays en fonction des ressources en biens et services et de l'emploi qui en est fait.

14.54 Selon les codes du *SCN 1993*, les ressources en biens et services proviennent :

- des établissements résidents (regroupés par branche d'activité), sous la forme du produit intérieur (P.1) correspondant à Y dans les équations (14.1) et (14.2);
- du reste du monde, sous la forme des importations (P.7) correspondant à M dans les équations (14.1) et (14.2), ajustées pour prendre en compte les marges commerciales et de transport ainsi que des impôts moins subventions sur les produits (D.21–D.31) correspondant à T dans les équations (14.1) et (14.2);

et les emplois de biens et services sont destinés :

- aux facteurs de production courants intégrés dans la production par les producteurs résidents (regroupés par branche d'activité) sous la forme de la consommation intermédiaire (P.2) correspondant à Z dans les équations (14.1) et (14.2);
- à la consommation intérieure finale, à savoir la consommation individuelle par les ménages résidents, les institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM) résidentes et les administrations publiques (P.31), ainsi que la consommation collective par les administrations publiques (P.32), correspondant respectivement à C et G dans les équations (14.1) et (14.2);
- à la formation de capital par les entreprises résidentes (P.5) — qui comprend la formation brute de capital fixe (P.51), les variations de stocks (P.52) et les acquisitions moins cessions d'objets de valeur (P.53) — correspondant à I dans les équations (14.1) et (14.2);
- aux exportations (P.6) et aux emplois par le reste du monde, correspondant à X dans les équations (14.1) et (14.2).

14.55 Les marges commerciales et de transport n'apparaissent pas dans la séquence type des comptes du *SCN 1993*, car ces derniers ne sont pas ventilés par produit. Bien que ces marges ne soient pas nulles pour les différents produits, leur somme est égale à zéro, car le montant ajouté à l'offre intérieure de *biens* vient de l'offre intérieure de *services* de distribution, d'assurance et de transport. Dans le tableau 14.10, les marges sont donc présentées séparément pour la production inté-

Tableau 14.9 Compte extérieur des biens et services ventilé par produit

Unités institutionnelles résidentes classées en secteurs S.1.nnnn et unités institutionnelles non résidentes en S.2;
les postes de biens et services du SCN 1993 apparaissent en caractères gras

Emplois	Ressources
<p>P.6 Exportations de biens et services Agrégat des emplois de l'indice des prix à l'exportation</p> <p>P.61 Exportations de biens <i>En valeur fab</i></p> <p>CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche</p> <p>CPC 1 Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau</p> <p>CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir</p> <p>CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel</p> <p>CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel</p> <p>P.62 Exportations de services</p> <p>CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction²</p> <p>CPC 6 Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau, <i>dont</i> :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau; à l'exception des services de transport sur les importations et exportations rendus par des résidents • Services de transport sur les importations et exportations rendus par des résidents <p>CPC 7 Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location, <i>dont</i> :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location; à l'exception des services d'assurance sur les importations rendus par des résidents • Services d'assurance sur les importations rendus par des résidents <p>CPC 8 Services aux entreprises et production sous contrat de production</p> <p>CPC 9 Services collectifs, sociaux et personnels</p> <p>B.11 Solde des échanges extérieurs de biens et services</p>	<p>P.7 Importations de biens et services Agrégat des ressources de l'indice des prix à l'importation</p> <p>P.71 Importations de biens <i>En valeur fab, dont :</i> <i>En valeur caf¹ :</i></p> <p>CPC 0 Agriculture, sylviculture et pêche</p> <p>CPC 1 Minerais et minéraux; électricité, gaz et eau</p> <p>CPC 2 Produits alimentaires, boissons et tabacs; matières textiles, articles d'habillement et ouvrages en cuir</p> <p>CPC 3 Autres biens transportables, à l'exclusion des ouvrages en métaux, des machines et du matériel</p> <p>CPC 4 Ouvrages en métaux, machines et matériel</p> <p><i>Moins : Ajustement du total des importations de biens caf pour prendre en compte les services d'assurance de fret fournis par les résidents et non-résidents et pour la livraison au premier propriétaire dans le pays concerné.</i></p> <p>P.72 Importations de services</p> <p>CPC 5 Actifs incorporels, terrains, constructions et services de construction²</p> <p>CPC 6 Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau, <i>dont</i> :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Services commerciaux; services d'hébergement; services de restauration; services de transports; et services de distribution d'électricité, de gaz et d'eau; à l'exception des services de transport sur les importations et exportations rendus par des résidents • Services de transport sur les importations et exportations rendus par des résidents <p>CPC 7 Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location, <i>dont</i> :</p> <ul style="list-style-type: none"> • Services financiers et d'assurance et services connexes; services immobiliers; services de location; à l'exception des services d'assurance sur les importations rendus par des résidents • Services d'assurance sur les importations rendus par des résidents <p>CPC 8 Services aux entreprises et production sous contrat de production</p> <p>CPC 9 Services collectifs, sociaux et personnels</p>

¹Le SCN 1993 valorise les importations fab, mais il tient compte du fait que, si la valorisation fab par produit est effectivement une solution cohérente et donc préférable, il peut être problématique d'établir de telles données à ce niveau de détail. Les importations de biens caf ventilées par produits peuvent être les seules disponibles, car il est fréquent que les données sur les assurances et le fret ne soient pas établies séparément, produit par produit, dans les systèmes douaniers (voir SCN 1993, paragraphe 15.68). En revanche, les totaux pour ces données peuvent être obtenus auprès des expéditeurs résidents et non résidents dans le cadre de l'établissement de la balance des paiements. Les services d'assurance et de fret des importations fournis par les résidents sont une exportation de services. Pour la valorisation des importations de biens et services dans les indices des prix et des volumes à l'importation, voir l'indice des prix à l'importation (IPM) aux tableaux 14.12 et 14.15, où il est expliqué que les valorisations fab et aux prix d'achat sont importantes dans la construction de l'IPM comme déflateur des importations fab. Les importations aux prix d'achat correspondraient aux importations caf plus les tarifs d'importation ainsi que l'assurance et le fret intérieurs couvrant la livraison au premier propriétaire dans le pays concerné. ²Services de construction seulement.

Tableau 14.10 Le tableau des ressources et des emplois (TRE)

Compte de production : double contour, pas de grisé; **Compte d'utilisation du revenu** : contour simple, pas de grisé; **Compte de capital** : grisé en diagonale; **Compte extérieur des biens et services** : grisé vertical

Ressources		Emplois					
P.1 Production aux prix de base des établissements produisant pour :	D.21-D.31 Impôts moins subventions sur les produits ²	Importations cat ³	P.2 Consommation intermédiaire aux prix d'achat des établissements produisant pour :	P.31 Consommation individuelle	P.32 Consommation collective	P.5 Forbrute de capital	P.6 Exportations fab
P.11 Production marchande propre	Ajustement pour prendre en compte les marges de transport et de distribution ¹	P.7 Importations fab	P.12- Production marchande propre	Produit x 1	Produit x 1		
P.12 Production marchande propre		Biens (+) / Services (-)	P.13 Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
P.13 Production marchande propre		Produits x 1	P.11 Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
		Biens (+) ⁵ / Services (-)	P.12- Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
		Biens fab / Services ⁶	P.13 Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
			P.11 Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
			P.12- Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
			P.13 Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
			P.11 Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
			P.12- Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
			P.13 Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
			P.11 Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
			P.12- Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1
			P.13 Production marchande propre	Produit x Branche d'activité	Produit x Branche d'activité	Produit x 1	Produit x 1

¹La somme des postes de cette colonne est égale à zéro. Elle apparaît dans le TRE, mais pas dans la séquence des comptes du SCN 1993. Cet ajustement n'inclut que les frais de transport, d'assurance et de distribution facturés séparément par les établissements résidents pour des biens produits par des établissements résidents. Dans un premier temps, pour obtenir des valeurs aux prix d'achat, il ajuste donc la valeur de la production aux prix de base, produit par produit, pour inclure les frais de transport, d'assurance et de distribution facturés séparément pour les différents biens.²Les impôts et subventions sur les produits sont présentés dans le compte d'affectation des revenus primaires du SCN 1993 pour le secteur institutionnel des administrations publiques, S.13, qui donne le Solde des revenus primaires B.5 (SCN 1993, Annexe V, Tableau A.V.5). B.5 correspond à B.2, Excédent d'exploitation, plus D.2, Impôts sur la production et les importations moins D.3, Subventions, plus D.4, Revenus de la propriété (net). Ce compte est la source des données utilisées pour construire cette colonne dans le TRE, quand il est présenté de manière à faire apparaître le détail des produits pour les postes D.21, Impôts sur les produits, et D.31, Subventions sur les produits. Il inclut les impôts et subventions sur la production et les importations intérieures.³Comme nous l'avons déjà noté, le SCN 1993 valorise les importations de biens cat produit par produit, mais les importations de biens totales fab. Par conséquent, la présentation des biens importés dans la matrice des ressources du SCN 1993 est la somme de P.7, importations fab, et de l'ajustement cat/fab des biens importés présenté au tableau 14.10. Pour simplifier cette présentation du TRE et préciser la nature de l'ajustement négatif des services, nous posons en hypothèse que les services d'assurance et de fret fournis pour les importations peuvent être établis produit par produit et que les importations fab peuvent donc être établies produit par produit. Les services d'assurance et de fret fournis pour les importations par les résidents sont déjà inclus dans les lignes «assurance» et «transport» de la matrice P.1.⁴La somme des postes de cette colonne est égale à zéro. Elle apparaît dans le TRE, mais dans aucun des comptes du SCN 1993.⁵Services d'assurance et de fret des importations de biens, produit par produit, fournis par les résidents et les non-résidents. L'assurance et le fret des importations fournis par les non-résidents. L'assurance et le fret des importations fournis par les résidents sont inclus dans les lignes «assurance» et «transport» de la matrice P.1.

rieure et les importations (ajustement caf/fab), car le TRE présente le détail par produit dans ces colonnes. Globalement, bien sûr, les ajustements apportés à la production intérieure pour prendre en compte les marges commerciales et de transport et l'ajustement caf/fab des importations s'annulent l'un l'autre.

14.56 Le TRE est d'abord une matrice des flux de biens et services conçue pour mettre en lumière le lien entre la production et la consommation, et non pas entre les unités institutionnelles elles-mêmes. Par exemple, les ménages peuvent s'engager dans la production dans le cadre d'entreprises non constituées en société, dont l'activité apparaît dans la partie «production pour usage final propre» du TRE, mais ils consomment également des biens et services, ainsi qu'il apparaît dans la consommation individuelle. Les opérations de production courantes des établissements de toutes les unités institutionnelles sont regroupées et résumées dans une partie du TRE, et les transactions restantes sont résumées et organisées dans une autre. Chaque secteur institutionnel, y compris les ménages (S.14), dispose en principe de son propre TRE. Le TRE pour l'économie totale (S.1) est la somme, cellule par cellule, des TRE des secteurs institutionnels.

L'indice des prix à la consommation et les principaux indices de prix

14.57 Il est instructif, à ce stade, d'associer le TRE aux agrégats et matrices qui composent les quatre principaux indices établis dans la plupart des pays pour mesurer l'inflation globale. Nous pouvons nous faire ainsi une idée plus précise de la finalité des grands indices de prix dans le système statistique et économique global représenté par le *SCN 1993*. Les quatre principaux indices de prix et les agrégats et matrices de la comptabilité nationale qui leurs sont associés dans le TRE sont :

- l'indice des prix à la production (PPI) : production des producteurs résidents (P.1);
- l'indice des prix à la consommation (IPC) : consommation finale des ménages (P.31) pour l'agrégat de référence #1 de l'IPC, plus formation brute de capital fixe des ménages (P.51) pour l'agrégat de référence #2 de l'IPC;
- l'indice des prix à l'exportation (IPX) : exportations (P.6);
- l'indice des prix à l'importation (IPM) : importations (P.7).

14.58 La couverture de ces grands indices des prix par rapport aux agrégats en valeur des biens et services dans les comptes nationaux est illustrée à l'aide d'un diagramme au tableau 14.11. Le chapitre 15 présente l'indice des prix comme une fonction de rapports de prix et de pondérations, en faisant observer que, outre la formule de l'indice lui-même, les caractéristiques requises des rapports de prix et des pondérations seraient

déterminées par l'agrégat en valeur. Ces facteurs sont les suivants :

- quels produits élémentaires inclure dans l'indice;
- comment déterminer les prix de ces produits élémentaires;
- quelles transactions impliquant ces produits prendre en compte dans l'indice;
- de quelles sources tirer les pondérations utilisées dans la formule d'indice choisie.

Sur la base de notre examen des comptes des biens et services du *SCN 1993*, qui nous conduit au TRE, ces caractéristiques des quatre principaux indices peuvent être résumées comme au tableau 14.12.

Champ de l'agrégat des dépenses de l'indice des prix à la consommation

14.59 Ainsi qu'il a été noté aux paragraphes 14.6 et 14.7, deux sous-agrégats du total des dépenses finales du secteur institutionnel des ménages (S.14) sont utilisés par la plupart des IPC nationaux. Leurs liens avec le *SCN* nous apparaissent maintenant de façon tout à fait claire :

- *L'agrégat de référence #1 de l'IPC*, qui comprend les postes de *consommation* suivants :
 - P.311 Dépenses de consommation monétaires (tableau 14.5)
 - P.313 Services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM) (tableau 14.5)
 - P.312 Dépenses imputées au titre des services de logement aux propriétaires-occupants (tableau 14.5)
- *L'agrégat de référence #2 de l'IPC*, qui comprend les postes de *consommation* et de *formation de capital* suivants :
 - P.311 Dépenses de consommation monétaires (tableau 14.5)
 - P.313 Services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM) (tableau 14.5)
 - P.511a Formation brute de capital fixe dans des structures résidentielles (tableau 14.9)

14.60 Les partisans de l'agrégat de référence #1 de l'IPC voient en général l'IPC comme un indice de la consommation ou du coût de la vie, et considèrent donc que le bien-être des ménages est déterminé par le flux des biens et services — y compris les services qu'offrent les structures résidentielles possédées totalement ou partiellement par leurs occupants — que les ménages consomment. De ce point de vue, la formation de capital fixe par les ménages, qui se limite dans les faits à l'achat de résidences pour compte propre, est une activité à caractère quasi économique des entreprises non constituées en société que possèdent les ménages, et n'entre donc pas dans le champ de l'IPC. La version traditionnelle de l'agrégat #1 exclut la consommation non liée au logement de la production pour compte propre, P.314. Bien que la rémunération en nature sous forme de prestations fournies par l'employeur représente une part importante de ce poste, les ménages ne

Tableau 14.11. Couverture des principaux indices de prix : colonnes du tableau des ressources et des emplois
La couverture effective des principaux indices est indiquée par les zones ombrées

Ressources totales										
Opération du SCN 1993	P.1 Production, dont, établissements produisant principalement			Ajustement pour prendre en compte les marges de transport et de distribution	Impôts moins subventions sur les produits intérieurs	P.7 Importations, fab	Ajustement caf/fab	Impôts moins subventions sur les importations		
	P.11 Production marchande	P.12 Production pour usage final propre	P.13 Autres productions non marchandes						Produit × I	Produit × I
Agrégat de référence de l'IPP										
Agrégat de référence de l'IPM										
Ressources par produit : biens	Produit × Branche	Produit × Branche	Produit × Branche	Produit × I	Produit × I	Produit × I	Produit × I	Produit × I	Produit × I	
Ressources par produit : services										
Total des ressources				0						
Emplois finals										
Opération du SCN 1993	P.31 Consommation individuelle			P.32 Consommation collective	P.5 Formation brute de capital	P.6 Exportations, fab				
	Ménages S.14	P.311 Consommation monétaire P.313 SIFIM ²	P.312 Loyer imputé des occupants propriétaires				Administrations publiques S.13 ISBLSM ¹ S.15	Ménages S.14	Administrations publiques S.13	Tous secteurs institutionnels sauf les ménages
Secteur institutionnel du SCN 1993										
Catégories de dépenses détaillées	P.314 Autres dépenses de consommation individuelles imputées	D.36 Transferts sociaux en nature	P.51a Structures résidentielles pour usage propre	Autres formations de capital fixe	Production (aux prix de base) vendue aux non-résidents	Impôts moins subventions sur les exportations de produits, transport au point d'expédition international				
Agrégat de référence #1 de l'IPC										
Agrégat de référence #2 de l'IPC										
Agrégat de référence de l'IPX										
Dépenses par produit : biens	Produit × I	Produit × I	Produit × I	Produit × I	Produit × I	Produit × I	Produit × I	Produit × I	Produit × I	
Dépenses par produit : services										
Dépenses totales										

¹Institutions sans but lucratif au service des ménages. ² Services d'intermédiation financière indirectement mesurés.

Tableau 14.12 Définition du champ, des rapports de prix, de la couverture et des pondérations des principaux indices des prix

Indices élémentaires	Produits à inclure	Détermination des prix	Opérations couvertes	Sources des pondérations
<i>IPP</i>	Tous types de biens et services produits ou transformés dans le pays et valorisés aux prix du marché	Prix de base, déterminés à la date de disponibilité à la vente (au transfert de propriété) pour les biens, au moment de la prestation pour les services	Production des entreprises résidentes, qui comprend les ventes plus la variation des stocks de produits finis pour les biens, et les ventes pour les services	Produit, par matrice de branche d'activité, de la production marchande P.11 et de la production pour usage final propre P.12 dans le compte de production présenté par branche d'activité et dans le tableau des ressources et des entrées (TRE)
<i>IPC</i>	<i>Agrégat de référence des dépenses #1 :</i> Tous types de biens et services achetés explicitement ou implicitement par les ménages pour leur consommation individuelle	Prix d'achat, déterminé à la date du transfert de propriété pour les biens, à la date de l'utilisation pour les services, y compris les impôts sur les produits, non compris les subventions sur les produits et y compris les marges de transport et de distribution	<i>Agrégat de référence des dépenses #1 :</i> Dépenses de consommation du secteur des ménages S.13 des unités institutionnelles, à l'exclusion de la consommation pour compte propre, sauf pour les dépenses imputées au titre du loyer des logements occupés par leur propriétaire	<i>Agrégat de référence des dépenses #1 :</i> Colonne «produit» du sous-agrégat de l'IPC pour la consommation individuelle P.31 du secteur des ménages S.13 dans le compte d'utilisation des revenus développé et dans le TRE
	<i>Agrégat de référence des dépenses #2 :</i> Tous types de biens et services achetés explicitement par les ménages pour leur consommation individuelle, plus tous types de biens et services achetés explicitement par les ménages au titre de la formation de capital résidentiel		<i>Agrégat de référence des dépenses #2 :</i> Agrégat de référence des dépenses #1, moins dépenses imputées au titre du loyer des logements occupés par leur propriétaire, plus acquisition nette ou amélioration majeure de logements résidentiels	<i>Agrégat de référence des dépenses #2 :</i> Colonne «produit» du sous-agrégat de l'IPC pour la consommation individuelle P.31 du secteur des ménages S.13 dans le compte d'utilisation des revenus développé plus colonne «produit» des acquisitions moins cessions d'actifs fixes P.511 pour les logements résidentiels
<i>IPX</i>	Tous types de biens et services transportables achetés par des non-résidents à des résidents. Les biens exportés sans transfert de propriété pour faire l'objet d'une transformation importante par des non-résidents puis réimportés sont inclus	Prix d'achat à la frontière nationale du pays exportateur (fab), y compris les impôts sur les exportations, non compris les subventions à l'exportation et y compris les marges de transport et de distribution du lieu de production à la frontière nationale	Tous types de biens et services transportables produits ou transformés par des résidents et achetés par des non-résidents, à l'exception des biens en transit ou exportés et transformés un minimum par des non-résidents pour être réimportés	Colonne «produit» des exportations P.6 dans la version développée du compte extérieur des biens et services et dans le TRE
<i>IPM</i>	Tous types de biens et services transportables achetés par des résidents à des non-résidents. Les biens importés sans transfert de propriété pour faire l'objet d'une transformation importante par des résidents puis réexportés sont inclus	Prix d'achat à la frontière nationale du pays exportateur (fab), non compris les impôts sur les importations, y compris les subventions à l'importation et non compris les marges de transport et de distribution du lieu de production à la frontière nationale ¹	Tous types de biens et services transportables produits ou transformés par des non-résidents et achetés par des résidents, à l'exception des biens en transit ou exportés et transformés un minimum par des non-résidents pour être réexportés	Colonne «produit» des importations P.7 dans la version développée du compte extérieur des biens et services et dans le TRE

IPP = indice des prix à la production; IPC = indice des prix à la consommation; IPX = indice des prix à l'exportation; IPM = indice des prix à l'importation.

¹Pour définir l'indice des prix à l'importation, en fait, le statisticien formulerait d'abord un indice des prix pour les intrants économiques valorisant les biens et services importés au prix d'achat payable par leur premier propriétaire résident. L'indice des prix à l'importation serait obtenu en ajustant (multipliant) l'indice des prix d'achat des importations par un indice de «minoration» qui suivrait les mouvements du ratio des importations fab aux importations aux prix d'achat. Cela est nécessaire pour que l'indice ait la même base de valorisation que les importations fab, tout en donnant l'indice de volume des importations correct sur le plan théorique lorsqu'il est utilisé comme déflateur des importations fab.

sont souvent que vaguement conscients de sa valeur, car c'est l'employeur qui fait effectivement les paiements aux fournisseurs des prestations. On peut néanmoins justifier l'inclusion de ce poste en arguant que les ménages sont parfois en mesure d'exercer un contrôle sur la façon dont cette part de leur revenu salarial est dépensée.

14.61 Les partisans de l'agrégat de référence #2 voient en général l'IPC sous l'angle des transactions ou de l'inflation, et l'adaptent de façon à ce qu'il mesure le taux de variation des prix d'un agrégat de dépenses couvrant à peu près l'ensemble des dépenses monétaires finales que les ménages consacrent aux biens et services, y compris leur formation du capital dans des structures résidentielles via l'achat de leur propre logement ou les améliorations majeures qu'ils apportent à celui-ci.

14.62 Les deux concepts d'IPC sont utiles. L'optique du coût de la vie donne un indice des prix dont l'image duale est le volume de la consommation des ménages. L'optique de l'inflation donne un indice des prix dont l'image duale est le volume des achats monétaires finals des ménages, qui représente la pression de la demande que les ménages exercent sur les marchés auxquels ils participent. Le tableau 14.11 précise le champ des deux indices.

L'indice des prix à la consommation en tant que mesure de l'inflation dans les transactions de marché

14.63 Les banques centrales s'intéressent aux principaux indices de prix, en particulier lorsque la politique monétaire qu'elles conduisent vise à cibler l'inflation. Il apparaît que l'agrégat de référence #2 permet une meilleure mesure de la variation des prix des transactions effectives sur biens et services que les IPC reposant sur l'agrégat de référence #1, qui donne un poids considérable au loyer imputé des logements occupés par leur propriétaire.

14.64 Les deux agrégats de référence de l'IPC sont une composante importante du total des dépenses finales et du PIB dans la quasi-totalité des pays, mais la valeur totale des transactions sur biens et services inclut aussi la consommation intermédiaire. En tant qu'indice d'inflation pour les transactions totales sur biens et services, les IPC ont donc une couverture plutôt limitée, que l'on retienne leur définition #1 ou #2, si on les compare par exemple à l'IPP, qui couvre en principe la production totale. Cependant, l'extension progressive de la couverture de l'IPP à l'ensemble des activités productives, et en particulier aux services, progresse lentement en raison des difficultés techniques que posent la spécification des produits de service et la mesure de leurs prix. La combinaison de l'IPP — qui couvre la production — et de l'indice des prix à l'importation donne un indice des prix pour l'offre totale sur le marché, qu'une autorité monétaire au moins considère comme une mesure utile de l'inflation. Une autre banque centrale cible l'indice des prix pour l'offre intérieure totale, qui repose sur l'offre totale moins les expor-

tations (autrement dit, qui couvre l'agrégat comprenant la production plus les importations moins les exportations).

14.65 Le principe de valorisation aux prix d'achat retenu pour l'IPC inclut aussi les impôts moins subventions sur les produits, ce qui n'est pas forcément souhaitable pour un indicateur d'inflation visant à suivre l'évolution tendancielle des prix. Néanmoins, l'IPC est la plus répandue des statistiques de prix macroéconomiques, et souvent la seule option possible, dans de nombreux pays, pour mesurer l'inflation. Les autorités monétaires peuvent aussi estimer que l'IPC est la cible d'inflation la plus acceptable socialement, en raison précisément de l'accent qu'elle met sur les ménages.

Traitement des achats transfrontaliers dans l'indice des prix à la consommation

14.66 Les exportations P.6 ne constituent pas une dépense des unités institutionnelles résidentes et ne seraient donc pas la cible d'un indice des prix couvrant leurs dépenses. Il s'ensuit que les exportations n'apparaîtraient pas dans un agrégat de dépenses de l'IPC. En revanche, les importations sont une dépense des unités résidentes, et il y a souvent lieu de prendre en considération l'importance des importations dans l'agrégat de dépenses de ces unités. Dans de nombreux pays, les importations acquises directement dans le cadre d'achats transfrontaliers représentent une part significative des dépenses de consommation des ménages.

14.67 On notera ici que les biens et services importés (P.71 et P.72, respectivement) figurant au tableau 14.8 pour le secteur des ménages ne comporteraient que les dépenses directes consacrées par les ménages aux biens et services acquis auprès de non-résidents, c'est-à-dire dans le cadre d'achats transfrontaliers. Ceux-ci devraient inclure les achats de biens et services transportables effectués par les ménages auprès de fournisseurs non-résidents par tous les moyens — que ce soit en personne ou en commandant ces biens et services par courrier ou via l'Internet. Ces dépenses liées aux transactions avec des non-résidents sont déjà couvertes par la consommation individuelle des ménages, P.31, et par leur formation de capital, P.5, de sorte que l'identification des importations P.7 dans le cadre de l'IPC vise à déterminer l'importance des transactions avec les non-résidents dans les agrégats de dépenses finales des ménages et la part de ces agrégats couverte par l'agrégat de dépenses de l'IPC.

14.68 On notera aussi que, dans les agrégats de référence #1 et #2 de l'IPC, les dépenses consacrées aux biens et services de consommation fournis par des non-résidents aux ménages résidents seraient incluses en tant que composante importée de la consommation individuelle P.31. Pour évaluer l'importance des importations lorsque l'on considère l'agrégat de référence des dépenses #2 de l'IPC, il faudrait inclure aussi les dépenses de formation de capital fixe des ménages, P.51, consacrées à des biens transportables importés tels que les

matériaux de construction pour les résidences ou les services y afférents fournis par des non-résidents.

Autres indicateurs des prix dans les comptes nationaux

Indices des prix de l'offre totale

14.69 Dans le prolongement de notre analyse précédente de la couverture de l'IPP, nous définissons la production totale valorisée par le marché comme la somme de la production marchande P.11 et de la production pour usage final propre P.12. La production totale P.1 est la somme de la production valorisée par le marché et des autres productions non marchandes P.13. L'offre totale aux prix de base est la somme de la production et des importations P.7. Les ajustements à la hausse opérés, au niveau des produits, afin de prendre en compte les marges commerciales et de transport (pour la production intérieure), l'assurance et le fret (pour les importations) et les impôts D.21 moins les subventions D.31 (pour les produits), seraient ajoutés à l'offre totale aux prix de base pour donner l'offre totale aux prix d'achat.

14.70 Si l'on décompose l'offre totale en ses composantes de prix et de volume, l'indice des prix de l'offre totale (SPI) aux prix de base peut apparaître comme une moyenne pondérée de l'indice des prix de la production totale (YPI) et de l'indice des prix à l'importation IPM. L'indice YPI comprend quant à lui l'IPP et un indice de déflation implicite (IDI) pour les autres productions non marchandes. Pour obtenir l'indice des prix de l'offre totale aux prix d'achat, il faudrait multiplier le SPI par un indice de l'ajustement à la hausse total opéré pour prendre en compte les marges commerciales, d'assurance et de transport ainsi que les impôts nets des subventions sur les produits. Les marges n'ont d'importance que si l'on établit des indices des prix de l'offre aux prix d'achat pour des produits ou sous-agrégats de produits donnés. Au niveau de l'ensemble des produits, ces marges s'annulent et seuls les impôts moins subventions sur les produits contribuent à l'ajustement à la hausse de l'offre totale aux prix de base. L'établissement d'indices des prix de l'offre totale au niveau des produits est utile pour calculer et réconcilier les écarts dans les TRE exprimés en volume. Ils sont utilisés aussi pour produire des indices de prix par branche d'activité pour la consommation intermédiaire P.2, qui servent à établir des mesures du produit intérieur brut (PIB) en volume suivant l'approche de la production. Bien qu'ils soient utilisés principalement comme aide à la compilation et déflateur de la valeur ajoutée aux prix de base via l'approche de la double déflation (voir paragraphes 14.71 et 14.73), les indices de prix de l'offre pourraient aussi, de plein droit, servir d'indicateurs analytiques, car ils couvrent toutes les transactions sur biens et services effectuées dans une économie au titre de la production et du commerce extérieur. Comme tels, ils peuvent être des indicateurs utiles pour l'analyse et l'évaluation de la poli-

tique économique, opérations qui nécessitent la couverture d'un large éventail de transactions — pour la formulation de la politique monétaire, par exemple.

Indices des prix de la consommation intermédiaire

14.71 Examinons les indices des prix de la consommation intermédiaire (IPI) pour l'économie totale et une branche d'activité. Les pondérations correspondent à une colonne de la partie réservée à la consommation intermédiaire dans la matrice des emplois du TRE, que l'on déduit du tableau 14.2 et qui apparaît au tableau 14.10 à la case P.2. Comme les diverses marges sur les prix de base inhérentes aux prix d'achat qui prévalent peuvent varier d'une branche d'activité utilisatrice à l'autre, les sources idéales des prix d'achat pour les indices des prix de la consommation intermédiaire seraient les enquêtes effectuées auprès des entreprises. Malheureusement, ces enquêtes sont en général lourdes et coûteuses. Cela dit, comme il a été noté plus haut dans la présentation des indices de prix de l'offre totale, l'indice des prix de la consommation intermédiaire par branche d'activité peut être établi à partir des composantes du SPI détaillées par produit. Il en résultera des indices d'un degré de précision acceptable si le total des impôts, subventions et marges de transport et de distribution ne varie pas trop d'une branche d'activité à l'autre au sein d'une même classe de produits. Pour l'économie totale, l'indice des prix de la consommation intermédiaire est obtenu sous forme de moyenne pondérée des indices des prix intrants intermédiaires dans la branche d'activité, les pondérations correspondant à la part de la consommation intermédiaire de chaque branche d'activité dans la consommation intermédiaire totale de l'économie.

Indices des prix des emplois finals

14.72 Les indices de prix des emplois finals comprennent les déflateurs de la consommation individuelle P.31, de la consommation collective P.32, de la formation brute de capital fixe P.51, de la variation des stocks P.52, des acquisitions moins cessions d'objets de valeur P.53 et des exportations P.6. Des grands indices de prix examinés ci-dessus, l'IPC est la principale source d'informations détaillées (au niveau des produits) pour P.31, tandis que l'IPP est une source importante d'informations détaillées pour P.51 et la source d'information majeure pour la composante «produits finis» de P.52. Lorsqu'il est défini sur la base de son agrégat de dépenses de référence #2, l'IPC pourrait aussi être la source de données sur la formation de capital dans des structures résidentielles. SPI peut être la principale source d'information pour la composante «stocks d'intrants» de P.52, faute d'enquête détaillée sur les prix d'achat des produits intermédiaires, et l'IPX est le déflateur utilisé pour P.6. SPI peut servir également de source d'information détaillée, au niveau des produits, pour P.32, P.51 et P.53. Le déflateur pour le total des

emplois finals sera appelé indice des prix des emplois finals (FPI) et établi sous forme de moyenne pondérée (selon une formule à déterminer) des indices qui le composent et que nous venons d'évoquer.

Indices de prix du produit intérieur brut

14.73 Ainsi que nous l'avons noté dans l'examen du SPI et de l'indice des prix pour la consommation intermédiaire, l'indice des prix pour le PIB peut être établi de deux manières, qui correspondent aux deux approches des biens et des services utilisées dans le cadre du PIB : la méthode de la production et la méthode des dépenses. Souvenons-nous que la méthode de la production découle de la définition de la valeur ajoutée implicite dans l'équation (14.2), à savoir la différence entre la production P.1 (aux prix de base) et la consommation intermédiaire P.2 (aux prix d'achat). Pour la valeur ajoutée, le *SCN 1993* recommande l'utilisation de la double déflation, qui consiste à déflater, d'une part, la production aux prix de base Y par YPI pour obtenir la production en volume, et, d'autre part, les achats intermédiaires par un indice des prix des achats intermédiaires pour obtenir le volume des intrants intermédiaires. La valeur ajoutée réelle est alors calculée comme différence entre le volume de la production et celui des intrants intermédiaires (voir *SCN 1993*, chapitre XVI). Cela revient à déflater la valeur ajoutée aux prix courants en utilisant un indice des prix à double déflation assignant une pondération positive à l'YPI et une pondération négative à l'IPI. Dans le cas ordinaire que nous venons de décrire, le déflateur de la valeur ajoutée est un indice de Paasche de l'indice des prix de la production totale $YPI^{s,t}$ et de l'indice des prix des produits intermédiaires $IPI^{s,t}$, où la pondération de l' $IPI^{s,t}$ est

$$w_i' = \frac{-P.2'}{P.1' - P.2'}$$

et la pondération de l' $YPI^{s,t}$ est $1 - w_i'$. L'indice de volume correspondant a la forme d'un indice de Laspeyres ou «à prix constants», ce qui équivaut à la mesure par double déflation du volume de la valeur ajoutée réelle divisée par la valeur ajoutée aux prix courants dans la période s . La valeur ajoutée totale aux prix de base courants divisée par la valeur ajoutée réelle, obtenue par double déflation, donne le déflateur implicite pour la valeur ajoutée aux prix de base. Enfin, le déflateur du PIB aux prix d'achat est l'indice des prix de la valeur ajoutée (aux prix de base pour la production et aux prix d'achat pour les intrants intermédiaires) multiplié par l'indice de la majoration de la valeur ajoutée des impôts (nets des subventions) sur la production visant les produits.

14.74 Le déflateur des dépenses finales, à savoir le FPI, peut aussi être combiné à l'IPM en utilisant la méthode de la double déflation. Le volume du PIB est calculé à partir des données sur les dépenses en déflatant les importations P.7 par l'IPM, et en soustrayant le ré-

sultat obtenu des emplois finals en volume, calculés en déflatant ceux-ci par le FPI. Le déflateur implicite du PIB serait le ratio PIB aux prix courants/PIB en volume calculé de cette manière. L'indice agrégé du volume du PIB et l'indice agrégé de la valeur ajoutée réelle devraient concorder l'un avec l'autre, et il devrait en aller de même, par déduction, pour les déflateurs implicites du PIB calculés selon les deux méthodes.

Indices des prix des services de main-d'œuvre

14.75 La valeur ajoutée apparaît d'abord dans le compte de production, où elle correspond au solde entre la production et la consommation intermédiaire. Cette marge est utilisée pour rémunérer, entre autres, les services de main-d'œuvre. Le *SCN 1993* présente les composantes de revenu formant la valeur ajoutée dans le compte d'exploitation, qui apparaît au tableau 14.13. La principale composante du revenu identifiée dans ce compte est la rémunération des salariés D.1, qui comprend les traitements et salaires D.11 et les cotisations sociales à la charge des employeurs D.12. Le poste D.1 représente un agrégat en valeur pour un flux de services de main-d'œuvre et peut donc être ventilé en composantes de prix et de volume. Le tableau 14.14 propose le même compte, présenté par type de service de main-d'œuvre (profession) pour un établissement ou une branche d'activité. L'indice de prix des services de main-d'œuvre (LPI) mesure l'évolution de la rémunération totale, par profession, au sein d'une branche d'activité. Le prix des services de main-d'œuvre en termes de rémunération totale présente un intérêt particulier lorsqu'il est comparé au déflateur du PIB, qui indique le pouvoir d'achat relatif de la rémunération de la main-d'œuvre en termes de production pour consommation finale. Cette comparaison est utile pour évaluer les pressions des coûts sur les prix à la production, mais aussi comme intrant pour l'établissement de mesures de la productivité du travail. Il peut être utile aussi de comparer le sous-indice des traitements et salaires du LPI et l'IPC. Le ratio du LPI à l'IPC indique le pouvoir d'achat des salaires en termes de biens et services de consommation, et permet de suivre l'évolution du bien-être matériel, en particulier dans le sous-secteur des salariés S.143 du secteur institutionnel des ménages S.14 (voir encadré 14.1 page 281). Dans le LPI, le prix des services de main-d'œuvre comprend toutes les composantes de la rémunération des salariés, à savoir les cotisations sociales à la charge des employeurs (prestations) et les traitements et salaires. Le sous-indice des traitements et salaires du LPI serait un autre exemple d'indice des prix ajusté par un indice de majoration. Par analogie avec l'indice des prix de l'offre totale aux prix d'achat ou du PIB ventilé par production au tableau 14.10, le LPI serait ajusté dans ce cas par un «indice de minoration», en déduisant les cotisations sociales à la charge des employeurs.

Tableau 14.13 Compte d'exploitation d'un établissement, d'une unité institutionnelle ou d'un secteur institutionnel
Les postes de biens et services du SCN 1993 apparaissent en caractères gras

Emplois	Ressources
D.1 Rémunération des salariés D.11 Traitements et salaires D.12 Cotisations sociales à la charge des employeurs D.121 Cotisations sociales effectives des employeurs D.122 Cotisations sociales imputées des employeurs D.2 Impôts sur la production et les importations D.29 Autres impôts sur la production ² D.3 Subventions D.39 Autres subventions sur la production (-) ³	B.1 Valeur ajoutée ¹
B.2 Excédent d'exploitation ⁴	

¹Reprise du compte de production. ²Impôts sur la production non liés aux produits. ³Subventions à la production non liées aux produits. ⁴Solde du compte d'exploitation.

Cadre d'un système des statistiques de prix des biens et services

14.76 Pour résumer ce survol des principaux indices de prix et des comptes nationaux, le tableau 14.15 présente sous forme de tableau les indices de prix nécessaires pour établir les agrégats en valeur des comptes nationaux et récapitule leurs relations avec les quatre principaux indices de prix. Les indices qui sont fonction de deux autres indices apparaissent avec la notation

$$f(I_1, I_2; w)$$

où f est une formule d'indice, I_1 et I_2 des indices de prix et w la pondération du second indice, étant entendu que la pondération du premier indice est $1 - w$. Par exemple, si f est la formule de Laspeyres, l'indice des prix de la production totale (YPI) serait calculé en procédant aux substitutions suivantes :

$P_L^{s,t} = YPI^{s,t}$, $r_1^{s,t} = IPP^{s,t}$, $w_1^s = 1 - w_D^s$, $r_2^{s,t} = IDI^{s,t}$, $w_2^s = w_D^s$. On pourrait choisir aussi que f soit la formule d'indice de Paasche (en procédant aux mêmes substitutions, sauf en ce qui concerne le changement de l'exposant de temps pour les pondérations et $w_1^t = 1 - w_D^t$ et $w_2^t = w_D^t$), la formule de l'indice idéal de Fisher ou toute autre formule d'indice.

Comparaison internationale des dépenses consacrées aux biens et services

14.77 Les principales statistiques de prix examinées jusqu'à présent retracent l'évolution des prix des biens et services dans le temps. Les parités de pouvoir d'achat (PPA) comparent les niveaux de prix entre différents pays ou différentes zones géographiques pour une pé-

riode comptable donnée et sont utilisées en général pour supprimer l'effet de prix dans des unités monétaires différentes quand on compare les niveaux de PIB de deux pays ou zones géographiques. Les rapports de prix utilisés dans des PPA bilatérales sont les rapports des prix en monnaie locale de biens et services identiques entre ces pays ou zones géographiques. Les pondérations sont proportionnelles aux parts de ces produits élémentaires dans les dépenses, ramenées au PIB, des deux pays ou zones géographiques. Les sources des rapports de prix sont les mêmes que celles du déflateur du PIB pour les emplois finals, et les pondérations sont simplement les emplois finals totaux, nets des importations fab, produit par produit. Pour s'assurer que la PPA entre la zone A et la zone B est l'inverse de la PPA entre la zone B et la zone A, il faut calculer des PPA bilatérales à l'aide d'indices symétriques tels que celui de Fisher.

14.78 Une matrice des PPA bilatérales permet d'effectuer non seulement des comparaisons bilatérales directes, mais aussi des comparaisons bilatérales entre deux zones géographiques A et B sous forme du produit d'une séquence de PPA bilatérales pour une série de zones intermédiaires, en commençant par la zone A et en finissant par la zone B. Pour s'assurer de la cohérence de ces comparaisons multilatérales — en vérifiant par exemple qu'une chaîne qui commence par une zone géographique donnée et finit par cette même zone produit une PPA égale à 1 —, les PPA bilatérales sont ajustées pour produire une série de comparaisons transitive.

14.79 Les quatre principales séries d'indice traitées dans ce chapitre sont liées aux PPA parce que les prix relevés pour l'établissement de l'IPC, de l'IPP, de l'IPX et de l'IPM, outre leur utilisation dans ces indices de temps et dans celui des prix du PIB, peuvent aussi être employés dans des comparaisons internationales des dépenses de consommation, de la formation de capital et du commerce international. Pour plus de détails sur les PPA, voir l'annexe 4 du Programme de comparaison internationale.

Tableau 14.14 Compte d'exploitation d'un établissement et d'une branche d'activité ventilé par services de main-d'œuvre (profession¹)

Identifiant de l'établissement : eeeeeeee		Les postes de biens et services du SCN 1993 apparaissent en caractères gras		Identifiant de l'unité institutionnelle : uuuuuuuu	
Code de l'activité/industrie (CIT1) : aaaa		Code de l'activité/industrie (CIT2) : aaaa		Code du secteur institutionnel : S.nmnn	
Statut marchand : P.1n					
Emplois		Ressources		B.1 Valeur ajoutée ²	
D.11 Traitements et salaires	D.12 Cotisations sociales à la charge des employeurs	D.1 Rémunération des salariés			
1: Membres de l'exécutif et des corps législatifs, hauts fonctionnaires	1: Membres de l'exécutif et des corps législatifs, hauts fonctionnaires	1: Membres de l'exécutif et des corps législatifs, hauts fonctionnaires			
2: Professions intellectuelles et scientifiques	2: Professions intellectuelles et scientifiques	2: Professions intellectuelles et scientifiques			
3: Professions intermédiaires	3: Professions intermédiaires	3: Professions intermédiaires			
4: Employés de type administratif	4: Employés de type administratif	4: Employés de type administratif			
5: Personnel des services et vendeurs de magasin et de marché	5: Personnel des services et vendeurs de magasin et de marché	5: Personnel des services et vendeurs de magasin et de marché			
6: Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche	6: Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche	6: Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche			
7: Artisans et ouvriers des métiers de type artisanal	7: Artisans et ouvriers des métiers de type artisanal	7: Artisans et ouvriers des métiers de type artisanal			
8: Conducteurs d'installations et de machines et ouvriers de l'assemblage	8: Conducteurs d'installations et de machines et ouvriers de l'assemblage	8: Conducteurs d'installations et de machines et ouvriers de l'assemblage			
9: Ouvriers et employés non qualifiés	9: Ouvriers et employés non qualifiés	9: Ouvriers et employés non qualifiés			
0: Forces armées	0: Forces armées	0: Forces armées			
		D.2 Impôts sur la production et les importations			
		D.29 Autres impôts sur la production			
		D.3 Subventions (-)			
		D.39 Autres subventions sur la production			
		B.2 Excédent d'exploitation³			

¹Principaux groupes de la Classification internationale type des professions 1988 (CITP-88) de l'OIT : (Genève, 1990). ²Repris du compte de production. ³Solde du compte d'exploitation.

Tableau 14.15 Cadre des statistiques des prix

Agrégat du SCN 1993	Codes d'opération du SCN 1993 ¹	Valorisation et détails requis	Compte source du SCN 1993	Indice des prix ²	Déduction d'autres indices de prix
Ressources					
Production valorisée aux prix du marché	P.11 + P.12	Prix de base, produit par branche d'activité	Compte de production ventilé par branche d'activité et produit, économie totale S.1	Indice des prix à la production (IPP)	
Autres productions non marchandes ³	P.13	Prix de base (coût de production), produit par branche d'activité	Compte de production ventilé par branche d'activité et produit, économie totale S.1	Déflateur implicite d'autres productions non marchandes (IDI)	Déduit de l'indicateur de volume
Production totale	P.1 = P.11 + P.12 + P.13	Prix de base, par produit	Compte de production ventilé par branche d'activité et produit, économie totale S.1	Indice des prix du produit (YPI)	$YPI = f(IPP, IDI, w_m), w_m = \frac{P.13}{P.1}$
Importations	P.7	Prix de base (produits fab, à la frontière du pays exportateur, y compris services de fret et d'assurance des importations fournis par des non-résidents), par produit	Compte des transactions extérieures sur biens et services ventilé par produit, économie totale S.1	Indice des prix à l'importation (IPM), comprenant un indice des prix d'achat des importations multiplié par un indice de minoration prix fab/ prix d'achat	
Offre totale, prix de base	P.1 + P.7	Prix de base, par produit	Tableau des ressources et emplois, économie totale S.1	Indice des prix de l'offre (SPI)	$SPI = f(MPI, YPI, w_y), w_y = \frac{P.1}{P.1 + P.7}$
Offre intérieure totale	P.1 + P.7 - P.6	Prix de base, par produit (P.1 et P.7); prix d'achat, (P.6, exportations fab, voir «Emplois» ci-après)	Tableau des ressources et emplois, économie totale S.1	Indice des prix de l'offre intérieure (DSPi)	$DSPi = f\left(\frac{P.1}{P.1 + P.7 - P.6}, MPI, YPI, XPI, w_y, -w_x\right), w_y = \frac{P.1}{P.1 + P.7 - P.6}, w_x = \frac{P.6}{P.1 + P.7 - P.6}$
Ajustement au titre des marges (commerce intérieur, assurance et transport)		Prix de base, pour les services de transport et de distribution dans la limite des frontières nationales, par produit	Tableau des ressources et emplois, économie totale S.1	Indice de majoration de l'offre (SMI)	$SMI = \frac{P.1' + P.7' + D.21' - D.31'}{P.1' + P.7'}$
Ajustement au titre du fret et de l'assurance sur les importations	-	Prix de base, (pour les services fournis de la frontière du pays exportateur à la frontière nationale, quel que soit la résidence du fournisseur), par produit	Tableau des ressources et emplois, économie totale S.1		(dans l'agrégat). Les indices de majoration de la production totale au niveau des produits incluraient aussi les marges commerciale et de transport dans le numérateur de l'expression ci-dessus
Impôts moins subventions sur les produits	D.21 - D.31	À payer, par produit	Compte d'affectation des revenus primaires, secteur des administrations publiques S.13		
Offre totale, prix d'achat	P.11 + P.12 + P.7 + D.21 - D.31	Prix d'achat			$SPI \times SMI$

Tableau 14.15 Cadre des statistiques des prix (*fin*)

Agrégat du SCN 1993	Codes d'opération du SCN 1993 ¹	Valorisation et détails requis	Compte source du SCN 1993	Indice des prix ²	Déduction d'autres indices de prix
Emplois					
Consommation intermédiaire	P-2	Prix d'achat, produits par branche d'activité	Compte de production ventilé par branche d'activité et produit, économie totale S.1	<i>Indice des prix de la consommation intermédiaire (IPI)</i>	Incorpore en général les informations par produit tirées de l'indice de l'offre totale aux prix d'achat
Consommation individuelle	P-31	Prix d'achat, par produit	Compte d'utilisation du revenu ventilé par produit, économie S.1	<i>Indice des prix à la consommation des ménages (IPH)</i>	Incorpore l'IPC, et parfois aussi les informations par produit tirées de l'IPC et de l'IPP concernant les biens et services produits à partir de la consommation propre et fournis aux particuliers par les ISBLSM et les administrations publiques
Secteur des ménages S.14	P-31, non compris la consommation imputée et la consommation de biens et services produits pour usage final propre, mais y compris le loyer imputé des propriétaires-occupants	Prix d'achat, par produit	Compte d'utilisation du revenu ventilé par produit, secteur des ménages S.14, avec sous-classification spéciale de P.31	<i>Indice des prix à la consommation (IPC) et autres sous-indices le cas échéant</i>	
Consommation collective	P-32	Prix d'achat, par produit	Compte d'utilisation du revenu ventilé par produit, secteur des administrations publiques (IPG)	<i>Indice des prix des administrations publiques (IPG)</i>	<i>Peut incorporer des indices de produit de l'IPC et de l'IPP</i>
Formation brute de capital fixe	P-51	Prix d'achat, par produit	Compte de capital ventilé par produit, économie totale S.1	<i>Indice des prix de la formation de capital fixe (IPK)</i>	<i>Peut incorporer des indices de produit de l'IPP</i>
Variation des stocks	P-52	Prix d'achat, par produit	Compte de capital ventilé par produit, économie totale S.1	<i>Indice des prix des stocks (IPN)</i>	<i>Indice des prix des stocks</i>
Acquisitions moins cessions d'objets de valeur	P-53	Prix d'achat, par produit	Compte de capital ventilé par produit, économie totale S.1	<i>Indice des prix des objets de valeur (IPV)</i>	<i>Indice des prix des stocks d'objets de valeur</i>
Exportations	P-6		Prix d'achat (fab à la frontière du pays), par produit	Compte des transactions extérieures sur biens et services ventilé par produit, économie totale S.1	<i>Indice des prix à l'exportation (IPX)</i>

<p>Total des emplois finals</p>	<p>P.3 + P.5 + P.6</p>	<p>Prix d'achat, par produit</p>	<p>Tableau des ressources et emplois, économie totale S.1</p>	<p>Indice des prix des emplois totaux (FPI)</p>
$FPI = f \left(\frac{HPI}{GPI}, \frac{KPI}{NPI}, \frac{VPI}{XPI}, \frac{YPI}{ZPI}, w \right)$				
<p>où⁴ $w = [w_0, w_1, w_2, w_3, w_4, w_5, w_6]$ et</p>				
$w_0 = \frac{P.32}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$				
$w_1 = \frac{P.51}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$				
$w_2 = \frac{P.52}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$				
$w_3 = \frac{P.53}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$				
$w_4 = \frac{P.6}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$				
$w_5 = \frac{P.6}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$				
$w_6 = \frac{P.6}{P.3 + P.4 + P.5 + P.6}$				
<p align="center">Produit intérieur brut</p>				
<p>Produit intérieur brut</p>	<p>PIB = P.3 + P.5 + P.6 - P.7, ou PIB = P.1 - P.2 + D.21 - D.31</p>	<p>Par produit, si assemblé à partir de la consommation finale, nette des importations</p> <p>Par branche d'activité si assemblé à partir de la valeur ajoutée aux prix de base, avec ajustement des indices de prix des branches d'activité et de la valeur totale par un facteur de majoration pour les impôts nets des subventions sur les produits</p>	<p>Tableau des ressources et emplois, économie totale S.1</p>	<p>Déflateur du PIB = $f(FPI, MPI; w_m)$ = $SMI \times f(SPI, IPI; w_i)$</p> <p>où⁵</p> $w_m = \frac{-P.7}{PIB}$ $w_i = \frac{-P.2}{PIB}$ $SMI^* = \frac{P.1^1 - P.2^2 + D.21^1 - D.31^1}{P.1^1 - P.2^2 + D.21^1 - D.31^1}$ $SMI = \frac{P.1^1 - P.2^2 + D.21^1 - D.31^1}{P.1^1 - P.2^2}$
<p>Rémunération des salariés</p>	<p>D.1</p>	<p>Par branche d'activité et profession</p>	<p>Compte d'exploitation, économie totale S.1</p>	<p>Indice du coût de l'emploi</p>

(dans l'agrégat)
Les indices de majoration de la valeur ajoutée au niveau des branches d'activité SMI^* incluraient au numérateur les marges commerciale et de transport totales sur la production

¹P.11 = Production marchande, P.12 = Production pour usage final propre, D.21 = Impôts sur les produits, et D.31 = Subventions sur les produits. ²Les quatre principaux indices de prix sont présentés en caractères gras. ³Cette catégorie comprend la production de services publics fournis gratuitement, ou à des prix économiquement non significatifs, par les administrations publiques et les institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM). Cette production est valorisée à son coût, faute d'un comparateur de marché. Il n'est pas possible de construire directement un indice des prix pour cet agrégat, car il n'existe pas de prix économiquement significatifs pour les autres productions non marchandes. Le déflateur implicite pour le poste P.13, «Autre production non marchande», est obtenu en divisant la valeur des autres productions non marchandes par un indicateur de volume établi directement. ⁴Contrairement aux autres agrégations d'indices, qui conjuguent deux indices, le FPI apparaît comme une agrégation simultanée des six indices de prix des composantes des emplois finals. Là encore, f peut être n'importe lequel des indices présentés aux chapitres 1 à 15, la pondération du premier poste, en l'occurrence la consommation individuelle P.31, étant déterminée sous la forme 1 moins le reste des pondérations, et les rapports de prix étant donnés par la liste des arguments de l'indice. ⁵La pondération négative du second argument de l'indice de ces deux formules pour le PIB indique qu'ils représentent un indice des prix de type «double déflation» (voir SCN 1993, chapitre XVI, section E).

Introduction

Il n'est pas possible, en général, de répondre à la question «Quelle est la moyenne de tel ou tel ensemble de grandeurs?» si l'on ne sait pas dans quel but elle est posée. Il existe en effet autant de types de moyenne que d'objectifs poursuivis et, s'agissant des prix, nous pouvons presque dire qu'il y a autant d'objectifs que d'auteurs qui écrivent sur ce sujet. D'où ces vaines controverses entre des personnes qui poursuivent, littéralement, des buts opposés. (Edgeworth (1888, p. 347)).

15.1 Les biens physiquement distincts et les types de services uniques proposés aux consommateurs se comptent par millions. Du côté de l'offre ou de la production de l'économie, les produits qui font l'objet d'échanges actifs sont encore plus nombreux. En effet, les entreprises produisent non seulement des biens destinés à la consommation finale, mais aussi des produits d'exportation et des produits intermédiaires qui sont demandés par d'autres producteurs. De même, elles utilisent collectivement des millions de biens et de services importés, des milliers de types de services différents relatifs au secteur du travail et des centaines de milliers de types de capitaux spécifiques. Si nous distinguons en plus les produits physiques par leur localisation géographique, par la saison ou le moment de la journée où ils sont produits ou consommés, ce sont alors des milliards de produits qui sont achetés ou vendus chaque année dans toute économie développée. Il est souvent nécessaire de ramener ce vaste ensemble d'informations sur les prix et les quantités à quelques chiffres seulement. Le présent chapitre s'efforce de répondre à la question suivante : comment des informations microéconomiques pouvant impliquer des millions de prix et de quantités peuvent-elles être agrégées en un petit nombre de variables de prix et de quantités? C'est tout le problème des indices.

15.2 Il est possible de poser le problème des indices dans le cadre de la théorie microéconomique : sachant que nous souhaitons appliquer un modèle économique fondé sur la théorie du producteur ou du consommateur, quelle est la «meilleure» méthode à suivre pour bâtir un ensemble d'agrégats à cette fin? Lorsque l'on construit des prix globaux ou des quantités globales, toutefois, d'autres points de vue (qui ne s'inscrivent pas dans une optique économique) sont possibles. Certains d'entre eux seront examinés dans ce chapitre et dans le suivant. Les approches économiques seront approfondies aux chapitres 17 et 18.

15.3 On peut ramener le problème des indices à la décomposition de la valeur d'un ensemble bien défini de transactions effectuées dans une période donnée en un prix global multiplié par une quantité globale. Il apparaît cependant que cette approche du problème des indices ne débouche sur aucune solution utile. C'est pourquoi nous examinons, aux paragraphes 15.7 à 15.17, le problème de la décomposition d'un rapport de valeurs afférentes à deux périodes en un terme qui mesure la variation globale des prix entre les deux périodes (l'indice des prix) multiplié par un terme qui mesure la variation globale des quantités entre les deux périodes (l'indice des quantités). L'indice des prix le plus simple est l'indice de panier-type, dans lequel on fixe les n quantités pour calculer les valeurs de ce panier aux prix de la période 0 et aux prix de la période 1. L'indice de panier-type est simplement le rapport de ces deux valeurs, dans lequel les prix varient alors que les quantités restent fixes. Deux options s'imposent naturellement pour le panier fixe : les quantités achetées (ou vendues) durant la période de référence 0 ou les quantités achetées (ou vendues) durant la période en cours 1. Elles conduisent respectivement aux indices de prix de Laspeyres (1871) et de Paasche (1874).

15.4 Malheureusement, les mesures de la variation globale d'un prix données par les indices de Paasche et de Laspeyres peuvent différer l'une de l'autre, parfois de façon très sensible. C'est pourquoi nous envisageons, aux paragraphes 15.18 à 15.32, de faire la moyenne de ces deux indices pour obtenir une mesure unique de la variation des prix. Aux paragraphes 15.18 à 15.23, nous soutenons que la «meilleure» moyenne est la moyenne géométrique, qui est l'indice des prix idéal d'Irving Fisher (1922). Aux paragraphes 15.24 à 15.32, nous proposons de faire l'indice de la moyenne des deux paniers-types au lieu de calculer la moyenne des indices des prix de Paasche et de Laspeyres. Cette approche de la théorie des indices par un panier fixe conduit à l'indice des prix préconisé par Correa Moylan Walsh (1901; 1921a). D'autres approches fondées sur un panier fixe sont cependant possibles. Au lieu de choisir le panier de la période 0 ou de la période 1 (ou une moyenne des deux), on peut opter pour un panier qui se rapporte à une période tout à fait différente, disons la période b . C'est, au demeurant, un usage bien établi des offices de statistique que de prendre un panier se rapportant à une année entière (voire à deux années) d'achats et de ventes antérieures à la période 0, qui est en général d'un mois. Les indices de ce type,

dans lesquels la période de référence des pondérations diffère de la période de référence des prix, ont été proposés initialement par Joseph Lowe (1823), et sont examinés aux paragraphes 15.64 à 15.84. Ils sont aussi évalués d'un point de vue axiomatique au chapitre 16, et d'un point de vue économique au chapitre 17¹.

15.5 Aux paragraphes 15.65 à 15.75, une autre approche de la détermination de la *forme fonctionnelle* ou de la *formule* de l'indice des prix est examinée. Cette méthode, que l'on doit à l'économiste français Divisia (1926), repose sur l'hypothèse que les données de prix et de quantités sont disponibles sous forme de fonctions continues du temps. La théorie de la différentiation est utilisée pour décomposer le taux de variation d'un agrégat en valeur continu dans le temps en deux termes qui reflètent la variation globale des prix et des quantités. En dépit des possibilités qu'elle ouvre², toutefois, la méthode de Divisia n'aide guère les offices de statistique à opter catégoriquement pour telle ou telle formule d'indice.

15.6 Aux paragraphes 15.76 à 15.97, les avantages et inconvénients de l'utilisation d'une période de référence fixe dans la comparaison d'indices bilatéraux sont mis en balance avec ceux de la méthode consistant à toujours comparer la période en cours à la période précédente, dite aussi *chaînage*. Dans ce système, un *maillon* correspond à une comparaison d'indices entre une période donnée et la précédente. Ces maillons sont multipliés les uns aux autres pour permettre des comparaisons sur un grand nombre de périodes.

Décomposition des agrégats en valeur en composantes de prix et de quantités

Décomposition des agrégats en valeur et test de factorité

15.7 Un *indice des prix* est une mesure ou fonction qui résume la *variation* des prix de nombreux produits d'une situation 0 (période temporelle ou localisation donnée) à une situation 1. Plus précisément, un indice des prix peut être considéré dans la plupart des cas comme une moyenne pondérée de la variation des prix relatifs des produits considérés dans les deux situations. Pour déterminer un indice des prix, il faut savoir :

- Quels produits ou produits élémentaires inclure dans l'indice?

¹Bien que les indices de ce type n'apparaissent pas au chapitre 19, où la plupart des formules d'indice présentées aux chapitres 15 à 18 sont illustrées à l'aide d'un ensemble de données artificielles, les indices dans lesquels la période de référence des pondérations diffère de la période de référence des prix sont illustrés à l'aide d'exemples numériques au chapitre 22, qui examine le problème des produits saisonniers.

²Elle peut être utilisée, en particulier, pour justifier le chaînage d'indices (analysé aux paragraphes 15.86 à 15.97).

- Comment déterminer les prix des produits élémentaires?
- Quelles transactions concernant ces produits élémentaires inclure dans l'indice?
- Comment déterminer les pondérations et de quelles sources les extraire?
- Quel type de formule ou de moyenne utiliser pour établir la moyenne des prix relatifs des produits élémentaires choisis?

On peut répondre à toutes ces questions sur la définition d'un indice des prix, sauf la dernière, en faisant appel à la définition de l'agrégat en valeur à laquelle fait référence l'indice de prix. L'agrégat en valeur V d'un ensemble donné de produits élémentaires et de transactions est estimé comme suit :

$$V = \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad (15.1)$$

où p_i représente le prix du i ème produit élémentaire en unités de monnaie nationale et q_i la quantité correspondante achetée ou vendue durant la période considérée, l'indice inférieur i identifiant le i ème des n produits élémentaires choisis pour constituer l'agrégat en valeur V . Cette définition de l'agrégat en valeur englobe la spécification du groupe de produits inclus (quels produits élémentaires inclure) et des agents économiques engagés dans les transactions concernant ces produits (quelles transactions inclure), ainsi que les principes d'évaluation et de chronologie qui motivent le comportement des agents économiques engagés dans ces transactions (détermination des prix). Les produits élémentaires inclus, leur prix (les p_i), les critères d'inclusion des transactions et les pondérations de chaque produit élémentaire (les q_i) relèvent tous du domaine de définition de l'agrégat en valeur. La détermination précise des p_i et q_i est examinée plus en détail dans d'autres chapitres du manuel, et notamment au chapitre 5³.

15.8 L'agrégat en valeur V défini par l'équation (15.1) fait référence à un ensemble donné de transactions se rapportant à une période temporelle unique (non spécifiée). Nous envisageons maintenant le même agrégat en valeur pour deux localisations ou périodes, 0 et 1. Pour des raisons de commodité, la période 0 est appelée *période de référence* et la période 1 *période en cours*, et l'on suppose que des observations relatives aux vecteurs des prix et des quantités de la période de référence, soit $p^0 = [p_1^0, \dots, p_n^0]$ et $q^0 = [q_1^0, \dots, q_n^0]$, respectivement, ont été recueillies⁴. Les agrégats en valeur

³Ralph Turvey observe que certaines valeurs peuvent être difficiles à scinder clairement en composantes de prix et de quantité. C'est le cas, par exemple, des commissions bancaires et des dépenses liées aux jeux de hasard ou au paiement des cotisations d'assurance vie.

⁴Notons que l'on suppose qu'il n'y a ni apparition de nouveaux produits élémentaires ni disparition de produits existants dans les agrégats en valeur. Les approches du «problème des nouveaux produits» et de la prise en compte des changements de qualité sont examinées aux chapitres 7, 8 et 21.

dans la période de référence et la période en cours sont définis, de façon évidente, comme suit :

$$V^0 = \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0; \quad V^1 = \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1. \quad (15.2)$$

Au paragraphe précédent, l'indice des prix a été défini comme une fonction ou mesure résumant la variation des prix des n produits de l'agrégat en valeur de la situation 0 à la situation 1. Dans ce paragraphe, l'*indice des prix* $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ et l'*indice des quantités* (ou *indice de volume*) correspondant $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ sont définis comme deux fonctions des $4n$ variables p^0, p^1, q^0, q^1 (qui décrivent les prix et quantités se rapportant à l'agrégat en valeur pour les périodes 0 et 1), ces deux fonctions vérifiant l'équation suivante⁵ :

$$V^1/V^0 = P(p^0, p^1, q^0, q^1) Q(p^0, p^1, q^0, q^1). \quad (15.3)$$

Si l'agrégat en valeur ne compte qu'un seul produit élémentaire, l'indice des prix P devrait se réduire à un rapport de prix unique, p_1^1/p_1^0 , et l'indice des quantités Q à un rapport de quantités unique, q_1^1/q_1^0 . Si les produits élémentaires sont nombreux, l'indice des prix P doit être interprété comme une sorte de moyenne pondérée des rapports de prix, $p_1^1/p_1^0, \dots, p_n^1/p_n^0$.

15.9 On peut donc considérer que la première approche de la théorie des indices correspond au problème suivant : décomposer la variation d'un agrégat en valeur, V^1/V^0 , en un produit de deux termes : une part attribuable à la *variation des prix*, $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ et une part attribuable à la *variation des quantités*, $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$. C'est cette approche de la détermination de l'indice des prix qui est retenue dans les comptes nationaux, où l'on utilise un indice des prix pour déflater un rapport de valeurs afin d'obtenir une estimation de la variation des quantités. Dans cette approche de la théorie des indices, l'indice des prix est donc utilisé principalement en tant que *déflateur*. On notera qu'une fois la forme fonctionnelle de l'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ connue, l'indice des quantités ou de volume correspondant $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est totalement déterminé par P . Soit, en réarrangeant l'équation (15.3) :

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = (V^1/V^0) \mathcal{Y} P(p^0, p^1, q^0, q^1). \quad (15.4)$$

Inversement, si la forme fonctionnelle de l'indice des quantités $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est connue, l'indice des prix correspondants $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est alors totalement déterminé par Q . Il n'est donc pas nécessaire de faire appel à

⁵Fisher (1911, p. 418) a été le premier à suggérer que les indices des prix et des quantités devraient être déterminés conjointement afin de satisfaire l'équation (15.3), que Frisch (1930, p. 399) a appelée *test de factorité*.

des théories distinctes pour déterminer les indices des prix et des quantités quand on utilise cette approche de la théorie des indices par la déflation : si P ou Q est déterminé, l'autre fonction l'est aussi, implicitement, par l'équation du test de factorité (15.4).

15.10 Dans la section suivante, deux choix concrets pour l'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ sont examinés, et les indices des quantités correspondants $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ qui résultent de l'équation (15.4) sont également calculés. Ils représentent les options les plus souvent retenues par les statisticiens pour établir les comptes nationaux.

Indices de Laspeyres et de Paasche

15.11 L'une des façons les plus simples de déterminer les formules d'indice des prix est décrite en détail par Lowe (1823). Elle consiste à mesurer la variation des prix entre les périodes 0 et 1 en spécifiant un *panier de produits représentatifs*⁶ approximatif, qui est un vecteur des quantités $q = [q_1, \dots, q_n]$ représentatif des achats effectués durant les deux périodes considérées, et de calculer ensuite le niveau des prix dans la période 1 par rapport à la période 0 sous la forme du rapport du coût du panier dans la période 1, $\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i$, au coût du panier dans la période 0, $\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i$. La détermination de l'indice des prix par cette *méthode du panier fixe* laisse une question en suspens : comment le vecteur représentant le panier fixe q doit-il être choisi?

15.12 Avec le temps, économistes et statisticiens ont demandé un peu plus de précision dans la spécification du vecteur des quantités du panier q . Deux choix s'imposent naturellement pour le panier de référence : le vecteur des produits pour la période de référence, q^0 , et le vecteur des produits pour la période en cours, q^1 . Ces deux choix conduisent respectivement à l'indice de prix de Laspeyres (1871)⁷ P_L défini par l'équation (15.5) et à l'indice de prix de Paasche (1874)⁸ P_P défini par l'équation (15.6)⁹ :

⁶Lowe (1823, Appendice, p. 95) propose que le panier de produits q soit mis à jour tous les cinq ans. Les indices de Lowe sont analysés plus en détail aux paragraphes 15.45 à 15.85.

⁷L'indice a été en fait proposé et justifié par Drobisch (1871a, p. 147) peu de temps avant Laspeyres (1871, p. 305), lequel a explicitement reconnu que Drobisch lui avait montré la voie. Cependant, la contribution de Drobisch a été pour l'essentiel oubliée par la plupart des analystes qui ont suivi, car il a soutenu sans relâche que le rapport de deux valeurs unitaires était la «meilleure» formule d'indice. Or, si cette formule présente des propriétés excellentes lorsque les n produits comparés ont tous la même unité de mesure, elle est inutile lorsque le panier de l'indice comprend des biens et des services, par exemple.

⁸Drobisch (1871b, p. 424) semble aussi avoir été le premier à définir explicitement et à justifier la formule d'indice de prix de Paasche, mais il a rejeté cette option au profit de sa formule préférée, le rapport des valeurs unitaires, de sorte qu'il n'a reçu aucun crédit, là non plus, pour avoir suggéré le premier la formule de Paasche.

⁹On notera que $P_L(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ne dépend pas effectivement de q^1 et que $P_P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ne dépend pas effectivement de q^0 . Il n'y a aucun inconvénient à inclure ces vecteurs, toutefois, et la notation indique au lecteur qu'il est dans le cadre de la théorie des indices bilatéraux, c'est-à-dire que l'on compare les prix et les quantités pour un agrégat en valeur se rapportant à deux périodes.

$$P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}; \quad (15.5)$$

$$P_P(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1}. \quad (15.6)$$

15.13 Les formules (15.5) et (15.6) peuvent être réécrites d'une autre manière, qui est plus utile pour les offices de statistique. Définissons la part de dépenses consacrée au produit i dans la période t comme suit :

$$s_i^t = p_i^t q_i^t / \sum_{j=1}^n p_j^t q_j^t \quad \text{pour } i=1, \dots, n \quad \text{et } t=0,1. \quad (15.7)$$

L'indice de Laspeyres (15.5) peut alors être réécrit de la façon suivante¹⁰ :

$$\begin{aligned} P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0 / \sum_{j=1}^n p_j^0 q_j^0 \\ &= \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0) p_i^0 q_i^0 / \sum_{j=1}^n p_j^0 q_j^0 \\ &= \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0) s_i^0 \end{aligned} \quad (15.8)$$

en utilisant les définitions de (15.7). L'indice de prix de Laspeyres P_L peut donc s'écrire sous la forme d'une moyenne arithmétique des n rapports de prix, p_i^1/p_i^0 , pondérée par les parts de dépenses dans la période de référence. Jusqu'à une période très récente, la formule de Laspeyres a été très largement utilisée comme fondement conceptuel des indices des prix à la consommation (IPC) à travers le monde. Pour l'appliquer, il suffit aux offices de statistique de recueillir des informations sur les parts de dépenses s_n^0 dans le domaine de définition de l'indice pour la période de référence 0, puis de recueillir en continu des informations sur les *prix* des produits élémentaires seulement. *L'IPC de Laspeyres peut donc être produit rapidement sans qu'il soit nécessaire de disposer d'informations sur les quantités pour la période en cours.*

15.14 L'indice de Paasche peut aussi être écrit sous forme de parts de dépenses et de rapports des prix, de la façon suivante¹¹ :

¹⁰Cette méthode de réécriture de l'indice de Laspeyres (ou de tout autre indice de panier-type) sous forme de moyenne arithmétique des prix pondérée par les parts de dépenses est attribuable à Fisher (1897, p. 517) (1911, p. 397) (1922, p. 51) et à Walsh (1901, p. 506; 1921a, p. 92).

¹¹Cette méthode de réécriture de l'indice de Paasche (ou de tout autre indice de panier-type) sous forme de moyenne harmonique des prix pondérée par les parts de dépenses est attribuable à Walsh (1901, p. 511; 1921a, p. 93) et à Fisher (1911, p. 397–398).

$$\begin{aligned} P_P(p^0, p^1, q^0, q^1) &= 1 / \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1 / \sum_{j=1}^n p_j^1 q_j^1 \right\} \\ &= 1 / \left\{ \sum_{i=1}^n (p_i^0 / p_i^1) p_i^1 q_i^1 / \sum_{j=1}^n p_j^1 q_j^1 \right\} \\ &= 1 / \left\{ \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0)^{-1} s_i^1 \right\} \\ &= \left\{ \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0)^{-1} s_i^1 \right\}^{-1} \end{aligned} \quad (15.9)$$

en utilisant les définitions de (15.7). L'indice de prix de Paasche P_P peut donc s'écrire sous forme de moyenne harmonique des n rapports des prix des produits élémentaires, p_i^1/p_i^0 , pondérée par les parts de dépenses pour la période 1 (période en cours)¹². Le manque d'informations sur les quantités pour la période en cours empêche les offices de statistique de produire rapidement des indices de Paasche.

15.15 L'indice des quantités qui correspond à l'indice de prix de Laspeyres, quand on utilise le test de factorité dans l'équation (15.3), est l'indice de quantités de Paasche; cela veut dire que, si l'on remplace P dans l'équation (15.4) par P_L défini par l'équation (15.5), on obtient l'indice des quantités suivant :

$$Q_P(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}. \quad (15.10)$$

Notons que Q_P est la valeur du vecteur des quantités de la période 1 aux prix de la période 1, $\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1$, divisée par la valeur (hypothétique) du vecteur des quantités de la période 0 aux prix de la période 1, $\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0$. Les vecteurs des quantités des périodes 0 et 1 sont donc évalués aux mêmes prix, ceux de la période en cours p^1 .

15.16 L'indice des quantités qui correspond à l'indice des prix de Paasche, quand on utilise le test de factorité (15.3) est l'indice des quantités de Laspeyres; cela veut dire que, si l'on remplace P dans l'équation (15.4) par P_P défini par l'équation (15.6), on obtient l'indice des quantités suivant :

$$Q_L(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}. \quad (15.11)$$

Notons que Q_L est la valeur (hypothétique) du vecteur des quantités de la période 1 aux prix de la période 0, $\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1$, divisée par la valeur du vecteur des quantités

¹²On notera que le calcul présenté dans la formule (15.9) montre comment les moyennes harmoniques s'insèrent très naturellement dans la théorie des indices.

de la période 0 aux prix de la période 0, $\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0$. Les vecteurs des quantités des périodes 0 et 1 sont donc évalués aux mêmes prix, ceux de la période de référence des prix p^0 .

15.17 Le problème des formules d'indices de Laspeyres et de Paasche est que, bien qu'elles soient également plausibles, elles donnent en général des estimations différentes. Or, dans la plupart des cas, il n'est guère satisfaisant pour les offices de statistique de fournir deux réponses à la question : quelle est la «meilleure» mesure synthétique de la variation globale des prix pour l'agrégat en valeur entre deux périodes données¹³? Dans la section suivante, nous examinons comment construire les «meilleures» moyennes de ces deux estimations de la variation des prix. Avant de le faire, toutefois, nous posons une autre question : quelle est la relation «normale» entre les indices de Paasche et de Laspeyres? Dans des conditions économiques «normales», caractérisées par une corrélation négative entre les rapports de prix afférents aux deux situations considérées et les rapports de quantités correspondants, on peut démontrer que l'indice de prix de Laspeyres sera supérieur à l'indice de Paasche correspondant¹⁴. C'est ce qui est fait à l'appendice 15.1¹⁵. La divergence entre P_L et P_P laisse penser que, s'il faut établir une *estimation unique* de la variation des prix entre les deux périodes, une sorte de moyenne à pondérations symétriques des indices de Laspeyres et de Paasche devrait alors être retenue comme estimation finale de la variation de prix entre les périodes 0 et 1. Comme il a été dit plus haut, cette stratégie sera présentée à la section sui-

vante. On gardera toutefois à l'esprit que les offices de statistique ne disposent généralement pas d'informations sur les pondérations de dépenses pour la période en cours, et que les moyennes des indices de Paasche et de Laspeyres ne peuvent donc être produites qu'avec un certain retard (en utilisant par exemple les informations données par les comptes nationaux) ou pas du tout.

Moyennes symétriques d'indices de prix fondés sur un panier fixe

L'indice de Fisher en tant que moyenne des indices de Paasche et de Laspeyres

15.18 Ainsi qu'il a été dit plus haut, puisque les indices de Paasche et de Laspeyres sont également plausibles mais donnent souvent des estimations différentes de la variation des prix entre les périodes 0 et 1, il est naturel d'envisager une moyenne symétrique de ces indices de Paasche et de Laspeyres comme estimation unique de la variation des prix entre les deux périodes. Ces *moyennes symétriques*¹⁶ sont par exemple la moyenne arithmétique, qui conduit à l'indice de Drobisch (1871b, p. 425) Sidgwick (1883, p. 68) et Bowley (1901, p. 227)¹⁷, $P_D = (1/2)P_L + (1/2)P_P$, et la moyenne géométrique, qui conduit à l'indice idéal de Fisher (1922)¹⁸, P_F défini de la façon suivante :

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sqrt{P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) * P_P(p^0, p^1, q^0, q^1)} \quad (15.12)$$

À ce point, l'approche de la théorie des indices par le panier fixe se transforme en *approche par les tests* : pour déterminer lequel de ces indices de panier-type ou quel type de moyenne de ces indices serait le «meilleur», il faut établir les *critères, tests* ou *propriétés* souhaitables pour l'indice de prix. Cette question sera

¹³En principe, au lieu de calculer la moyenne des indices de Paasche et de Laspeyres, l'office de statistique pourrait envisager de fournir les deux (avec un certain délai pour l'indice de Paasche). Cette suggestion conduirait à une matrice des comparaisons de prix entre chaque couple de périodes plutôt qu'à une série temporelle de comparaisons. Walsh (1901, p. 425) signale cette possibilité : «En fait, si nous décidions d'utiliser ces comparaisons directes, nous devrions essayer toutes celles qui sont possibles».

¹⁴Peter Hill (1993, p. 383) résume cette inégalité de la façon suivante :

On peut montrer que la relation (13) [à savoir, le fait que PL est supérieur à PP] reste valable tant que les rapports de prix et de quantités (pondérés par les valeurs) sont corrélés négativement. Il faut s'attendre à cette corrélation négative dans le cas des consommateurs qui n'ont pas d'influence sur les prix, et qui réagissent donc aux changements des prix relatifs en remplaçant les biens et services devenus relativement plus chers par ceux qui sont devenus relativement moins chers. Dans la grande majorité des situations couvertes par les indices, les rapports de prix et de quantités font apparaître cette corrélation négative, de sorte que les indices de Laspeyres tendent systématiquement à enregistrer des hausses plus fortes que les indices de Paasche, l'écart entre les deux se creusant avec le temps.

¹⁵Il existe une autre façon de comprendre pourquoi P_P sera souvent inférieur à P_L . Si les parts de dépenses s_i^0 de la période 0 sont exactement égales aux parts de dépenses correspondantes s_i^1 de la période 1, l'inégalité de Schlömilch (1858) (voir Hardy, Littlewood, and Pólya (1934, p. 26)) permet de démontrer qu'une moyenne harmonique pondérée de n nombres est inférieure ou égale à la moyenne arithmétique pondérée correspondante, et que l'inégalité est stricte si ces n nombres ne sont pas tous égaux. Si les parts de dépenses sont à peu près constantes au cours des diverses périodes, il s'ensuit que P_P sera en général inférieur à P_L sous ces conditions (voir paragraphes 15.70 à 15.84).

¹⁶Pour un examen des propriétés des moyennes symétriques, voir Diewert (1993c). Formellement, une moyenne $m(a,b)$ de deux nombres a et b est symétrique si $m(a,b) = m(b,a)$. En d'autres termes, les nombres a et b sont traités de la même manière dans la moyenne. Exemple de moyenne non symétrique de a et b : $(1/4)a + (3/4)b$. D'une manière générale, Walsh (1901, p. 105) se prononce pour un traitement symétrique si l'on entend donner la même importance aux deux périodes (ou pays) pris en considération.

¹⁷Walsh (1901, p. 99) suggère aussi l'indice fondé sur une moyenne arithmétique P_D (voir Diewert (1993a, p. 36) pour d'autres références aux débuts de la théorie des indices).

¹⁸Bowley (1899, p. 641) a été semble-t-il le premier à suggérer l'utilisation de l'indice fondé sur une moyenne géométrique P_F . Walsh (1901, p. 428–429) propose aussi cet indice, tout en commentant ainsi les différences très sensibles entre les indices de Laspeyres et de Paasche dans l'un de ses exemples numériques : «Pris séparément, les chiffres des colonnes (2) [Laspeyres] et (3) [Paasche] sont extravagants et absurdes. Mais il existe un certain ordre dans cette extravagance, car le fait que leur moyenne est proche des résultats les plus crédibles montre qu'ils balisent le chemin à suivre, le premier variant d'un côté de celui-ci, le second de l'autre».

approfondie au chapitre suivant, mais la présente section propose une introduction à l'approche par les tests, car un test est utilisé pour déterminer quelle moyenne des indices de Paasche et de Laspeyres pourrait être la «meilleure».

15.19 Quelle est la «meilleure» moyenne symétrique de P_L et P_P à utiliser pour obtenir une estimation ponctuelle d'un indice théorique du coût de la vie? Il est tout à fait souhaitable qu'une formule d'indice des prix qui dépend des vecteurs des prix et des quantités se rapportant aux deux périodes considérées satisfasse au *test de réversibilité temporelle*¹⁹. Une formule d'indice $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ satisfait à ce test si

$$P(p^1, p^0, q^1, q^0) = 1/P(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (15.13)$$

c'est-à-dire que, si les données sur les prix et les quantités de la période 0 et de la période 1 sont interverties et si la formule d'indice est évaluée, ce nouvel indice $P(p^1, p^0, q^1, q^0)$ est alors égal à l'inverse de l'indice initial $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$. Cette propriété se vérifie dans le cas d'un rapport de prix unique, et il semble souhaitable qu'elle se vérifie aussi pour la mesure de la variation de prix globale, de façon à ce que le choix de la période de référence n'ait pas d'importance. Autrement dit, la comparaison de l'indice entre deux points dans le temps ne devrait pas dépendre du choix de la période considérée comme période de référence : si l'autre période est choisie comme période de référence, le nouvel indice sera tout simplement égal à l'inverse de l'indice initial. On notera que les indices de prix de Laspeyres et de Paasche ne possèdent pas cette propriété de réversibilité temporelle.

15.20 Une fois défini ce que signifie, pour un indice des prix P , le fait de satisfaire au test de réversibilité temporelle, il est possible d'établir le résultat suivant²⁰. L'indice de prix idéal de Fisher défini par l'équation (15.12) est le *seul* à se présenter sous forme de moyenne symétrique homogène²¹ des indices des prix de Laspeyres et de Paasche, P_L et P_P , et à satisfaire au test de réversibilité temporelle (15.13). L'indice de prix idéal de Fisher pourrait donc être la «meilleure» moyenne symétrique des indices des prix de Laspeyres et de Paasche.

15.21 Il est intéressant de noter que cette approche symétrique de la théorie des indices de panier-type remonte à l'un des pionniers de cette théorie, Arthur L. Bowley, ainsi qu'en témoignent les citations suivantes :

¹⁹Diewert (1992a, p. 218) a été l'un des premiers à faire référence à ce test. Si nous voulons que l'indice des prix ait la même propriété qu'un rapport de prix unique, il est important qu'il satisfasse au test de réversibilité temporelle. Cependant, d'autres points de vue sont possibles. Nous pouvons par exemple souhaiter que notre indice des prix soit utilisé pour indexer les salaires, auquel cas il n'est pas aussi important qu'il satisfasse au test de réversibilité temporelle.

²⁰Voir Diewert (1997, p. 138).

²¹Une moyenne de deux nombres a et b , $m(a, b)$, est *homogène* si, lorsque les deux nombres a et b sont multipliés par un nombre positif l , leur moyenne est aussi multipliée par l , c'est-à-dire si m possède la propriété suivante : $m(\lambda a, \lambda b) = \lambda m(a, b)$.

Si [l'indice de Paasche] et [l'indice de Laspeyres] sont proches l'un de l'autre, il n'y a plus de problèmes; s'ils sont très différents, on peut considérer qu'ils marquent les limites inférieure et supérieure d'un indice pouvant être estimé comme leur moyenne arithmétique ... en première approximation (Bowley (1901, p. 227)).

Les statisticiens qui ont cherché à estimer le facteur nécessaire pour corriger la variation observée des salaires nominaux afin d'obtenir la variation des salaires réels ne se sont pas contentés de suivre uniquement la méthode II [pour calculer un indice de prix de Laspeyres], mais se sont attaqués au problème sous l'angle rétrospectif [pour calculer un indice de prix de Paasche] aussi bien que prospectif. ... Ils ont calculé alors la moyenne arithmétique, géométrique ou harmonique des deux nombres ainsi obtenus (Bowley (1919, p. 348))²².

15.22 L'indice des quantités qui correspond à l'indice de prix de Fisher, quand on utilise le test de factorité (15.3), est l'indice de quantités de Fisher; cela veut dire que, si P dans l'équation (15.4) est remplacé par P_F défini par l'équation (15.12), on obtient l'indice des quantités suivant :

$$Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = (Q_L(p^0, p^1, q^0, q^1) * Q_P(p^0, p^1, q^0, q^1))^{\frac{1}{2}} \quad (15.14)$$

L'indice des quantités de Fisher est donc égal à la racine carrée du produit des indices de quantités de Laspeyres et de Paasche. On notera aussi que $Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = P_F(q^0, q^1, p^0, p^1)$: cela veut dire que, si l'on intervertit les rôles des prix et des quantités dans la formule d'indice de prix de Fisher, on obtient l'indice de quantités de Fisher²³.

15.23 Plutôt que d'utiliser une moyenne symétrique des deux principaux indices de prix fondés sur un panier-type se rapportant à deux situations, P_L et P_P , il est possible également de retourner à la formule de base de Lowe et de choisir comme vecteur du panier q une moyenne symétrique des vecteurs des quantités du panier de la période de référence et de la période en cours, q^0 et q^1 . Cette approche de la théorie des indices est présentée à la section suivante.

L'indice de Walsh et la théorie de l'indice de prix «pur»

15.24 Les statisticiens s'accrochent en général très bien d'un concept d'indice des prix fondé sur l'évaluation d'un panier de produits «représentatif» constant, $q = (q_1, q_2, \dots, q_n)$, aux prix des périodes 0 et 1, soit $p^0 = (p_1^0, p_2^0, \dots, p_n^0)$ et $p^1 = (p_1^1, p_2^1, \dots, p_n^1)$, respectivement. Ils le qualifient d'*indice de panier-type* ou *indice*

²²Fisher (1911, p. 417–418; 1922) envisage également les moyennes arithmétique, géométrique et harmonique des indices de Paasche et de Laspeyres.

²³Fisher (1922, p. 72) indique que P et Q satisfont au *test de factorité* complet si $Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = P(q^0, q^1, p^0, p^1)$ et que P et Q satisfont aussi au test de factorité (15.3).

de prix pur²⁴, et cet indice correspond à l'indice de prix univoque de Sir George H. Knibbs (1924, p. 43)²⁵. Lowe (1823) ayant été le premier à décrire de façon systématique ce type d'indice, il y est fait référence sous l'appellation d'indice de Lowe. La forme fonctionnelle générale de l'indice des prix de Lowe est donc

$$P_{Lo}(p^0, p^1, q) = \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i / \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i = \sum_{i=1}^n s_i (p_i^1 / p_i^0) \quad (15.15)$$

où les parts de dépenses hybrides (hypothétiques) s_i ²⁶, qui correspondent au vecteur des pondérations en quantités q , sont définies comme suit :

$$s_i = p_i^0 q_i / \sum_{j=1}^n p_j^0 q_j \text{ for } i = 1, 2, \dots, n. \quad (15.16)$$

15.25 La principale raison pour laquelle les statisticiens pourraient préférer des indices de Lowe ou des indices de prix fondés sur un panier fixe, tels qu'ils sont définis par l'équation (15.15), est que le concept de panier fixe est facile à expliquer au public. Notons que les indices de Laspeyres et de Paasche sont des cas spéciaux du concept de prix pur si l'on choisit $q = q^0$ (ce qui donne l'indice de Laspeyres) ou $q = q^1$ (ce qui donne l'indice de Paasche)²⁷. Le problème pratique posé par le choix de q reste cependant à résoudre, et nous y reviendrons dans cette section.

15.26 Il convient de noter que Walsh (1901, p. 105; 1921a) concevait lui aussi le problème de l'indice des prix dans le cadre susmentionné :

Chaque produit doit être pondéré en fonction de son importance ou de sa valeur totale. Mais le problème de l'axiomatique implique toujours deux périodes au moins : une première période, puis une seconde à laquelle la première est comparée. Entre les deux, des

²⁴Voir section 7 dans Diewert (2001).

²⁵Supposons toutefois que, pour chaque produit, $Q^1 = Q^0$, alors, la fraction $\Sigma(P^1Q) / \Sigma(P^0Q)$, c'est-à-dire le rapport de la valeur globale pour la seconde période unitaire à la valeur globale pour la première période unitaire, n'est plus simplement un rapport de totaux, il montre aussi de façon non équivoque l'effet de la variation de prix. C'est donc un indice de prix univoque pour un complexe de produits A, B, C, etc. quantitativement inchangé.

Il est évident que, si les quantités étaient différentes en ces deux occasions et si les prix étaient restés inchangés, la formule précédente deviendrait $\Sigma(P^1Q^1) / \Sigma(P^0Q^1)$. Il s'agirait toujours du rapport de la valeur globale pour la seconde période unitaire à la valeur globale pour la première période unitaire, mais ce ne serait pas tout. La formule donnerait une présentation générale du rapport des quantités en ces deux occasions. Il s'agit donc d'un indice de quantités univoque pour le complexe de produits, inchangé pour ce qui est des prix et ne différant qu'en ce qui concerne les quantités.

²⁶Notons que Fisher (1922, p. 53) a utilisé l'expression «pondéré par une valeur hybride», tandis que Walsh (1932, p. 657) parle de «pondérations hybrides».

²⁷On notera que, dans ce cas, la i ème part définie par l'équation (15.16) est la part hybride $s_i = p_i^0 q_i / \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i$, qui utilise les prix de la période 0 et les quantités de la période 1.

mouvements de prix ont eu lieu et il faut en faire la moyenne pour déterminer l'ampleur globale de leur variation. Mais les pondérations des produits pour la seconde période peuvent être différentes de celles utilisées pour la première période. Quelles sont alors les bonnes pondérations, celles de la première période ou celles de la seconde? Faut-il opter pour une combinaison des deux? Comme il n'y a aucune raison de préférer la première ou la seconde, une combinaison des deux semblerait être la bonne solution. Et cette combinaison elle-même implique que l'on établisse une moyenne des pondérations des deux périodes (Walsh (1921a, p. 90)).

Comme le suggère Walsh, nous nous limitons au cas où la i ème pondération en quantités, q_i , est une moyenne de la quantité q_i^0 de la période de référence et de la quantité de la période en cours pour le produit i , disons $m(q_i^0, q_i^1)$, pour $i = 1, 2, \dots, n$ ²⁸. Dans cette hypothèse, l'indice de prix de Lowe (15.15) devient :

$$P_{Lo}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 m(q_i^0, q_i^1)}{\sum_{j=1}^n p_j^0 m(q_j^0, q_j^1)} \quad (15.17)$$

15.27 Pour déterminer la forme fonctionnelle de la moyenne m , il est nécessaire de soumettre l'indice de prix pur défini par l'équation (15.17) à certains tests ou axiomes. Comme précédemment, nous demandons que P_{Lo} satisfasse au test de réversibilité temporelle (15.13). Dans cette hypothèse, il est évident d'emblée que la fonction de moyenne m doit être une moyenne symétrique²⁹, c'est-à-dire que m doit posséder la propriété suivante : $m(a, b) = m(b, a)$ pour tous les $a > 0$ et $b > 0$. Cependant, cette hypothèse ne donne toujours pas une définition exacte de la forme fonctionnelle de l'indice de prix pur défini par l'équation (15.17). Par exemple, la fonction $m(a, b)$ peut être la moyenne arithmétique, $(1/2)a + (1/2)b$, auquel cas l'équation (15.17) se réduit à l'indice de prix de Marshall (1887) et Edgeworth (1925), P_{ME} , qui était l'indice de prix pur préféré par Knibbs (1924, p. 56) :

$$P_{ME}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 \{(q_i^0 + q_i^1) / 2\}}{\sum_{j=1}^n p_j^0 \{(q_j^0 + q_j^1) / 2\}} \quad (15.18)$$

²⁸Notons que nous avons choisi que la fonction de moyenne $m(q_i^0, q_i^1)$ soit la même pour chaque produit élémentaire i . Nous supposons que $m(a, b)$ présente deux propriétés : $m(a, b)$ est une fonction positive et continue, définie pour tous les nombres positifs a et b , et $m(a, a) = a$ pour tous les $a > 0$.

²⁹Pour de plus amples informations sur les moyennes symétriques, voir Diewert (1993c, p. 361).

15.28 La fonction $m(a,b)$ peut aussi être la *moyenne géométrique*, $(ab)^{1/2}$, auquel cas l'équation (15.17) se réduit à l'*indice des prix de Walsh* (1901, p. 398; 1921a, p. 97), P_W^{30} :

$$P_W(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{j=1}^n p_j^0 \sqrt{q_j^0 q_j^1}} \quad (15.19)$$

15.29 Il existe beaucoup d'autres possibilités pour la fonction de moyenne m , y compris la moyenne d'ordre r , $[(1/2)a^r + (1/2)b^r]^{1/r}$ pour $r \neq 0$. Pour déterminer complètement la forme fonctionnelle de l'indice de prix pur P_{Lo} , il faut donc à l'évidence soumettre $P_{Lo}(p^0, p^1, q^0, q^1)$ à au moins un test ou axiome supplémentaire.

15.30 L'utilisation de l'indice de prix de Edgeworth et Marshall (15.18) pose un problème potentiel, qui apparaîtrait lorsque la formule est utilisée pour des comparaisons de prix internationales. Si le niveau des prix d'un très grand pays est comparé à celui d'un petit pays à l'aide de la formule (15.18), l'influence du vecteur des quantités du petit pays risque d'être totalement annihilée par celle du vecteur des quantités du grand pays³¹. En termes techniques, la formule Edgeworth et Marshall n'est pas homogène de degré 0 dans les composantes de q^0 et de q^1 . Pour éviter que ce problème ne se pose quand on utilise l'indice de prix pur $P_K(p^0, p^1, q^0, q^1)$ défini par l'équation (15.17), on demande que P_{Lo} satisfasse au *test d'invariance à la modification proportionnelle des quantités courantes*³² :

$$P_{Lo}(p^0, p^1, q^0, \lambda q^1) = P_{Lo}(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad \text{pour tous les } p^0, p^1, q^0, q^1 \text{ et tous les } \lambda > 0 \quad (15.20)$$

Les deux tests, à savoir le test de réversibilité temporelle (15.13) et le test d'invariance (15.20), permettent de déterminer la forme fonctionnelle précise de l'indice de prix pur P_{Lo} défini par la formule (15.17) : l'indice de

³⁰Walsh (1921a, p. 103) estime que P_W est la meilleure formule d'indice : «Nous avons des raisons de croire que la formule 6 est meilleure que la formule 7. La formule 9 est peut-être la meilleure des autres, mais, entre elle et les formules 6 et 8, il est difficile de se prononcer avec assurance». Sa formule 6 est P_W défini par l'équation (15.19), et sa formule 9 est l'indice idéal de Fisher défini par l'équation (15.12). L'*indice de quantités de Walsh*, $Q_W(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est défini par $P_W(q^0, q^1, p^0, p^1)$; ce qui veut dire que les rôles des prix et des quantités dans la définition (15.19) sont intervertis. Si l'indice de quantités de Walsh est utilisé pour déflater le rapport de valeurs, on obtient un indice des prix implicite qui est la formule 8 de Walsh.

³¹Toutefois, cela ne devrait pas poser un grave problème dans le cadre des séries temporelles, dans lesquelles les vecteurs des quantités varient peu d'une période à la suivante.

³²Selon la terminologie utilisée par Diewert (1992a, p. 216); Vogt (1980) a été le premier à proposer ce test.

prix pur P_K doit être l'indice de Walsh P_W défini par la formule (15.19)³³.

15.31 Pour être facilement utilisable par les offices de statistique, une formule d'indice doit pouvoir être exprimée sous forme de fonction des parts de dépenses pour la période de référence, s_i^0 , des parts de dépenses pour la période en cours, s_i^1 , et des n rapport de prix, p_i^1/p_i^0 . L'indice des prix de Walsh défini par la formule (15.19) peut être réécrit sous le format suivant :

$$\begin{aligned} P_W(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{j=1}^n p_j^0 \sqrt{q_j^0 q_j^1}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^1 / \sqrt{p_i^0 p_i^1}) \sqrt{s_i^0 s_i^1}}{\sum_{j=1}^n (p_j^0 / \sqrt{p_j^0 p_j^1}) \sqrt{s_j^0 s_j^1}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n \sqrt{s_i^0 s_i^1} \sqrt{p_i^1 / p_i^0}}{\sum_{j=1}^n \sqrt{s_j^0 s_j^1} \sqrt{p_j^0 / p_j^1}} \quad (15.21) \end{aligned}$$

15.32 L'approche de la théorie des indices retenue dans cette section repose sur l'examen des moyennes des divers indices de prix fondés sur un panier fixe. La première méthode consiste à prendre une moyenne symétrique des deux principaux indices fondés sur un panier fixe : les indices de prix de Laspeyres et de Paasche. Ces deux indices primaires utilisent les prix de paniers se rapportant aux deux périodes (ou localisations) considérées. En faisant leur moyenne, on obtient l'indice de prix idéal de Fisher, P_F , défini par l'équation (15.12). La seconde méthode consiste à calculer la moyenne des pondérations en quantités du panier et d'établir la valeur de ce panier moyen aux prix en vigueur durant les deux périodes considérées, et conduit à l'indice de prix de Walsh, P_W , défini par l'équation (15.19). Ces deux indices peuvent être présentés sous forme de fonction des parts de dépenses dans la période de référence, s_i^0 , des parts de dépenses de la période en cours, s_i^1 , et des n rapports de prix, p_i^1/p_i^0 . Dans l'hypothèse où l'office de statistique dispose d'informations sur ces trois séries de variables, quel indice devrait-il utiliser? L'expérience effectuée à partir des données de deux séries temporelles normales montre que ces deux indices ne diffèrent pas beaucoup et que, dans la pratique, le choix de l'indice utilisé est indifférent³⁴. Ces deux indices sont des

³³Voir Diewert (2001), section 7.

³⁴Diewert (1978, p. 887-889), montre que ces deux indices donnent, l'un par rapport à l'autre, une approximation du second ordre autour d'un point d'égalité des prix et d'égalité des quantités. Pour les données d'une série temporelle normale où les prix et quantités ne changent guère de la période de référence à la période en cours, les indices seront par conséquent très proches l'un de l'autre.

exemples des *indices superlatifs* définis au chapitre 17. On notera cependant que l'un et l'autre traitent les données se rapportant aux deux situations de manière *symétrique*. Hill³⁵ fait les observations suivantes sur les indices de prix superlatifs et l'importance de ce traitement symétrique :

La théorie économique laisse donc penser que, d'une manière générale, un indice symétrique qui assigne une pondération égale aux deux situations comparées doit être préféré à l'indice de Laspeyres ou à l'indice de Paasche pris séparément. Le choix précis d'un indice superlatif — qu'il s'agisse d'un indice de Fisher, de Törnqvist ou de tout autre indice superlatif — peut n'avoir qu'une importance secondaire, car tous les indices symétriques seront probablement proches les uns des autres, et suivront aussi d'assez près l'indice théorique sous-jacent, au moins lorsque l'écart entre les indices Laspeyres et de Paasche n'est pas très grand (Hill (1993, p. 384)).

Pondérations annuelles et indices mensuels des prix

Indice de Lowe fondé sur les prix mensuels et les quantités annuelles pour l'année de référence

15.33 Il convient d'examiner maintenant un problème essentiel posé, dans la pratique, par l'application de la théorie susmentionnée des indices de panier-type. Jusqu'à présent, nous avons supposé que le vecteur des quantités $q = (q_1, q_2, \dots, q_n)$ — qui apparaît dans la définition de l'indice de Lowe, $P_{Lo}(p^0, p^1, q)$, donnée par l'équation (15.15) — correspond soit au vecteur des quantités q^0 de la période de référence, soit au vecteur des quantités q^1 de la période en cours, soit encore à une moyenne des deux. De fait, dans la pratique, les offices de statistique choisissent en général pour vecteur des quantités q un vecteur des quantités annuel qui se rapporte à une *année de référence*, disons b , antérieure à l'année de référence des prix, à savoir la période 0. Ils produisent d'ordinaire un indice des prix à la consommation mensuel ou trimestriel, mais, pour les besoins de la démonstration, nous retiendrons seulement l'hypothèse d'une fréquence mensuelle. L'indice des prix se présentera donc d'ordinaire sous la forme $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, où p^0 est le vecteur des prix se rapportant à la période de référence des prix, à savoir le mois 0, p^t est le vecteur des prix se rapportant au mois de la période en cours pour les prix, à savoir le mois t , et q^b est un vecteur des quantités de référence qui a trait à l'année de référence b , laquelle est antérieure au mois 0³⁶. Notons que cet indice de Lowe $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ n'est *pas* un authentique indice de Laspeyres (car le vecteur des quantités annuel q^b

n'est pas, en général, égal au vecteur des quantités mensuel q^0)³⁷.

15.34 La question est la suivante : pourquoi les offices de statistique ne choisissent-ils *pas*, comme vecteur des quantités de référence q dans la formule de Lowe, le vecteur des quantités mensuel q^0 se rapportant aux transactions du mois 0 (ce qui réduirait l'indice à un indice de prix ordinaire de Laspeyres)? Il y a deux raisons essentielles à cela :

- La plupart des économies sont soumises à des fluctuations saisonnières, de sorte que le choix du vecteur des quantités pour le mois 0 comme vecteur des quantités de référence pour tous les mois de l'année ne serait pas représentatif des transactions effectuées au cours de celle-ci.
- L'office de statistique établit d'ordinaire les pondérations en quantités ou en valeur des dépenses mensuelles à partir d'une enquête sur le budget des ménages reposant elle-même sur un échantillon relativement restreint. Aussi les pondérations qui en résultent sont-elles entachées, en général, de biais de sélection très importants. La pratique habituelle consiste donc à calculer la moyenne de ces pondérations de dépenses ou en quantités mensuelles sur une année pleine (voir, dans certains cas, sur plusieurs années), afin de réduire ces biais de sélection.

Les problèmes d'indice occasionnés par les pondérations mensuelles saisonnières sont étudiés plus en détail au chapitre 22. Pour le moment, on peut soutenir que l'utilisation de pondérations annuelles dans une formule d'indice mensuel est simplement une façon de traiter le problème de la saisonnalité³⁸.

15.35 À ce stade, il convient de noter un problème lié à l'utilisation dans les indices mensuels des prix à la consommation, de pondérations annuelles correspondant à une année qui peut être éloignée : si l'évolution des prix des produits fait apparaître des tendances systématiques (mais divergentes), et si les ménages augmentent leurs achats de produits dont le prix diminue (relativement) et réduisent leurs achats de produits dont le prix augmente (relativement), l'utilisation de pondérations en quantités reposant sur une période éloignée tendra à entacher cet indice de Lowe d'un biais positif,

³⁷Triplett (1981, p. 12) définit l'indice de Lowe, qu'il appelle indice de Laspeyres, et qualifie d'indice pur de Laspeyres l'indice pour lequel la période de référence des pondérations est égale à la période de référence des prix. Balk (1980c, p. 69) estime cependant que, même si l'indice de Lowe est du type des indices à base fixe, ce n'est pas un indice de prix de Laspeyres. Triplett note aussi la représentation des parts hybrides pour l'indice de Lowe défini par les équations (15.15) et (15.16). Il observe que le rapport de deux indices de Lowe utilisant les mêmes pondérations en quantités est aussi un indice de Lowe. Baldwin (1990, p. 255) qualifie l'indice de Lowe d'indice de panier-type annuel.

³⁸En fait, l'utilisation de l'indice de Lowe $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ pour les produits saisonniers correspond à la formule d'indice de type A de Bean et Stine (1924, p. 31). Ces derniers font trois suggestions supplémentaires au sujet de l'utilisation des indices de prix pour les produits saisonniers. Leur contribution est analysée au chapitre 22.

³⁵Voir aussi Hill (1988).

³⁶Le mois 0 est appelé période de référence des prix et l'année b est appelée période de référence des pondérations.

comparé à un autre indice qui utiliserait des pondérations plus à jour, ainsi que nous le verrons plus loin. Les offices de statistique devraient donc s'efforcer de mettre à jour régulièrement les pondérations qu'ils utilisent.

15.36 Il est utile d'expliquer comment obtenir le vecteur des quantités annuel q^b à partir des dépenses mensuelles consacrées à chaque produit durant l'année de référence choisie b . Soit $v_i^{b,m}$ les dépenses consacrées par la population de référence au produit i au cours du mois m durant l'année de référence b , et $p_i^{b,m}$ et $q_i^{b,m}$ les prix et quantités correspondants. La valeur, le prix et la quantité de chaque produit sont bien sûr liés par les équations suivantes :

$$v_i^{b,m} = p_i^{b,m} q_i^{b,m} \quad \text{où } i=1, \dots, n \text{ et } m=1, \dots, 12. \quad (15.22)$$

Pour chaque produit i , le total annuel q_i^b peut être obtenu en déflatant les valeurs mensuelles par les prix, puis en les additionnant sur l'ensemble des mois de l'année de référence b , de la façon suivante :

$$q_i^b = \sum_{m=1}^{12} \frac{v_i^{b,m}}{p_i^{b,m}} = \sum_{m=1}^{12} q_i^{b,m}; \quad i=1, \dots, n \quad (15.23)$$

où la seconde équation (15.23) est tirée de l'équation (15.22). Dans la pratique, les équations susmentionnées sont évaluées en utilisant des dépenses globales consacrées à des produits étroitement liés, et le prix $p_i^{b,m}$ est l'indice de prix du mois m pour ce groupe de produits élémentaires i dans l'année b par rapport au premier mois de l'année b .

15.37 Il est utile aussi, dans certains cas, que les prix annuels de chaque produit soient appariés aux quantités annuelles définies par l'équation (15.23). Selon les conventions en usage dans la comptabilité nationale, le prix p_i^b raisonnable³⁹ à appairer à la quantité annuelle q_i^b est la valeur de la consommation totale du produit i dans l'année b divisée par q_i^b . Nous avons donc :

$$\begin{aligned} p_i^b &= \sum_{m=1}^{12} v_i^{b,m} / q_i^b & i=1, \dots, n \\ &= \frac{\sum_{m=1}^{12} v_i^{b,m}}{\sum_{m=1}^{12} v_i^{b,m} / p_i^{b,m}} & \text{en utilisant (15.23)} \\ &= \left[\sum_{m=1}^{12} s_i^{b,m} (p_i^{b,m})^{-1} \right]^{-1} & (15.24) \end{aligned}$$

³⁹Ces prix annuels de produits sont donnés essentiellement des prix unitaires. En cas de forte inflation, les prix annuels définis par l'équation (15.24) risquent de ne plus être «raisonnables» ou représentatifs des prix durant l'ensemble de l'année de référence, car les dépenses des derniers mois de l'année de forte inflation seront quelque peu gonflées, de façon artificielle, par la hausse générale des prix. Dans ces conditions, les prix annuels d'un produit et les parts de dépenses annuelles qui lui sont consacrées doivent être interprétés avec prudence. Pour plus de détails sur le traitement des situations qui se créent dans les années de forte inflation, voir Hill (1996).

où la part des dépenses annuelles consacrées au produit i au cours du mois m de l'année de référence est :

$$s_i^{b,m} = \frac{v_i^{b,m}}{\sum_{k=1}^{12} v_i^{b,k}} \quad i=1, \dots, n \quad (15.25)$$

Il apparaît donc que le prix annuel du produit i pour l'année de référence p_i^b est une *moyenne harmonique*, pondérée par les dépenses mensuelles, des prix mensuels du produit i de l'année de référence : $p_i^{b,1}, p_i^{b,2}, \dots, p_i^{b,12}$.

15.38 Il est possible, à partir des prix annuels du produit pour l'année de référence donnés par l'équation (15.24), de définir un vecteur de ces prix sous la forme $p^b = [p_1^b, \dots, p_n^b]$. Si l'on utilise cette définition, l'indice de Lowe $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ peut être exprimé sous la forme d'un rapport de deux indices de Laspeyres, dans lequel le vecteur des prix p^b joue le rôle des prix de la période de référence dans chacun des deux indices de Laspeyres :

$$\begin{aligned} P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b / \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^t / p_i^b)}{\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^0 / p_i^b)} \\ &= P_L(p^b, p^t, q^b) / P_L(p^b, p^0, q^b) \quad (15.26) \end{aligned}$$

où la formule de Laspeyres P_L est définie par l'équation (15.5). L'équation ci-dessus montre donc que l'indice de prix mensuel de Lowe, qui compare les prix du mois 0 à ceux du mois t en utilisant les quantités de l'année de référence b comme pondérations, $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, est égal à l'indice de Laspeyres, qui compare les prix du mois t à ceux de l'année b , $P_L(p^b, p^t, q^b)$, divisé par l'indice de Laspeyres qui compare les prix du mois 0 à ceux de l'année b , $P_L(p^b, p^0, q^b)$. Notons que l'indice de Laspeyres figurant au numérateur peut être calculé si l'on connaît à la fois les parts de dépenses consacrées au produit i dans l'année de référence, s_i^b , et les rapports de prix qui comparent les prix du produit i durant le mois t , p_i^t , aux prix moyens annuels correspondants pour l'année de référence b , p_i^b . L'indice de Laspeyres figurant au dénominateur peut être calculé si l'on connaît à la fois les parts de dépenses consacrées au produit i dans l'année de référence, s_i^b , et les rapports de prix qui comparent les prix du produit i durant le mois 0, p_i^0 , aux prix moyens annuels correspondants dans l'année de référence b , p_i^b .

15.39 Un autre moyen commode d'évaluer l'indice de Lowe, $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ consiste à utiliser la formule des pondérations hybrides (15.15). Dans notre contexte, celle-ci devient :

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^n (p_i^t / p_i^0) p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) s_i^{0b} \quad (15.27)$$

où les pondérations hybrides s_i^{0b} utilisant les prix du mois 0 et des quantités de l'année b sont définies par :

$$\begin{aligned} s_i^{0b} &= \frac{p_i^0 q_i^b}{\sum_{j=1}^n p_j^0 q_j^b}; \quad i=1, \dots, n \\ &= \frac{p_i^b q_i^b (p_i^0 / p_i^b)}{\sum_{j=1}^n [p_j^b q_j^b (p_j^0 / p_j^b)]} \end{aligned} \quad (15.28)$$

La seconde équation de (15.28) montre comment les dépenses pour la période de référence, $p_i^b q_i^b$, peuvent être multipliées par les indices de prix des produits, p_i^0/p_i^b , afin de calculer les parts hybrides.

15.40 Il reste encore à présenter une autre formule pour l'indice de Lowe, $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$. Notons que la décomposition de l'indice de Lowe en indice de Laspeyres définie par le troisième terme de l'équation (15.26) inclut les rapports de prix à long terme p_i^t/p_i^b , qui comparent les prix du mois t , p_i^t , aux prix d'une année de référence qui peut être éloignée dans le temps, p_i^b . Notons aussi que la décomposition de l'indice de Lowe en parts hybrides définie par le troisième terme de l'équation (15.27) inclut les rapports de prix mensuels à long terme p_i^t/p_i^0 , qui comparent les prix du mois t , p_i^t , aux prix du mois de référence, p_i^0 . Ces deux formules se révèlent insatisfaisantes à l'usage, en raison de l'amenuisement progressif de l'échantillon : chaque mois, en effet, une forte proportion des produits disparaît du marché. Il est bon, par conséquent, de disposer d'une formule permettant d'actualiser l'indice des prix du mois précédent en utilisant seulement les rapports de prix d'un mois sur l'autre. En d'autres termes, les rapports de prix à long terme disparaissent trop vite pour qu'il soit viable, concrètement, de fonder une formule d'indice sur leur utilisation. L'indice de Lowe pour le mois $t+1$, $P_{Lo}(p^0, p^{t+1}, q^b)$, peut s'écrire sous la forme d'un indice de Lowe pour le mois t , $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ associé à un coefficient d'actualisation, de la façon suivante :

$$\begin{aligned} P_{Lo}(p^0, p^{t+1}, q^b) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \right] \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b} \right] \\ &= P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \left[\frac{\sum_{i=1}^n p_i^{t+1} q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b} \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right) p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b} \right] \\ &= P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right) s_i^{tb} \right] \end{aligned} \quad (15.29)$$

où les pondérations hybrides s_i^{tb} sont définies comme suit :

$$s_i^{tb} = \frac{p_i^t q_i^b}{\sum_{j=1}^n p_j^t q_j^b}; \quad (15.30)$$

Le coefficient d'actualisation requis $\sum_{i=1}^n s_i^{tb} (p_i^{t+1}/p_i^t)$, qui va du mois t au mois $t+1$, est donc l'indice-chaîne utilisant les pondérations en parts de dépenses hybrides s_i^{tb} , qui correspondent au mois t et à l'année de référence b .

15.41 On peut considérer que l'indice de Lowe $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ est une approximation de l'indice de Laspeyres ordinaire, $P_L(p^0, p^t, q^0)$, qui compare les prix du mois de référence 0, p^0 , à ceux du mois t , p^t , en utilisant comme pondérations les vecteurs des quantités du mois 0, q^0 . Il apparaît qu'une formule relativement simple relie ces deux indices. Pour l'expliquer, il faut d'abord poser un certain nombre de définitions. Commençons donc par définir ainsi le i ème rapport de prix entre le mois 0 et le mois t :

$$r_i = p_i^t / p_i^0; \quad i=1, \dots, n \quad (15.31)$$

L'indice de prix de Laspeyres ordinaire, du mois 0 au mois t , peut être défini en fonction de ces rapports de prix de la façon suivante :

$$\begin{aligned} P_L(p^0, p^t, q^0) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \\ &= \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) s_i^0 = \sum_{i=1}^n s_i^0 r_i = r^* \end{aligned} \quad (15.32)$$

où les parts de dépenses du mois 0, s_i^0 , sont définies comme suit :

$$s_i^0 = \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{j=1}^n p_j^0 q_j^0}; \quad i=1, \dots, n \quad (15.33)$$

15.42 Définissons le i ème rapport de quantités t_i comme le rapport de la quantité de produit i utilisée dans l'année de référence b , q_i^b , à la quantité utilisée durant le mois 0, q_i^0 , de la façon suivante :

$$t_i = q_i^b / q_i^0; \quad i=1, \dots, n \quad (15.34)$$

L'indice de quantités de Laspeyres, $Q_L(q^0, q^b, p^0)$, qui compare les quantités de l'année b , q^b , aux quantités correspondantes du mois 0, q^0 , en utilisant comme pondérations les prix du mois 0, p^0 , peut être défini comme une moyenne pondérée des rapports de quantités t_i , de la façon suivante :

$$\begin{aligned} Q_L(q^0, q^b, p^0) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{q_i^b}{q_i^0} \right) p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{q_i^b}{q_i^0} \right) s_i^0 \\ &= \sum_{i=1}^n s_i^0 t_i \quad \text{en utilisant (15.34)} \\ &= t^* \end{aligned} \quad (15.35)$$

15.43 Si l'on applique la formule (A15.2.4) de l'appendice 15.2 du présent chapitre, la relation entre l'indice de Lowe $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ qui utilise comme pondérations les quantités de l'année b pour comparer les prix du mois t au mois 0, et l'indice de Laspeyres ordinaire correspondant, $P_L(p^0, p^t, q^0)$, qui utilise comme pondérations les quantités du mois 0, se présente comme suit :

$$\begin{aligned} P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} \\ &= P_L(p^0, p^t, q^0) + \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0}{Q_L(q^0, q^b, p^0)} \end{aligned} \quad (15.36)$$

L'indice de prix de Lowe utilisant les quantités de l'année b comme pondérations, $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, est donc égal à l'indice de Laspeyres ordinaire utilisant les quantités du mois 0 comme pondérations, $P_L(p^0, p^t, q^0)$, plus un terme de covariance $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0$ entre les rapports de prix $r_i = p_i^t / p_i^0$ et les rapports de quantités $t_i = q_i^b / q_i^0$, divisé par l'indice de quantités de Laspeyres $Q_L(q^0, q^b, p^0)$ entre le mois 0 et l'année de référence b .

15.44 La formule (15.36) montre que l'indice de prix de Lowe coïncidera avec l'indice de prix de Laspeyres si la covariance ou la corrélation entre les rapports de prix du mois 0 au mois t , $r_i = p_i^t / p_i^0$, et les rapports de quantité du mois 0 à l'année b , $t_i = q_i^b / q_i^0$, est égale à zéro. Notons que cette covariance sera nulle dans trois types de conditions :

- si les prix du mois t sont proportionnels à ceux du mois 0, de sorte que tous les $r_i = r^*$;
- si les quantités de l'année de référence b sont proportionnelles à celles du mois 0, de sorte que tous les $t_i = t^*$;

- si la distribution des prix relatifs r_i est indépendante de la distribution des quantités relatives t_i .

Les deux premières conditions ne risquent guère de se vérifier empiriquement, mais la troisième est possible, au moins de façon approximative, si les consommateurs ne modifient pas systématiquement leurs habitudes d'achat en réponse aux variations des prix relatifs.

15.45 Si la covariance est négative dans la formule (15.36), l'indice de Lowe sera inférieur à celui de Laspeyres. Enfin, si elle est positive, l'indice de Lowe sera supérieur à celui de Laspeyres. Bien que le signe et l'amplitude du terme de covariance, $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0$, soient en dernière analyse, des questions d'ordre empirique, il est possible d'avancer quelques conjectures raisonnables quant au signe probable de ce terme. Si l'année de référence b précède le mois de référence des prix 0, et si les prix affichent des tendances à long terme, il est probable que cette covariance sera positive et que l'indice de Lowe sera par conséquent supérieur à l'indice de prix de Laspeyres correspondant⁴⁰, c'est-à-dire

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) > P_L(p^0, p^t, q^0) \quad (15.37)$$

Pour comprendre pourquoi la covariance sera probablement positive, supposons que le prix d'un produit i affiche une tendance à la hausse à long terme, de sorte que $r_i - r^* = (p_i^t / p_i^0) - r^*$ soit positif. Si les consommateurs y répondent par des effets de substitution normaux⁴¹, il est probable que q_i^t / q_i^0 moins une variation des quantités moyenne de ce type sera négatif, ou, si l'on prend les réciproques, il est probable que q_i^0 / q_i^t moins une variation des quantités moyenne de ce type (réciproque) sera positif. Mais si la tendance à la hausse des prix à long terme persiste depuis l'année de référence b , il est probable que $t_i - t^* = (q_i^b / q_i^0) - t^*$ sera aussi positif. La covariance sera donc positive dans ces conditions. En outre, plus l'année de référence b sera éloignée du mois de référence 0, plus les résidus $t_i - t^*$ seront probablement importants et plus la covariance sera positive. De même, plus le mois de la période en cours t sera éloigné du mois de la période de référence 0, plus les résidus $r_i - r^*$ seront

⁴⁰Pour que cette relation se vérifie, il faut aussi poser en hypothèse que les ménages répondent par des effets de substitution normaux aux tendances à la hausse à long terme qu'affichent ces prix, c'est-à-dire en diminuant (relativement) leur consommation en cas de hausse (relative) du prix d'un produit élémentaire, et en l'augmentant relativement en cas de baisse relative de ce prix.

⁴¹Walsh (1901, p. 281–282) était tout à fait conscient de ces effets de substitution, comme le prouve l'observation suivante, où il rappelle le problème fondamental posé par les indices de panier-type qui utilisent les pondérations en quantités d'une seule période : «L'argument avancé par les tenants de la moyenne arithmétique repose sur l'hypothèse que nous achetons les mêmes quantités de chaque classe au cours des deux périodes, malgré la variation de leurs prix, ce que nous faisons rarement, voire jamais. Pour simplifier, on peut dire qu'en règle générale nous dépensons — en tant que communauté — plus pour des articles dont les prix ont augmenté, dont nous acquérons un moins grand nombre, et moins pour les articles dont les prix ont baissé, dont nous acquérons un plus grand nombre».

probablement importants et plus la covariance sera positive. Dans l'hypothèse où les prix affichent des tendances de long terme auxquelles les consommateurs répondent par des effets de substitution normaux, l'indice de Lowe sera donc normalement supérieur à l'indice de prix de Laspeyres correspondant.

15.46 Définissons l'indice de Paasche entre les mois 0 et t de la façon suivante :

$$P_p(p^0, p^t, q^t) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^t} \quad (15.38)$$

Comme il est expliqué aux paragraphes 15.18 à 15.23, on peut utiliser, à titre d'indice cible raisonnable pour mesurer la variation des prix du mois 0 au mois t , une sorte de moyenne symétrique de l'indice de Paasche $P_p(p^0, p^t, q^t)$, défini par la formule (15.38), et de l'indice de Laspeyres correspondant, $P_L(p^0, p^t, q^0)$, défini par la formule (15.32). Si l'on adapte l'équation (A15.1.5) de l'appendice 15.1, la relation entre les indices de Paasche et de Laspeyres peut s'écrire comme suit :

$$P_p(p^0, p^t, q^t) = P_L(p^0, p^t, q^0) + \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(u_i - u^*)s_i^0}{Q_L(q^0, q^t, p^0)} \quad (15.39)$$

où les rapports de prix $r_i = p_i^t/p_i^0$ sont définis par l'équation (15.31) et leur moyenne pondérée par les parts de dépenses, r^* , est définie par l'équation (15.32), et où les u_i , u^* et Q_L sont définis comme suit :

$$u_i = q_i^t / q_i^0; \quad (15.40)$$

$$u^* = \sum_{i=1}^n s_i^0 u_i = Q_L(q^0, q^t, p^0) \quad (15.41)$$

et les parts de dépenses du mois 0, s_i^0 , sont définies par l'identité (15.33). En conséquence, u^* est égal à l'indice de quantités de Laspeyres entre les mois 0 et t . Cela signifie que l'indice de prix de Paasche qui utilise les quantités du mois t comme pondérations, $P_p(p^0, p^t, q^t)$, est égal à l'indice de Laspeyres ordinaire qui utilise les quantités du mois 0 comme pondérations, $P_L(p^0, p^t, q^0)$, plus un terme de covariance $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*)s_i^0$ entre les rapports de prix $r_i = p_i^t/p_i^0$ et les rapports de quantités $u_i = q_i^t/q_i^0$, divisé par l'indice de quantités de Laspeyres $Q_L(q^0, q^t, p^0)$ entre le mois 0 et le mois t .

15.47 Bien que le signe et l'amplitude du terme de covariance, $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*)s_i^0$, soient là encore une question d'ordre empirique, il est possible d'avancer quelques conjectures raisonnables quant au signe probable de ce terme. Si les prix affichent des tendances à long terme, et si les consommateurs répondent normalement aux variations de prix dans le cadre de leurs achats, cette covariance sera probablement négative

et, par conséquent, l'indice de Paasche sera inférieur à l'indice de prix de Laspeyres correspondant. Autrement dit,

$$P_p(p^0, p^t, q^t) < P_L(p^0, p^t, q^0) \quad (15.42)$$

Pour comprendre pourquoi cette covariance sera probablement négative, supposons que le prix d'un produit i ⁴² affiche une tendance à la hausse à long terme, de sorte que $r_i - r^* = (p_i^t/p_i^0) - r^*$ soit positif. Si les consommateurs y répondent par des effets de substitution classiques, il est probable que q_i^t/q_i^0 moins une variation des quantités moyenne de ce type sera négatif. De ce fait, $u_i - u^* = (q_i^t/q_i^0) - u^*$ sera sans doute négatif aussi. La covariance sera donc négative dans ces conditions. En outre, plus le mois de la période de référence 0 sera éloigné du mois de la période en cours t , plus les résidus $u_i - u^*$ seront importants et plus la covariance sera négative⁴³. De même, plus le mois de la période en cours t sera éloigné du mois de la période de référence 0, plus les résidus $r_i - r^*$ seront vraisemblablement importants et plus la covariance sera importante. Par conséquent, dans l'hypothèse où les prix affichent des tendances à long terme auxquelles les consommateurs répondent par de classiques effets de substitution, l'indice de Laspeyres sera supérieur à l'indice de Paasche correspondant, et la divergence se creusera probablement à mesure que le mois t s'éloignera du mois 0.

15.48 Si l'on regroupe les arguments avancés aux trois paragraphes précédents, on peut voir que, dans l'hypothèse où les prix affichent des tendances à long terme auxquelles les consommateurs répondent par les effets de substitution habituels, l'indice de prix de Lowe entre les mois 0 et t sera supérieur à l'indice de prix de Laspeyres correspondant, qui sera lui-même supérieur à l'indice de prix de Paasche correspondant; autrement dit, si l'on pose ces hypothèses,

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) > P_L(p^0, p^t, q^0) > P_p(p^0, p^t, q^t) \quad (15.43)$$

Par conséquent, si l'indice des prix cible à long terme est une moyenne des indices de Laspeyres et de Paasche, on voit que l'indice de Laspeyres aura un biais positif — et l'indice de Paasche un biais négatif — par rapport à cet indice cible. En outre, si l'année de référence b est antérieure au mois de référence des prix, c'est-à-dire au mois 0, l'indice de Lowe aura aussi un biais positif par rapport à l'indice de Laspeyres et, de ce fait, par rapport à l'indice cible.

⁴²Le lecteur peut développer cette argumentation si le prix du i ème produit affiche une baisse relative à long terme. Pour obtenir une covariance négative, il faut qu'il y ait certaines différences dans les tendances des prix à long terme; cela veut dire que, si tous les prix augmentent (ou diminuent) au même rythme, il y aura proportionnalité des prix et la covariance sera égale à zéro.

⁴³Cependant, $Q_L = u^*$ peut aussi être d'amplitude croissante, de sorte que l'effet net sur la divergence entre P_L et P_p est ambiguë.

Indice de Lowe et indices d'année intermédiaire

15.49 L'analyse développée au paragraphe précédent repose sur l'hypothèse que l'année de référence des quantités b précède le mois de référence des prix 0. Si le mois de la période en cours t est assez éloigné du mois de référence 0, toutefois, on peut penser que l'année de référence b se rapporte à une année située entre les mois 0 et t . Et si l'année b se situe effectivement entre les mois 0 et t , l'indice de Lowe devient alors un *indice d'année intermédiaire*⁴⁴. Il apparaît que ce type d'indice n'est plus entaché des biais positifs signalés dans les inégalités (15.43), dans l'hypothèse où l'évolution des prix fait apparaître des tendances à long terme auxquelles répond une évolution des quantités correspondant aux effets de substitution habituels.

15.50 On suppose maintenant que le vecteur des quantités de l'année de référence q^b correspond à une année située entre les mois 0 et t . Dans l'hypothèse où les prix affichent des tendances à long terme et où les effets de substitutions sont habituels, ce qui implique que les quantités affichent elles aussi des tendances à long terme de direction opposée à celle des prix (de sorte que si le prix du i ème produit tend à augmenter, la quantité correspondante tend à diminuer), il est probable que le vecteur des quantités de l'année intermédiaire se situera entre les vecteurs des quantités mensuels q^0 et q^t . L'indice d'année intermédiaire de Lowe, $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, et l'indice de Laspeyres allant du mois 0 au mois t , $P_L(p^0, p^t, q^0)$, vérifieront la relation exacte donnée par l'équation (15.36). Par conséquent, $P_{Lo}(p^0,$

$q^b)$ sera égal à $P_L(p^0, p^t, q^0)$ plus le terme de covariance $[\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0] / Q_L(q^0, q^b, p^0)$, est l'indice de quantités de Laspeyres allant du mois 0 au mois t . Le terme de covariance sera probablement négatif, de sorte que

$$P_L(p^0, p^t, q^0) > P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \quad (15.44)$$

Pour comprendre pourquoi cette covariance sera probablement négative, supposons que le prix d'un produit i affiche une tendance à la hausse à long terme, de sorte que $r_i - r^* = (p_i^t/p_i^0) - r^*$ soit positif. Si les consommateurs y répondent par les effets de substitution habituels, q_i tendra avec le temps à diminuer relativement et, comme on pose en hypothèse que q_i^b se situe entre q_i^0 et q_i^t , il est probable que q_i^b/q_i^0 moins une variation des quantités moyenne de ce type sera négatif. De ce fait, $t_i - t^* = (q_i^b/q_i^0) - t$ sera sans doute négatif aussi. La covariance sera donc sans doute négative dans ces conditions. Par conséquent, si l'on pose en hypothèse que l'année de référence des quantités se situe entre les mois 0 et t , et que les prix affichent des tendances à long terme auxquelles les consommateurs répondent par des effets de substitution classiques, l'indice de Laspeyres sera normalement supérieur à l'indice d'année intermédiaire de Lowe correspondant, et la divergence tendra sans doute à se creuser à mesure que le mois t s'éloignera du mois 0.

15.51 On peut voir aussi que, dans les hypothèses susmentionnées, l'indice de Lowe pour l'année intermédiaire sera probablement supérieur à l'indice de Paasche entre les mois 0 et t , c'est-à-dire que

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) > P_P(p^0, p^t, q^t) \quad (15.45)$$

Pour comprendre pourquoi l'inégalité ci-dessus se vérifiera sans doute, supposons que q^b commence au vecteur des quantités q^0 du mois 0 et enregistre ensuite une tendance régulière jusqu'au vecteur des quantités q^t du mois t . Lorsque $q^b = q^0$, l'indice de Lowe $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ devient l'indice de Laspeyres $P_L(p^0, p^t, q^0)$. Lorsque $q^b = q^t$, l'indice de Lowe $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ devient l'indice de Paasche $P_P(p^0, p^t, q^t)$. On a vu précédemment que, dans l'hypothèse où les prix affichent des tendance à long terme auxquelles répondent des effets de substitution habituels, l'indice de Paasche est inférieur à l'indice de prix de Laspeyres correspondant, c'est-à-dire que $P_P(p^0, p^t, q^t)$ est inférieur à $P_L(p^0, p^t, q^0)$, en reprenant l'inégalité (15.42). Dans l'hypothèse où prix et quantités affichent des tendances régulières entre les mois 0 et t , et en supposant que q^b se situe entre q^0 et q^t , nous aurons donc

$$P_P(p^0, p^t, q^t) < P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) < P_L(p^0, p^t, q^0) \quad (15.46)$$

Par conséquent, si l'on choisit pour l'indice de Lowe une année de référence comprise entre le mois de référence des prix, 0, et le mois en cours pour les prix, t , et

⁴⁴Le concept d'indice d'année intermédiaire remonte à Hill (1998, p. 46):

Lorsque l'inflation doit être mesurée sur une séquence d'années spécifiée, une décennie par exemple, une solution pragmatique aux problèmes susmentionnés consiste à prendre l'année du milieu comme année de référence. Cela peut se justifier en faisant valoir que le panier de biens et services acheté au milieu de la décennie est sans doute beaucoup plus représentatif du schéma de consommation sur l'ensemble de celle-ci que les paniers achetés durant la première ou la dernière année. De plus, le fait de choisir un panier plus représentatif aura tendance aussi à réduire, voire à supprimer, tout biais du taux d'inflation sur l'ensemble de la décennie, comparé à la hausse de l'indice du coût de la vie.

Outre le concept de l'indice d'année intermédiaire, Hill introduit donc l'expression *biais de représentativité*. Baldwin (1990, p. 255-256) parle aussi de *représentativité*, même s'il n'emploie pas exactement le même terme que Hill («representativeness» au lieu de «representativity»): «Ici, la représentativité [d'une formule d'indice] suppose que les pondérations utilisées dans toute comparaison des niveaux de prix soient liées au volume des achats dans les périodes de comparaison».

Cependant, l'idée de base remonte à Walsh (1901, p.104;1921a, p. 90). Baldwin (1990, p. 255) observe aussi que ce concept de représentativité est le même que celui proposé par Drechsler sous le néologisme *characteristicity* (1973, p. 19). Pour de plus amples informations sur les indices d'année intermédiaire, voir Schultz (1999) et Okamoto (2001). On notera que ce concept pourrait être considéré comme un concurrent direct de l'indice de panier-type pluriannuel de Walsh (1901, p. 431), dans lequel le vecteur des quantités choisi est une moyenne arithmétique ou géométrique des vecteurs des quantités sur l'ensemble des périodes considérées.

si les tendances des prix et celles des quantités correspondantes suivent les effets de substitution classiques de la part des consommateurs, l'indice de Lowe qui en résultera se situera probablement entre les indices de Paasche et de Laspeyres allant du mois 0 au mois t . Si les tendances des prix et des quantités sont régulières, le choix d'une année de référence située à mi-chemin entre les périodes 0 et t devrait donner un indice de Lowe situé à peu près à mi-chemin entre les indices de Paasche et de Laspeyres; il sera donc très proche d'un indice cible idéal entre les mois 0 et t . Okamoto (2001), qui applique cette idée de base à des données sur la consommation au Japon, fait apparaître que les indices d'année intermédiaire qui en résultent sont très proches des indices idéaux de Fisher correspondants.

15.52 Il convient de noter que ces indices d'année intermédiaire ne peuvent être calculés que de façon rétrospective; il n'est donc pas possible de les calculer rapidement, à la différence des indices de Lowe utilisant une année de référence antérieure au mois 0. Les indices d'année intermédiaire ne peuvent donc pas être utilisés pour remplacer les indices de Lowe, plus actuels. Les développements qui précèdent indiquent cependant que ces indices de Lowe plus actuels seront probablement entachés d'un biais positif encore plus grand que celui d'un indice de Laspeyres ordinaire — comparé à un indice cible idéal, qui est censé être ici une moyenne des indices de Paasche et de Laspeyres.

15.53 Toutes les inégalités établies dans cette section reposent sur l'hypothèse que les prix affichent des tendances à long terme (auxquelles correspondent des réponses économiques des quantités). S'il n'existe pas de tendances à long terme systématiques des prix, mais seulement des fluctuations aléatoires autour d'une tendance commune à tous les prix, les inégalités susmentionnées ne se vérifient pas et l'indice de Lowe utilisant une année de référence antérieure donnera probablement une approximation parfaitement adéquate des indices de Paasche et de Laspeyres. Il existe cependant des raisons de croire que les prix obéissent à certaines tendances à long terme. En particulier :

- La révolution de la miniaturisation électronique a provoqué, ces 40 dernières années, une forte tendance à la baisse des prix des produits qui font un usage intensif des puces informatiques. À mesure que de nouvelles utilisations de cette technologie apparaissent, la part de produits reposant largement sur elle a augmenté et ce qui n'était à l'origine qu'un problème relativement mineur a pris une importance accrue.
- D'autres avancées scientifiques majeures ont eu un effet similaire. Ainsi, l'invention des câbles en fibre optique (et des lasers) a déclenché un mouvement de baisse des prix des télécommunications qui accompagne le remplacement progressif des technologies obsolètes utilisant les câbles de cuivre.
- Depuis la fin de la seconde guerre mondiale, une série d'accords commerciaux internationaux a permis

d'abaisser de façon spectaculaire les droits de douane à travers le monde. Conjuguées aux progrès technologiques survenus dans le secteur des transports, ces réductions ont débouché sur un essor accéléré du commerce international et une amélioration remarquable de la spécialisation internationale. Les activités manufacturières ont été progressivement délocalisées des économies les plus développées vers les pays où les salaires sont bas, entraînant une déflation des prix des biens dans la plupart des pays du monde. En revanche, de nombreux services ne sont pas faciles à sous-traiter⁴⁵, de sorte que les prix des services affichent en moyenne une tendance à la hausse alors que les prix des biens sont orientés à la baisse.

- Au niveau microéconomique, enfin, on observe d'énormes différences dans le rythme de croissance des entreprises. Celles qui réussissent prennent une nouvelle dimension, diminuent leurs coûts et provoquent la disparition progressive de leurs concurrents moins heureux qui affichent des prix plus élevés et des volumes d'activité plus réduits. En conséquence, une corrélation négative systématique, parfois très forte, s'établit entre l'évolution des prix des produits élémentaires et l'évolution correspondante des volumes achetés ou vendus.

Nous avons donc quelques raisons de supposer *a priori* l'existence de tendances à long terme divergentes des prix. On est en droit de craindre, de ce fait, qu'un indice de Lowe qui utilise une année de référence des pondérations en quantités antérieure au mois de référence des prix ne soit entaché d'un biais positif, comparé à un indice cible plus proche de l'idéal.

L'indice de Young

15.54 Reprenons les définitions des quantités de l'année de référence, q_i^b , et des prix de l'année de référence, p_i^b , données par les équations (15.23) et (15.24). Les parts de dépenses pour l'année de référence peuvent être définies, comme à l'ordinaire, de la façon suivante :

$$s_i^b = \frac{p_i^b q_i^b}{\sum_{k=1}^n p_k^b q_k^b}; \quad i = 1, \dots, n \quad (15.47)$$

Définissons aussi le vecteur des parts de dépenses pour l'année de référence comme à l'ordinaire, à savoir $s^b = [s_1^b, \dots, s_n^b]$. Ces parts de dépenses pour l'année de référence ont été utilisées afin d'établir une autre formule susceptible de remplacer l'indice des prix de Lowe pour l'année de référence b allant du mois 0 au mois t ,

⁴⁵Certains services peuvent cependant être sous-traités à l'échelle internationale; c'est le cas, par exemple, des centres d'appels téléphoniques, de la programmation informatique ou de l'entretien des appareils des compagnies aériennes.

que l'équation (15.26) définit de la façon suivante : $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) = [\sum_{i=1}^n s_i^b(p_i^t/p_i^b)] / [\sum_{i=1}^n s_i^b(p_i^0/p_i^b)]$. Plutôt que d'utiliser cet indice comme cible à court terme, de nombreux offices de statistique ont recours à l'indice suivant, qui lui est étroitement lié :

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) = \sum_{i=1}^n s_i^b(p_i^t/p_i^0) \quad (15.48)$$

Ce type d'indice a été défini pour la première fois par un économiste anglais, Arthur Young (1812)⁴⁶. Notons que l'utilisation de l'indice de Young plutôt que d'autres indices déjà proposés dans ce chapitre marque un changement d'orientation. Jusqu'ici, les indices présentés étaient en effet des indices reposant sur un panier fixe (ou des moyennes de tels indices) : un *panier de produits* représentatif, d'une certaine manière, des deux périodes comparées était choisi puis «acheté» aux prix des deux périodes, et l'indice retenu était un rapport de ces deux coûts. Dans le cas de l'indice de Young, en revanche, *des parts de dépenses représentatives* se rapportant aux deux périodes considérées sont choisies, puis utilisées pour calculer un indice global sous forme de moyenne des rapports de prix p_i^t/p_i^0 pondérée par ces parts. Notons que cette optique de la théorie des indices, qui repose sur la moyenne des rapports de prix pondérée par les parts de dépenses, est un peu différente de celle adoptée au début du présent chapitre, qui considérait le problème des indices comme un problème de décomposition d'un rapport de valeurs en un produit de deux termes, le premier mesurant la variation des prix entre les deux périodes, le second mesurant la variation des quantités⁴⁷.

⁴⁶Walsh attribue cette formule à Young (1901, p. 536; 1932, p. 657).

⁴⁷L'ouvrage publié par Fisher en 1922 est célèbre pour son approche de la théorie des indices par la décomposition d'un rapport de valeurs. Mais, dans son chapitre introductif, l'auteur adopte l'optique de la moyenne pondérée par les parts de dépenses : «Un indice des prix montre alors la *variation moyenne en pourcentage* des prix d'une période à l'autre» (Fisher (1922, p. 3). Fisher note ensuite l'importance des pondérations économiques : «Le calcul qui précède donne la même importance à tous les produits; par conséquent, la moyenne est dite « simple ». Si un produit est plus important qu'un autre, nous pouvons faire comme s'il représentait en fait deux ou trois produits, lui donnant ainsi deux à trois fois plus de « poids » qu'un autre produit» (Fisher (1922, p. 6). Walsh (1901, p. 430–431) considère les deux méthodes : «Nous pouvons 1) établir une certaine moyenne des valeurs nominales totales des classes durant une période de quelques années et, les pondérations étant ainsi déterminées, utiliser la moyenne géométrique des [rapports des] variations des prix, ou 2) faire la moyenne des masses des diverses classes durant la période considérée, et leur appliquer la méthode de Scrope». (Cette méthode est équivalente à l'utilisation de l'indice de Lowe). Walsh (1901, p. 88–90) a insisté constamment sur l'importance de la pondération des rapports de prix en fonction de leur poids économique (plutôt que d'utiliser des moyennes symétriques des rapports de prix). Les approches de la théorie des indices par la décomposition d'un rapport de valeurs et par la méthode de la moyenne pondérée par les parts de dépenses sont analysées d'un point de vue axiomatique au chapitre 16.

15.55 Les offices de statistique considèrent parfois que l'indice de Young défini ci-dessus est une approximation de l'indice de prix de Laspeyres $P_L(p^0, p^t, q^0)$. Il est donc intéressant de comparer ces deux indices. Si l'on définit les rapports de prix mensuels à long terme allant du mois 0 au mois t par $r_i = p_i^t/p_i^0$, et si l'on utilise les définitions (15.32) et (15.48) :

$$\begin{aligned} P_Y(p^0, p^t, s^b) - P_L(p^0, p^t, q^0) &= \sum_{i=1}^n s_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) - \sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \\ &= \sum_{i=1}^n [s_i^b - s_i^0] \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \\ &= \sum_{i=1}^n [s_i^b - s_i^0] r_i \\ &= \sum_{i=1}^n [s_i^b - s_i^0] [r_i - r^*] \\ &\quad + r^* \sum_{i=1}^n [s_i^b - s_i^0] \\ &= \sum_{i=1}^n [s_i^b - s_i^0] [r_i - r^*] \quad (15.49) \end{aligned}$$

puisque $\sum_{i=1}^n s_i^b = \sum_{i=1}^n s_i^0 = 1$, et l'équation (15.32) donne $r^* = \sum_{i=1}^n s_i^0 r_i = P_{Lo}(p^0, p^t, q^0)$. On montre que l'indice de Young $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ est égal à l'indice de Laspeyres $P_L(p^0, p^t, q^0)$, plus la *covariance* entre la différence entre les parts annuelles qui se rapportent à l'année b et les parts qui se rapportent au mois 0, $s_i^b - s_i^0$, et les écarts des prix relatifs par rapport à leur moyenne, $r_i - r^*$.

15.56 Il n'est plus possible alors de deviner le signe probable du terme de covariance. La question n'est plus de savoir si la *quantité* demandée diminue lorsque le prix du produit i augmente (la réponse est en général «oui»), mais si la *part* de dépenses diminue lorsque le prix du produit i augmente. La réponse à cette question dépend de l'élasticité de la demande pour le produit visé. Supposons toutefois, provisoirement, que les prix des produits affichent des tendances à long terme et que, si la tendance des prix d'un produit i est supérieure à la moyenne, la part des dépenses consacrées à ce produit affiche une tendance à la *baisse* (et vice versa). Nous retenons donc l'hypothèse d'élasticités élevées ou d'effets de substitution très importants. Posons aussi en hypothèse que l'année de référence b est antérieure au mois 0 et que, dans ces conditions, le prix d'un produit i affiche une tendance à la hausse à long terme, de sorte que $r_i - r^* = (p_i^t/p_i^0) - r^*$ est positif. Le consommateur apportant par hypothèse une réponse très élastique à cette hausse sous forme d'effets de substitution, s_i tendra à diminuer relativement (avec le temps) et, comme s_i^b est par hypothèse antérieure à s_i^0 , on peut s'attendre à ce que s_i^0 soit inférieur à s_i^b , autrement dit à ce que $s_i^b - s_i^0$ soit positif. La covariance sera donc sans doute positive dans ces conditions. *De ce fait, si les prix affichent des tendances à long terme et si les réponses des consommateurs aux variations de prix sont très élastiques, l'indice de Young sera probablement supérieur à l'indice de Laspeyres correspondant.*

15.57 Supposons maintenant que les prix des produits affichent des tendances à long terme et que, si la tendance des prix d'un produit i est supérieure à la moyenne, la part des dépenses consacrées à ce produit affiche une tendance à la hausse (et vice versa). Nous retenons donc l'hypothèse d'élasticités peu élevées ou d'effets de substitution très faibles. Posons aussi en hypothèse que l'année de référence b est antérieure au mois 0 et supposons que le prix d'un produit i affiche une tendance à la hausse à long terme, de sorte que $r_i - r^* = (p_i^t/p_i^0) - r^*$ est positif. Le consommateur apportant par hypothèse une réponse très inélastique à cette hausse sous forme d'effets de substitution, s_i tendra à augmenter relativement (avec le temps) et, comme on pose en hypothèse que s_i^b est antérieur à s_i^0 , nous serions dans le cas où s_i^0 serait supérieur à s_i^b , autrement dit où $s_i^b - s_i^0$ serait négatif. La covariance sera donc sans doute négative dans ces conditions. *De ce fait, si les prix affichent des tendances à long terme et si les réponses aux variations de prix sont très inélastiques, l'indice de Young sera probablement inférieur à l'indice de Laspeyres correspondant.*

15.58 Les deux paragraphes précédents montrent que l'on ne peut pas, *a priori*, savoir quelle sera la différence probable entre l'indice de Young et l'indice de Laspeyres correspondant. Si les élasticités de substitution sont proches de l'unité, les deux ensembles de parts de dépenses, s_i^b et s_i^0 , seront proches l'un de l'autre et la différence entre les deux indices sera proche de zéro. Si les parts de dépenses mensuelles ont de fortes composantes saisonnières, cependant, les parts annuelles s_i^b pourraient être très différentes des parts mensuelles s_i^0 .

15.59 Il est utile de disposer d'une formule permettant de mettre à jour l'indice de prix de Young du mois précédent en utilisant seulement les rapports de prix d'un mois sur l'autre. L'indice de Young pour le mois $t+1$, $P_Y(p^0, p^{t+1}, s^b)$, peut se présenter sous la forme d'un indice de Young pour le mois t , $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ et d'un facteur d'actualisation, de la façon suivante :

$$\begin{aligned} P_Y(p^0, p^{t+1}, s^b) &= \sum_{i=1}^n s_i^b \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^0} \right) \\ &= P_Y(p^0, p^t, s^b) \frac{\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^{t+1} / p_i^0)}{\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^t / p_i^0)} \\ &= P_Y(p^0, p^t, s^b) \frac{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b (p_i^{t+1} / p_i^0)}{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b (p_i^t / p_i^0)} \end{aligned}$$

en utilisant la définition (15.47)

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) \frac{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) \left(\frac{p_i^{t+1}}{p_i^t} \right)}{\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b (p_i^t / p_i^0)}$$

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) \left[\sum_{i=1}^n s_i^{b0t} (p_i^{t+1} / p_i^t) \right] \quad (15.50)$$

où les pondérations hybrides s_i^{b0t} sont définies comme suit :

$$s_i^{b0t} = \frac{p_i^b q_i^b (p_i^t / p_i^0)}{\sum_{k=1}^n p_k^b q_k^b (p_k^t / p_k^0)} = \frac{s_i^b (p_i^t / p_i^0)}{\sum_{k=1}^n s_k^b (p_k^t / p_k^0)} \quad i=1, \dots, n \quad (15.51)$$

Les pondérations hybrides s_i^{b0t} peuvent être obtenues à partir des pondérations de l'année de référence s_i^b , mises à jour, que l'on multiplie alors par les rapports de prix (ou des indices de niveaux d'agrégation plus élevés), p_i^t/p_i^0 . Le facteur d'actualisation requis, allant du mois t au mois $t+1$, est donc l'indice-chaîne $\sum_{i=1}^n s_i^{b0t} (p_i^{t+1}/p_i^t)$ qui utilise les parts de pondérations hybrides s_i^{b0t} définies par l'équation (15.51).

15.60 Même s'il donne une approximation étroite de l'indice de Laspeyres correspondant, il est difficile de recommander l'utilisation de l'indice de Young en tant qu'estimation finale de la variation des prix de la période 0 à la période t , tout comme il était difficile de recommander l'utilisation de l'indice de Laspeyres comme estimation finale de l'inflation entre la période 0 et la période t . Souvenons-nous en effet que l'indice de Laspeyres pose un problème en ne traitant pas de façon symétrique les deux périodes considérées; autrement dit, si l'on justifie le recours à l'indice de Laspeyres en faisant valoir que c'est un bon indice de panier-type, on peut tout aussi bien justifier le recours à l'indice de Paasche en arguant que c'est un aussi bon indice de panier-type pour comparer les périodes 0 et t . L'indice de Young souffre du même défaut de symétrie dans le traitement de la période de référence. Le problème peut s'expliquer de la manière suivante. L'indice de Young défini par l'équation (15.48), $P_Y(p^0, p^t, s^b)$, calcule la variation de prix entre les mois 0 et t en prenant pour base le mois 0. Mais il n'y a aucune raison particulière, hormis les conventions, de considérer nécessairement le mois 0 comme mois de référence. Par conséquent, si l'on choisit de prendre pour base le mois t et d'utiliser la même formule pour mesurer par calcul rétrospectif la variation de prix entre le mois t et le mois 0, l'indice $P_Y(p^t, p^0, s^b) = \sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^0/p_i^t)$ conviendrait. Pour permettre de comparer cette estimation de la variation de prix à l'indice de Young original, on prend alors sa réciproque, ce qui conduit à l'indice de Young rebasé⁴⁸, $P_Y^*(p^t, p^0, s^b)$, défini comme suit :

$$\begin{aligned} P_Y^*(p^0, p^t, s^b) &= 1 / \sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^0 / p_i^t) \\ &= \left[\sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^t / p_i^0) \right]^{-1} \end{aligned} \quad (15.52)$$

⁴⁸Si l'on utilise la terminologie de Fisher (1922, p. 118), $P_Y^*(p^0, p^t, s^b) = 1/[P_Y(p^t, p^0, s^b)]$ est l'indice réciproque de l'indice de Young initial, $P_Y(p^0, p^t, s^b)$.

L'indice de Young rebasé, $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$, qui utilise le mois en cours comme période de référence initiale, est une *moyenne harmonique pondérée par les parts de dépenses* des rapports de prix allant du mois 0 au mois t , alors que l'indice de Young initial, $P_Y(p^0, p^t, s^b)$, est une *moyenne arithmétique pondérée par les parts de dépenses* des mêmes rapports de prix.

15.61 Fisher soutient qu'une formule d'indice devrait donner la même réponse quelle que soit la période de référence choisie :

L'une ou l'autre des deux périodes peut être retenue comme «base». Le choix de cette base fera-t-il une différence? Cela ne *devrait* pas être le cas, assurément, et notre test 1 exige qu'il en soit ainsi. Plus précisément, le test demande que la formule de calcul de l'indice soit telle que l'on obtienne le même rapport entre un point de comparaison et l'autre *quel que soit celui des deux qui est pris comme base* (Fisher (1922, p. 64)).

15.62 Le problème qui se pose avec l'indice de Young, c'est que non seulement il ne coïncide pas avec sa contrepartie rebasée, mais l'on observe une inégalité définie entre les deux indices, à savoir :

$$P_Y^*(p^0, p^t, s^b) \leq P_Y(p^0, p^t, s^b) \quad (15.53)$$

l'inégalité étant stricte si le vecteur des prix p^t de la période t n'est pas proportionnel au vecteur des prix p^0 de la période 0⁴⁹. Un office de statistique qui utilise l'indice direct de Young $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ publiera en général un taux d'inflation plus élevé qu'un office de statistique qui s'appuie sur les mêmes données brutes mais utilise l'indice de Young rebasé, $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$.

15.63 L'inégalité (15.53) ne nous dit pas de combien l'indice de Young dépassera l'indice réciproque rebasé. L'appendice 15.3 montre cependant que, avec le degré de précision d'une approximation de second ordre par une série de Taylor, la relation suivante reste valable entre l'indice direct de Young et l'indice réciproque :

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \approx P_Y^*(p^0, p^t, s^b) + P_Y(p^0, p^t, s^b) \text{Var } e \quad (15.54)$$

où $\text{Var } e$ est défini comme

$$\text{Var } e = \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i - e^*]^2 \quad (15.55)$$

Les écarts e_i sont définis par l'expression $1 + e_i = r_i/r^*$ pour $i = 1, \dots, n$, dans laquelle les r_i et leur moyenne pondérée r^* sont définis par

$$r_i = p_i^t / p_i^0; \quad i = 1, \dots, n; \quad (15.56)$$

$$r^* = \sum_{i=1}^n s_i^b r_i \quad (15.57)$$

qui se révèle égale à l'indice direct de Young, $P_Y(p^0, p^t, s^b)$. La moyenne pondérée des e_i est définie comme suit

$$e^* = \sum_{i=1}^n s_i^b e_i \quad (15.58)$$

qui se révèle égale à 0. *Par conséquent, plus la dispersion des rapports de prix p_i^t/p_i^0 est grande, avec le degré de précision d'une approximation du second ordre, plus l'indice direct de Young dépasse sa contrepartie utilisant le mois t comme période de référence initiale plutôt que le mois 0.*

15.64 Étant donné que deux formules d'indice également plausibles *a priori*, telles que l'indice de Young et l'indice réciproque, donnent des estimations différentes, Fisher (1922, p. 136) suggère de prendre en règle générale leur moyenne géométrique⁵⁰. L'un des avantages de cette moyenne est que la formule qui en résulte satisfait au test de réversibilité temporelle. Plutôt que d'utiliser soit l'indice de Young pour la période de référence 0, $P_Y(p^0, p^t, s^b)$, soit l'indice de Young pour la période en cours, $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$, qui est toujours inférieur à l'indice de Young pour la période de référence 0 s'il existe une quelconque dispersion des rapports de prix, il semble donc préférable de recourir à l'indice suivant, qui est la moyenne géométrique des deux indices de Young pour l'une et l'autre périodes de référence⁵¹.

⁴⁹Ces inégalités tiennent au fait que la moyenne harmonique de M nombres positifs est toujours inférieure ou égale à la moyenne arithmétique correspondante; voir Walsh (1901, p. 517) ou Fisher (1922, p. 383–384). Cette inégalité est un cas particulier de l'inégalité de Schlömilch (1858); voir Hardy, Littlewood, and Pólya (1934, p. 26). Walsh (1901, p. 330–332) note explicitement cette inégalité (15.53), et observe que la moyenne géométrique correspondante se situerait entre les moyennes harmonique et arithmétique. Walsh (1901, p. 432) calcule quelques exemples numériques de l'indice de Young et trouve de grosses différences entre celui-ci et ses «meilleurs» indices, même en utilisant des pondérations représentatives des périodes comparées. Rappelons que l'indice de Lowe devient l'indice de Walsh quand on choisit des pondérations en quantités reposant sur une moyenne géométrique et que l'indice de Lowe peut donc se comporter de façon satisfaisante quand on utilise des pondérations représentatives. Ce n'est pas forcément le cas pour l'indice de Young, même quand des pondérations représentatives sont utilisées. Walsh (1901, p. 433) résume ainsi ses essais de calcul numérique avec l'indice de Young : «En fait, la méthode de Young se révèle déficiente sous toutes ses formes».

⁵⁰«Nous en venons maintenant à la troisième utilisation de ces tests, qui consiste à «rectifier» les formules, c'est-à-dire de calculer, pour toute formule donnée qui ne satisfait pas à un test, une autre formule qui y satisfait; Cela se fait aisément par «croisement», c'est-à-dire en faisant une moyenne des «réciproques». Si une formule donnée ne satisfait pas au test 1 [réversibilité temporelle], l'indice réciproque n'y satisfiera pas non plus; mais elles échoueront en fait par des voies opposées, de sorte qu'un croisement de l'une avec l'autre (obtenu en faisant leur moyenne *géométrique*) nous donnera la moyenne idéale satisfaisant au test» (Fisher (1922, p. 136)).

En fait, l'idée sur laquelle repose la procédure de rectification imaginée par Fisher a été suggérée par Walsh, qui avait discuté avec lui (en 1921) lors d'un débat organisé pour présenter l'ouvrage que Fisher devait publier en 1922 : «Nous n'avons qu'à prendre un indice, à trouver sa réciproque de la façon préconisée par le professeur Fisher et à faire la moyenne géométrique des deux» (Walsh (1921b, p. 542)).

⁵¹Cet indice est la contrepartie pondérée pour l'année de référence de l'indice non pondéré que proposent Caruthers, Sellwood et Ward (1980, p. 25) ou Dalén (1992, p. 140) dans le cadre des formules d'indice élémentaire. Pour un examen de cet indice non pondéré, voir chapitre 20.

$$P_Y^{**}(p^0, p^t, s^b) = [P_Y(p^0, p^t, s^b)P_Y^*(p^0, p^t, s^b)]^{1/2} \quad (15.59)$$

Si les parts pour l'année de référence, s_i^b , coïncident à la fois avec les parts du mois 0 et celles du mois t , s_i^0 et s_i^t respectivement, on peut voir que l'indice de Young après «rectification» temporelle, $P_Y^{**}(p^0, p^t, s^b)$, définies par l'équation (15.59), coïncidera avec l'indice de prix idéal de Fisher entre les mois 0 et t , $P_F(p^0, p^t, q^0, q^t)$ (qui sera aussi égal aux indices de Laspeyres et de Paasche dans ces mêmes conditions). Notons par ailleurs que l'indice P_Y^{**} défini par l'équation (15.59) peut être produit rapidement par les offices de statistique.

L'indice de Divisia et ses approximations discrètes

Indices de prix et de quantités de Divisia

15.65 La seconde approche de la théorie des indices s'appuie sur l'hypothèse que les données sur les prix et les quantités changent de façon plus ou moins continue.

15.66 Supposons que les données sur les prix et les quantités de n produits relevant du domaine de définition choisi puissent être considérées comme des fonctions continues du temps (lui-même continu), disons $p_i(t)$ et $q_i(t)$ pour $i = 1, \dots, n$. La valeur des dépenses des consommateurs à la période t est $V(t)$ est définie de façon évidente comme suit :

$$V(t) = \sum_{i=1}^n p_i(t)q_i(t) \quad (15.60)$$

15.67 Supposons maintenant que les fonctions $p_i(t)$ et $q_i(t)$ soit dérivables. Les deux membres de la définition (15.60) peuvent être dérivés par rapport au temps, pour donner :

$$V'(t) = \sum_{i=1}^n p_i'(t)q_i(t) + \sum_{i=1}^n p_i(t)q_i'(t) \quad (15.61)$$

En divisant les deux membres de l'équation (15.61) par $V(t)$ et en utilisant la définition (15.60), on obtient l'équation suivante :

$$\begin{aligned} \frac{V'(t)}{V(t)} &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i'(t)q_i(t) + \sum_{i=1}^n p_i(t)q_i'(t)}{\sum_{j=1}^n p_j(t)q_j(t)} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{p_i'(t)}{p_i(t)} s_i(t) + \sum_{i=1}^n \frac{q_i'(t)}{q_i(t)} s_i(t) \end{aligned} \quad (15.62)$$

où la part des dépenses consacrées au produit i durant la période t , $s_i(t)$, est ainsi définie :

$$s_i(t) = \frac{p_i(t)q_i(t)}{\sum_{m=1}^n p_m(t)q_m(t)} \quad \text{pour } i = 1, 2, \dots, n \quad (15.63)$$

15.68 La démonstration de Divisia (1926, p. 39) s'articule comme suit. Supposons que la valeur agrégée à la période t , $V(t)$, peut être écrite comme le produit d'une fonction du niveau des prix à la période t , disons $P(t)$, et d'une fonction du niveau des quantités à la période t , disons $Q(t)$; autrement dit :

$$V(t) = P(t)Q(t) \quad (15.64)$$

Supposons aussi que les fonctions $P(t)$ et $Q(t)$ soient dérivables. Nous obtenons, en dérivant l'équation (15.64) :

$$V'(t) = P'(t)Q(t) + P(t)Q'(t) \quad (15.65)$$

En divisant les deux membres de l'équation (15.65) par $V(t)$ et en utilisant l'équation (15.64), nous obtenons l'équation suivante :

$$\frac{V'(t)}{V(t)} = \frac{P'(t)}{P(t)} + \frac{Q'(t)}{Q(t)} \quad (15.66)$$

15.69 Divisia compare les deux expressions de la dérivée logarithmique de la valeur, $V'(t)/V(t)$, données par les équations (15.62) et (15.66), et définit simplement le taux de variation du logarithme du *niveau global des prix*, $P'(t)/P(t)$, comme le premier ensemble de termes du membre de droite de l'équation (15.62). De même, il définit simplement le taux de variation du logarithme du *niveau global des quantités*, $Q'(t)/Q(t)$, comme le second ensemble de termes du membre de droite de l'équation (15.62). Il énonce donc les définitions suivantes :

$$\frac{P'(t)}{P(t)} = \sum_{i=1}^n s_i(t) \frac{p_i'(t)}{p_i(t)} \quad (15.67)$$

$$\frac{Q'(t)}{Q(t)} = \sum_{i=1}^n s_i(t) \frac{q_i'(t)}{q_i(t)} \quad (15.68)$$

15.70 Les équations (15.67) et (15.68) donnent des définitions raisonnables des variations proportionnelles des niveaux des prix et/ou des quantités, $P(t)$ et $Q(t)$ ⁵². Le problème, avec ces définitions, c'est que les données économiques ne sont pas recueillies de façon *continue*, mais *discontinue*. En d'autres termes, même si l'on peut penser que les transactions se font en continu, aucun

⁵²Si les définitions sont appliquées (de façon approximative) à l'indice de Young étudié à la section précédente, il apparaît que, pour qu'il y ait associativité de l'indice de prix de Young avec l'indice de prix de Divisia, les parts pour l'année de référence choisies doivent être des parts moyennes s'appliquant à l'ensemble de la période comprise entre les mois 0 et t .

consommateur n'enregistre ses achats en continu, à mesure qu'il les effectue; il a plutôt tendance à cumuler ces achats sur une période donnée et à les enregistrer ensuite. Il en va de même pour les producteurs ou vendeurs de produits; les entreprises cumulent leurs ventes sur des périodes données à des fins comptables ou analytiques. Si l'on s'efforce de se rapprocher du temps continu en adoptant des intervalles discrets de plus en plus courts, on peut s'attendre à ce que les données empiriques sur les prix et les quantités deviennent de plus en plus erratiques, car les consommateurs ne font leurs achats qu'à des moments donnés (et les producteurs ou vendeurs de produits ne procèdent à leurs ventes qu'à des moments donnés). Il n'en reste pas moins intéressant d'obtenir des valeurs approximatives des niveaux des prix et des quantités en temps continu, $P(t)$ et $Q(t)$, définis implicitement par les équations (15.67) et (15.68), au moyen d'approximations temporelles discrètes. Deux démarches sont possibles : utiliser les méthodes d'approximation numérique ou faire des hypothèses sur le cheminement temporel à l'aide des fonctions $p_i(t)$ et $q_i(t)$ ($i = 1, \dots, n$). La première stratégie est utilisée dans la section suivante. Pour la seconde, on se reportera à Vogt (1977; 1978), Van Ijzeren (1987, p. 8–12), Vogt and Barta (1997) ou Balk (2000a).

15.71 Il existe un lien entre les niveaux des prix et des quantités de Divisia, $P(t)$ et $Q(t)$, et l'approche économique de la théorie des indices. Toutefois, cette relation se comprend mieux une fois que l'on a étudié l'approche économique de la théorie des indices. La question étant plutôt technique, elle a été reléguée à l'appendice 15.4.

Approximations discrètes de l'indice de Divisia en temps continu

15.72 Pour rendre opérationnels les niveaux des prix et des quantités de Divisia en temps continu, $P(t)$ et $Q(t)$, définis par les équations différentielles (15.67) et (15.68), il faut les convertir en temps discontinu. Divisia (1926, p. 40) suggère pour cela une méthode simple, dont voici les grandes lignes.

15.73 Soient les différences (en avant) suivantes des prix et des quantités :

$$\Delta P = P(1) - P(0) \quad (15.69)$$

$$\Delta p_i = p_i(1) - p_i(0); \quad i = 1, \dots, n \quad (15.70)$$

Reprenons les définitions susmentionnées :

$$\frac{P(1)}{P(0)} = \frac{P(0) + \Delta P}{P(0)} = 1 + \frac{\Delta P}{P(0)} \approx 1 + \frac{\sum_{i=1}^n \Delta p_i q_i(0)}{\sum_{m=1}^n p_m(0) q_m(0)}$$

en utilisant (15.67) quand $t = 0$ et en prenant comme approximation de $p_i'(0)$ la différence Δp_i

$$\begin{aligned} &= \frac{\sum_{i=1}^n \{p_i(0) + \Delta p_i\} q_i(0)}{\sum_{m=1}^n p_m(0) q_m(0)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i(1) q_i(0)}{\sum_{m=1}^n p_m(0) q_m(0)} \\ &= P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned} \quad (15.71)$$

où $p^t = [p_1(t), \dots, p_n(t)]$ et $q^t = (q_1(t), \dots, q_n(t))$ pour $t = 0, 1$. On peut voir ainsi que l'approximation discrète de son indice de prix en temps continu obtenue par Divisia n'est autre que l'indice de prix de Laspeyres, P_L , défini plus haut par l'équation (15.5).

15.74 Mais c'est maintenant que se pose le problème relevé par Frisch (1936, p. 8) : au lieu de retenir comme approximation (en avant) des dérivés les différences discrètes définies par les équations (15.69) et (15.70), d'autres approximations pourraient être utilisées pour obtenir un large éventail d'approximations temporelles discrètes. Au lieu d'utiliser les différences en avant et d'évaluer l'indice à la période $t = 0$, par exemple, il serait possible d'utiliser les différences en arrière et d'évaluer l'indice à la période $t = 1$. Les différences en arrière sont définies de façon suivante :

$$\Delta_b p_i = p_i(0) - p_i(1); \quad i = 1, \dots, n \quad (15.72)$$

Cette utilisation des différences en arrière donne l'approximation suivante pour $P(0)/P(1)$:

$$\frac{P(0)}{P(1)} = \frac{P(1) + \Delta_b P}{P(1)} = 1 + \frac{\Delta_b P}{P(1)} \approx 1 + \frac{\sum_{i=1}^n \Delta_b p_i q_i(1)}{\sum_{m=1}^n p_m(1) q_m(1)}$$

en utilisant (15.67) quand $t = 1$ et en prenant comme approximation de $p_i'(1)$ la différence $\Delta_b p_i$

$$\begin{aligned} &= \frac{\sum_{i=1}^n \{p_i(1) + \Delta_b p_i\} q_i(1)}{\sum_{m=1}^n p_m(1) q_m(1)} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i(0) q_i(1)}{\sum_{m=1}^n p_m(1) q_m(1)} = \frac{1}{P_P(p^0, p^1, q^0, q^1)} \end{aligned} \quad (15.73)$$

où P_P est l'indice de Paasche défini par l'équation (15.6). Si l'on prend les réciproques des membres de droite et de gauche de l'équation (15.73), on obtient l'approximation discrète suivante de $P(1)/P(0)$:

$$\frac{P(1)}{P(0)} \approx P_p \quad (15.74)$$

15.75 C'est pourquoi, comme l'a noté Frisch⁵³, les indices de Paasche et de Laspeyres peuvent être considérés comme des approximations (également valables) de l'indice de prix de Divisia en temps continu⁵⁴. Comme il arrive que les indices de Paasche et de Laspeyres diffèrent considérablement dans certaines applications empiriques, on voit que l'idée de Divisia n'est pas aussi utile que cela lorsqu'il s'agit de déterminer une formule d'indice discret *unique*⁵⁵. Ce qui fait l'utilité des indices de Divisia, c'est l'idée que, sous certaines conditions, leurs approximations discrètes peuvent se rapprocher d'indices économiques significatifs à mesure que les unités temporelles discrètes deviennent plus petites. En outre, si le concept de Divisia est accepté comme «correct» pour la théorie des indices, sa contrepartie temporelle discrète «correcte» pourrait être une moyenne pondérée des rapports de prix chaînés se rapportant aux deux périodes adjacentes considérées, dans lesquels les pondérations sont d'une certaine manière représentative des deux périodes considérées.

Indices à base fixe ou indices-chaînes

15.76 Cette section⁵⁶ est consacrée à l'examen des mérites comparés du système de chaînage et du système à base fixe pour la construction d'indices des prix dans le cadre de séries temporelles⁵⁷.

⁵³«La formule élémentaire de chaînage obtenue peut être celle de Laspeyres, de Paasche ou d'Edgeworth, ou pratiquement toute autre formule, selon le principe d'approximation que nous choisissons pour les étapes de l'intégration numérique» (Frisch (1936, p. 8)).

⁵⁴Diewert (1980, p. 444) obtient lui aussi les approximations de Paasche et de Laspeyres de l'indice de Divisia, en utilisant un argument d'approximation un peu différent. Il démontre aussi que plusieurs autres formules d'indice temporel discret bien connues pourraient être considérées comme des approximations de l'indice de Divisia en temps continu.

⁵⁵Trivedi (1981) procède à un examen systématique des problèmes soulevés par la recherche de la «meilleure» approximation temporelle discrète des indices de Divisia en faisant appel aux techniques d'analyse numérique. Celles-ci dépendent de l'hypothèse selon laquelle les fonctions de micro-prix en temps continu «réelles», $p_i(t)$, peuvent être représentées de façon adéquate par une approximation polynomiale. Cela nous conduit à la conclusion que la «meilleure» approximation temporelle discrète de l'indice de Divisia dépend d'hypothèses difficiles à vérifier.

⁵⁶Cette section repose en grande partie sur les travaux de Hill (1988; 1993, p. 385–390).

⁵⁷Les résultats présentés à l'appendice 15.4 apportent une certaine justification théorique à l'utilisation des indices-chaînes en montrant que, dans certaines conditions, l'indice de Divisia sera égal à un indice économique. Par conséquent, toute approximation discrète de l'indice de Divisia se rapprochera d'autant plus de l'indice économique sous-jacent que la période considérée sera plus courte. Sous certaines conditions, donc, les indices-chaînes se rapprocheront des indices économiques.

15.77 Le système de chaînage⁵⁸ mesure la variation des prix d'une période donnée à la période suivante en utilisant une formule d'indice bilatéral qui inclut les prix et quantités se rapportant aux deux périodes adjacentes. Ces taux de variation sur une période (les maillons de la chaîne) sont ensuite cumulés pour donner les niveaux relatifs des prix sur la totalité de la période considérée. C'est pourquoi, si l'indice bilatéral des prix est P , le système de chaînage donne le schéma des niveaux de prix suivant pour les trois premières périodes :

$$1, P(p^0, p^1, q^0, q^1), P(p^0, p^1, q^0, q^1)P(p^1, p^2, q^1, q^2) \quad (15.75)$$

15.78 Par contraste, le système des niveaux de prix à base fixe utilisant la même formule d'indice bilatéral P se borne à calculer le niveau des prix à la période t par rapport à la période de référence 0, sous la forme $P(p^0, p^t, q^0, q^t)$. Les niveaux de prix en base fixe pour les périodes 0, 1 et 2 se présentent donc de la façon suivante :

$$1, P(p^0, p^1, q^0, q^1), P(p^0, p^2, q^0, q^2) \quad (15.76)$$

15.79 Notons que, dans le système de chaînage comme dans le système à base fixe que définissent les formules (15.75) et (15.76), le niveau de prix fixé pour la période de référence est égal à 1. Or, les offices de statistique ont pour habitude de fixer le prix de la période de référence à 100. Pour se conformer à cet usage, il faut donc multiplier chacun des nombres des formules (15.75) et (15.76) par 100.

15.80 Comme il est difficile de recueillir des informations à jour sur les quantités (ou les dépenses) pour la période en cours, de nombreux offices de statistiques fondent, de façon assez peu rigoureuse, leur indice des prix à la consommation sur l'utilisation de la formule de Laspeyres (15.5) et le système à base fixe. Il est donc intéressant d'examiner certains des problèmes qui peuvent être liés à l'utilisation des indices de Laspeyres à base fixe.

15.81 Les indices de Laspeyres à base fixe soulèvent une sérieuse difficulté : le panier fixe de produits pour la période 0 dont les prix sont relevés à la période t est souvent très différent du panier à la période t . C'est pourquoi, si certains au moins des prix et des quantités⁵⁹ du panier de l'indice font apparaître des tendances systématiques,

⁵⁸Le principe du chaînage a été introduit en tant que tel dans les travaux économiques par Lehr (1885, p. 45–46) et Marshall (1887, p. 373). Les deux auteurs observent que le système de chaînage aplanirait les difficultés soulevées par l'introduction de nouveaux produits dans l'économie, ce qu'observe aussi Hill (1993, p. 388). C'est Fisher (1911, p. 203) qui a créé l'expression «système de chaînage».

⁵⁹Les ordinateurs, les matériels électroniques de tous types, l'accès à l'Internet et les tarifs des télécommunications sont autant d'exemples de tendance à la baisse accélérée des prix assortie d'une tendance à la hausse des quantités.

l'indice de Laspeyres à base fixe $P_L(p^0, p^t, q^0, q^t)$ peut être très différent de l'indice de Paasche à base fixe correspondant, $P_p(p^0, p^t, q^0, q^t)$ ⁶⁰. Cela signifie que les deux indices ne rendent probablement pas bien compte des variations des prix moyens sur la période considérée.

15.82 L'indice de quantités de Laspeyres à base fixe ne peut pas être utilisé éternellement : il arrive un moment où les quantités q^0 de la période de référence sont si éloignées des quantités q^t de la période en cours que la base doit être modifiée. Le chaînage est simplement le cas limite où, à chaque période, cette modification a lieu⁶¹.

15.83 Le système de chaînage a pour principal avantage de réduire, dans des conditions normales, l'écart entre les indices de Paasche et de Laspeyres⁶². Ces deux indices donnent chacun une perspective asymétrique de l'ampleur de la variation de prix survenue entre les deux périodes considérées, et l'on pourrait s'attendre à ce qu'une estimation ponctuelle de la variation globale des prix se situe entre ces deux estimations. C'est pourquoi l'utilisation d'un indice-chaîne de Paasche ou de Laspeyres donnera en général une différence plus faible entre les deux et, par conséquent, des estimations plus proches de la «vérité»⁶³.

15.84 Hill (1993, p. 388), s'appuyant sur les recherches de Szulc (1983) et sur ses propres travaux (Hill, 1988, p. 136–137), note qu'il n'est pas indiqué d'utiliser le système de chaînage en cas d'oscillation ou de «bouncing» des prix. Ce phénomène peut se produire dans le cadre de fluctuations saisonnières ordinaires ou dans un contexte de guerre des prix. Si l'on observe une relative monotonie des variations des prix et des quantités, toutefois, Hill (1993, p. 389) recommande l'utilisation d'indices-chaînes à pondérations symétriques (voir paragraphes 15.18 à 15.32). Les indices de Fisher et de Walsh sont des exemples d'indices à pondérations symétriques.

15.85 Il est possible d'être un peu plus précis quant aux conditions dans lesquelles on peut chaîner ou non. Fondamentalement, le chaînage est recommandé si les

prix et quantités se rapportant à deux périodes adjacentes sont *plus similaires* que les prix et quantités relatifs à des périodes plus distantes, puisque cette stratégie conduira alors à resserrer l'écart entre les indices de Paasche et de Laspeyres à chaque maillon de la chaîne⁶⁴. Il faut bien sûr disposer d'une mesure du degré de similarité des prix et des quantités se rapportant à deux périodes. Cette mesure peut être *relative* ou *absolue*. Dans le cas de comparaisons absolues, deux vecteurs de même dimension sont considérés comme similaires s'ils sont identiques, et «dissimilaires» dans le cas contraire. Dans le cas de comparaisons relatives, deux vecteurs sont similaires s'ils sont proportionnels et dissimilaires dans le cas contraire⁶⁵. Une fois la mesure de similarité définie, les prix et quantités de chaque période peuvent être comparés les uns aux autres en utilisant cette mesure, et un «arbre» ou sentier reliant toutes ces observations peut être construit afin que les observations les plus similaires soient comparées les unes aux autres à l'aide d'une formule d'indice bilatéral⁶⁶. Hill (1995) énonce que les structures

⁶⁴S'agissant de savoir s'il faut construire des indices à base fixe ou des indices-chaînes, Walsh tient pour acquis que toutes les formules d'indice bilatéral raisonnables gagneraient en précision pour peu que les deux périodes ou situations comparées soient plus similaires, et est donc favorable à l'utilisation d'indices-chaînes : «La véritable question est de savoir avec laquelle des deux options [indices à base fixe ou indices-chaînes] on a les meilleures chances d'obtenir les comparaisons les plus exactes. Il semble que la probabilité penche davantage en faveur de la seconde option; en effet, les conditions seront sans doute moins diverses entre deux périodes contiguës qu'entre deux périodes éloignées d'une cinquantaine d'années, par exemple» (Walsh (1901, p. 206)).

Walsh (1921a, p. 84–85) réaffirme par la suite sa préférence pour les indices-chaînes. Fisher utilise lui aussi l'idée selon laquelle le système chaînage ferait en général des comparaisons bilatérales entre données de prix et de quantités plus similaires, donc des comparaisons plus précises :

Les indices pour 1909 et 1910 (calculés tous deux sur la période 1867–1877) sont comparés l'un à l'autre. Mais la comparaison directe entre 1909 et 1910 donnerait un résultat différent et plus utile. Utiliser une base commune, c'est comme comparer les tailles relatives de deux hommes en mesurant la hauteur de chacun par rapport au sol, au lieu de les mettre à dos à dos et de mesurer directement la différence de niveau entre le sommet de leurs crânes respectifs (Fisher 1911, p. 204)).

Il semble donc souhaitable de comparer chaque année à la suivante, ou, en d'autres termes, de décider que chaque année servira d'année de référence pour la suivante. C'est la procédure recommandée par Marshall, Edgeworth et Flux. Elle résout largement le problème posé par les variations non uniformes des Q, car toutes les inégalités pour les années successives sont relativement faibles (Fisher 1911, p. 423–424).

⁶⁵(Diewert (2002b) adopte une approche axiomatique de la définition des divers indices de dissimilarité absolue et relative.)

⁶⁶Fisher (1922, p. 271–276) évoque la possibilité de recourir au chaînage spatial, c'est-à-dire de lier entre eux les pays de structure similaire. La recherche moderne a cependant progressé dans le sillage des travaux initiaux de Robert Hill (1995; 1999a; 1999b; 2001). Hill (1995) utilise l'écart entre les indices de prix de Paasche et de Laspeyres comme indicateur de similarité, et montre que ce critère donne les mêmes résultats qu'un critère fondé sur l'écart entre les indices de quantités de Paasche et de Laspeyres.

⁶⁰Notons que $P_L(p^0, p^t, q^0, q^t)$ sera égal à $P_p(p^0, p^t, q^0, q^t)$ soit si les deux vecteurs des quantités q^0 et q^t sont proportionnels, soit si les deux vecteurs des prix p^0 et p^t sont proportionnels. Pour obtenir une différence entre les indices de Paasche et de Laspeyres, il faut donc utiliser à la fois des prix et des quantités non proportionnels.

⁶¹Des fluctuations saisonnières régulières peuvent entraîner un phénomène de «bouncing» — pour reprendre le terme inventé par Szulc (1983, p. 548) — des données mensuelles ou trimestrielles et, si c'est le cas, le chaînage de ces données peut entraîner une forte «dérive» de l'indice; si, par exemple, les prix et les quantités retrouvent après 12 mois le niveau qu'ils avaient en un an plus tôt, un indice-chaîne mensuel ne reviendra pas en général à l'unité. Par conséquent, l'utilisation d'indices-chaînes pour les données mensuelles ou trimestrielles affectées d'un «bruit» n'est pas recommandée sans un examen préalable approfondi.

⁶²Voir Diewert (1978, p. 895) et Hill (1988; 1993, p. 387–388).

⁶³Cette observation sera illustrée par des données artificielles au chapitre 19.

de prix entre deux pays sont d'autant plus dissimilaires que l'écart entre P_L et P_P se creuse, c'est-à-dire d'autant plus dissimilaires que $\{P_L/P_P, P_L/P_P\}$ est grand. Le problème, avec cette mesure de la dissimilarité des structures de prix de deux pays, c'est qu'il est possible que $P_L = P_P$ (de sorte que la mesure de Hill enregistre alors un degré de similarité maximal), mais que p^0 pourrait être très différent de p^1 . Il faut donc procéder à une étude plus systématique des mesures de la similarité (ou dissimilarité) afin de choisir celle qui est la meilleure et pourrait être utilisée afin de construire l'algorithme d'arbre de Hill (1999a; 1999b; 2001) pour chaîner les observations.

15.86 La méthode de chaînage des observations expliquée au paragraphe précédent, qui repose sur la similarité des structures de prix et de quantités de deux observations données, ne représente pas forcément une option pratique pour les offices de statistique, car l'addition d'une nouvelle période oblige parfois à remettre en ordre les maillons précédents. La méthode «scientifique» de chaînage des observations présentée ci-dessus peut cependant aider à décider quelle méthode utiliser — chaînage ou indice à base fixe — pour procéder à des comparaisons d'un mois sur l'autre au cours d'une même année.

15.87 Certains théoriciens des indices se sont opposés au principe du chaînage en faisant valoir qu'il n'avait pas de contrepartie dans le contexte spatial :

Ils [les indices-chaînes] s'appliquent seulement aux comparaisons intertemporelles et, contrairement aux indices directs, ils ne sont pas applicables aux cas où il n'existe ni ordre naturel ni séquence. L'idée d'un indice-chaîne, par exemple, n'a donc pas de contrepartie dans les comparaisons interrégionales ou internationales, car les pays ne peuvent être classés en séquences «logiques» ou «naturelles» (il n'existe ni pays $k + 1$ ni pays $k - 1$ à comparer au pays k) (von der Lippe (2001, p. 12))⁶⁷.

Ce raisonnement est bien sûr correct, mais l'approche adoptée par Hill conduit à des raccordements spatiaux «naturels». L'application de la même méthode dans le cadre des séries temporelles conduirait à un ensemble de maillons entre des périodes qui pourraient ne pas correspondre à deux mois consécutifs, par exemple, mais justifiera dans bien des cas que l'on raccorde d'une année sur l'autre des données se rapportant au même mois. Nous reviendrons sur ce problème au chapitre 22.

15.88 Il est intéressant de voir s'il existe des formules d'indice donnant la même réponse, que l'on utilise la base fixe ou le système de chaînage. Si l'on compare la séquence des indices-chaînes définis par l'expression (15.75) aux indices à base fixe correspondants, il apparaît que nous obtenons la même réponse aux trois périodes lorsque la

formule d'indice P vérifie l'équation fonctionnelle suivante pour tous les vecteurs des prix et des quantités :

$$P(p^0, p^2, q^0, q^2) = P(p^0, p^1, q^0, q^1)P(p^1, p^2, q^1, q^2) \tag{15.77}$$

Si une formule d'indice P vérifie l'équation (15.77), P satisfait au *test de transitivité*⁶⁸.

15.89 Funke, Hacker et Voeller (1979) montrent que, si l'on suppose que la formule d'indice P possède certaines propriétés ou satisfait à certains tests en plus du test de transitivité susmentionné⁶⁹, P doit présenter la forme fonctionnelle suivante, énoncée initialement par Konüs et Byushgens⁷⁰ (1926, p. 163–166)⁷¹ :

$$P_{KB}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{\alpha_i} \tag{15.78}$$

où les n constantes α_i satisfont aux restrictions suivantes :

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \text{ et } \alpha_i > 0 \text{ pour } i = 1, \dots, n \tag{15.79}$$

Par conséquent, dans des conditions de régularité très précieuses, le seul indice des prix qui satisfasse au test de transitivité est la moyenne géométrique pondérée de tous les rapports de prix, les pondérations restant constantes dans le temps.

15.90 Lorsque les pondérations α_i sont toutes les mêmes, on obtient un cas particulier intéressant de la famille d'indices définie par l'équation (15.78). Dans cette hypothèse, en effet, P_{KB} se réduit à l'indice de Jevons (1865) :

⁶⁸C'est le nom que Fisher a donné à ce test (1922, p. 413), dont le concept a été créé par Westergaard (1890, p. 218–219).

⁶⁹Les autres tests auxquels il est fait référence sont : i) les tests de positivité et de continuité de $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ pour tous les vecteurs des prix et des quantités strictement positifs p^0, p^1, q^0, q^1 ; ii) le test d'identité; iii) le test de commensurabilité; iv) le test selon lequel $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est positivement homogène de degré un dans les composantes de p^1 ; et v) le test selon lequel $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est positivement homogène de degré zéro dans les composantes de q^1 .

⁷⁰Konüs et Byushgens montrent que l'indice défini par l'équation (15.78) est exact quand les préférences peuvent être représentées par une fonction de Cobb-Douglas (1928); voir aussi Pollak (1983, p. 119–120). Le concept de formule d'indice exact est expliqué au chapitre 17.

⁷¹Le résultat de l'équation (15.78) peut être calculé en utilisant les résultats de Eichhorn (1978, p. 167–168) et de Vogt and Barta (1997, p. 47). Balk (1995) en donne une preuve simple. Ce résultat vient confirmer l'intuition d'Irving Fisher (1922, p. 274) selon lequel «les seules formules qui se conforment parfaitement au test de sécurité sont les indices à pondérations constantes...». Fisher (1922, p. 275) ajoute cependant : «Mais il est clair que l'idée de pondération constante n'est pas correcte sur le plan théorique. Si nous comparons 1913 à 1914, nous avons besoin d'un ensemble de pondérations; si nous comparons 1913 à 1915, nous avons besoin, théoriquement du moins, d'un autre ensemble de pondérations. ... De même, si l'on passe du temps à l'espace, l'indice à utiliser pour comparer les États-Unis à l'Angleterre suppose un autre ensemble de pondérations, et l'indice à utiliser pour comparer les États-Unis à la France en requiert aussi un autre, du moins en théorie».

⁶⁷On notera que von der Lippe (2001, p. 56–58) critique avec vigueur tous les tests d'indice reposant sur la symétrie dans le contexte des séries temporelles, bien qu'il soit prêt à accepter cette symétrie dans le contexte des comparaisons internationales. «Mais il existe de bonnes raisons de ne pas insister sur de tels critères dans le cadre *intertemporel*. S'il n'y a pas symétrie entre 0 et t , à quoi bon intervertir 0 et t » (von der Lippe (2001, p. 58)).

$$P_J(p^0, p^1, q^0, q^1) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{\frac{1}{n}} \quad (15.80)$$

15.91 Le problème, avec les indices définis par Konüs et Byushgens et par Jevons, c'est que les rapports de prix p_i^1/p_i^0 ont des pondérations (α_i ou $1/n$) indépendantes de l'importance économique du produit i dans les deux périodes considérées. Autrement dit, ces pondérations de prix ne dépendent ni des quantités de produit i consommées, ni des dépenses consacrées au produit i durant les deux périodes. Ces indices ne sont donc pas réellement utilisables par les offices de statistique à des niveaux d'agrégation plus élevés, lorsqu'on dispose d'informations sur les parts de dépenses.

15.92 Les résultats ci-dessus montrent qu'il n'est pas utile de demander que l'indice des prix P satisfasse *exactement* au test de transitivité. Il n'en demeure pas moins intéressant de trouver des formules d'indice qui satisfont à ce test avec un certain degré d'approximation, car, en les utilisant, on obtiendra des mesures plus ou moins identiques des variations globales des prix, que l'on choisisse des indices-chaînes ou des indices à base fixe. Fisher (1922, p. 284) trouve que les écarts par rapport à la transitivité sont assez faibles, quand on utilise son ensemble de données et son indice des prix idéal P_F défini par l'équation (15.12). Il apparaît que ce degré de correspondance relativement élevé entre un indice à base fixe et un indice-chaîne reste valable pour d'autres formules à pondérations symétriques, telles que l'indice de Walsh P_W défini par l'équation (15.19)⁷². Dans la plupart des applications de la théorie des indices aux séries temporelles où l'année de référence des indices à base fixe est modifiée tous les cinq ans environ, le fait que l'office de statistique utilise un indice à base fixe ou un indice-chaîne n'a guère d'importance, du moment que l'on emploie une formule à pondérations symétriques⁷³. Le choix entre indice à base fixe ou indice-chaîne dépendra bien sûr de la longueur de la série temporelle considérée et du degré de variation des prix et des quantités d'une période à l'autre. Plus les prix et les quantités enregistrent d'amples fluctuations (plutôt que des tendances régulières), moins il y a de correspondance⁷⁴.

⁷²Voir, par exemple, Diewert (1978, p. 894). Walsh (1901, pages 424 et 429) trouve que ses trois formules préférées donnent toutes des résultats très proches, comme le fait l'indice idéal de Fisher pour son ensemble de données artificielles.

⁷³Plus précisément, la plupart des indices superlatifs (qui reposent sur les pondérations symétriques) satisferont aux tests de transitivité avec un degré d'approximation élevé dans le cadre des séries temporelles. Pour une définition des indices superlatifs, voir le chapitre 17. Il est bon de souligner que les indices à base fixe de Paasche et de Laspeyres risquent sans doute de diverger considérablement sur une période de cinq ans si les ordinateurs (ou tout autre produit dont les prix et les quantités affichent des tendances très différentes de celles des autres produits) sont inclus dans la valeur globale considérée (voir le chapitre 19 pour certains éléments de preuve « empiriques » sur ce sujet).

⁷⁴Voir à nouveau Szulc (1983) et Hill (1988).

15.93 Il est possible de donner une explication théorique au fait que les formules d'indice à pondérations symétriques satisfont de façon approximative au test de transitivité. L'indice de Törnqvist P_T est une autre formule à pondérations symétriques⁷⁵. Le logarithme naturel de cet indice est défini comme suit :

$$\ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (s_i^0 + s_i^1) \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad (15.81)$$

où les parts de dépenses pour la période t , s_i^t , sont définies par l'équation (15.7). Alterman, Diewert et Feenstra (1999, p. 61) montrent que si les logarithmes des rapports de prix $\ln(p_i^t/p_i^{t-1})$ suivent une tendance linéaire avec le temps t , et s'il en va de même pour les parts de dépenses s_i^t , l'indice de Törnqvist P_T satisfera exactement au test de transitivité⁷⁶. Comme de nombreuses séries temporelles économiques sur les prix et les quantités satisfont de façon approximative à ces hypothèses, l'indice de Törnqvist P_T satisfera de façon approximative au test de transitivité. Ainsi qu'on peut le voir au chapitre 19, l'indice de Törnqvist donne en général une approximation étroite des indices à pondérations symétriques de Fisher et de Walsh, de sorte que, pour de nombreuses séries temporelles économiques (aux tendances régulières), ces trois indices à pondérations symétriques satisferont au test de transitivité avec un degré d'approximation suffisamment élevé pour que le choix d'un indice de base fixe ou d'un indice-chaîne soit sans importance.

15.94 Walsh (1901, p. 401; 1921a, p. 98; 1921b, p. 540) introduit une variante utile du test de transitivité, sous la forme suivante :

$$1 = P(p^0, p^1, q^0, q^1) P(p^1, p^2, q^1, q^2) \dots P(p^T, p^0, q^T, q^0) \quad (15.82)$$

Ce test répond au motif suivant : utiliser la formule d'indice bilatéral $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ pour calculer la variation des prix de la période 0 à la période 1, utiliser la même formule évaluée à partir des données correspondant aux périodes 1 et 2, $P(p^1, p^2, q^1, q^2)$, pour calculer la variation des prix de la période 1 à la période 2, ..., utiliser $P(p^{T-1}, p^T, q^{T-1}, q^T)$ pour calculer la variation des prix de la période $T-1$ à la période T , introduire une période artificielle $T+1$ qui reprend exactement le prix et la quantité de la période initiale 0 et utiliser $P(p^T, p^0, q^T, q^0)$ pour calculer la variation des prix de la période T à la période 0. Enfin, faire le produit de tous ces indices.

⁷⁵Cette formule a été introduite implicitement dans Törnqvist (1936) et définie explicitement dans Törnqvist and Törnqvist (1937).

⁷⁶Ce résultat peut être étendu au cas où les variations mensuelles des prix sont proportionnelles, et où les parts de dépenses affichent des effets saisonniers constants qui s'ajoutent aux tendances linéaires; voir Alterman, Diewert, and Feenstra (1999, p. 65).

Étant donné que nous voilà revenus à notre point de départ, ce produit devrait dans l'idéal être égal à un. Dievert (1993a, p. 40) qualifie ce test de *test d'identité multipériodes*⁷⁷. On notera que, si $T = 2$ (de sorte que le nombre total de périodes est égal à trois), le test de Walsh se réduit au test de réversibilité temporelle de Fisher (1921, p. 534; 1922, p. 64)⁷⁸.

15.95 Walsh (1901, p. 423–433) montre comment ce test de transitivité pourrait être utilisé pour estimer dans quelle mesure une formule d'indice bilatéral est «bonne». Pour ce faire, il invente des données artificielles pour les prix et les quantités de cinq périodes, et en ajoute une sixième qui reprend les données de la première période. Walsh évalue ensuite le membre de droite de l'équation (15.82) pour diverses formules, $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$, et détermine à quel point les résultats obtenus diffèrent de l'unité. Ses «meilleures» formules donnent des produits proches de l'unité⁷⁹.

⁷⁷Walsh (1921a, p. 98) a parlé de *test de circularité*, mais, puisque Fisher a utilisé lui aussi cette expression pour décrire son test de transitivité selon la définition donnée par l'équation (15.77), il semble préférable de s'en tenir à la terminologie de Fisher, bien établie dans les travaux des économistes. (Note du réviseur : toutefois la version française gardera la terminologie française et utilisera le mot transitivité).

⁷⁸Walsh (1921b, p. 540–541) note que le test de réversibilité temporelle est un cas particulier de son test de transitivité.

⁷⁹Il s'agit, fondamentalement, d'une variante de la méthodologie que Fisher (1922, p. 284) utilise pour vérifier dans quelle mesure les diverses formules correspondent à sa version du test de transitivité.

15.96 Le même cadre est souvent utilisé pour évaluer l'efficacité des indices-chaînes par rapport à leurs contreparties directes. Si le membre de droite de l'équation (15.82) se révèle différent de l'unité, les indices-chaînes accusent une «dérive» spécifique. Si une formule est affectée d'une telle dérive, il est parfois recommandé d'utiliser des indices à base fixe plutôt que des indices-chaînes. Cependant, si cet avis était suivi, il aboutirait *toujours* à l'adoption d'indices à base fixe, pour autant que la formule d'indice bilatéral satisfasse au test d'identité, $P(p^0, p^0, q^0, q^0) = 1$. Il n'est pas recommandé, par conséquent, d'utiliser le test de transitivité de Walsh pour décider s'il y a lieu de calculer un indice à base fixe ou un indice-chaîne. Il est juste d'utiliser le test de transitivité de Walsh, ainsi qu'il l'a lui-même utilisé initialement, comme une méthode approximative permettant de juger dans quelle mesure une formule d'indice est «bonne». Pour décider s'il vaut mieux recourir au chaînage ou utiliser un indice à base fixe, il faut voir à quel point les observations comparées sont similaires et choisir la méthode qui assurera le meilleur raccordement des observations les plus similaires.

15.97 Nous avons introduit dans ce chapitre un certain nombre de propriétés qu'une formule d'indice pourrait posséder, ou d'axiomes ou tests auxquels elle pourrait satisfaire. L'approche de la théorie des indices par les tests est étudiée de façon plus systématique au chapitre suivant.

Appendice 15.1 Relation entre les indices de Paasche et de Laspeyres

1. Reprenons les notations utilisées aux paragraphes 15.11 à 15.17. Définissons le i ème prix relatif ou rapport de prix, r_i , et le i ème rapport de quantité, t_i , comme suit :

$$r_i = \frac{p_i^1}{p_i^0}; t_i = \frac{q_i^1}{q_i^0}; \quad i = 1, \dots, n \quad (\text{A15.1.1})$$

En utilisant la formule (15.8) de l'indice de prix de Laspeyres P_L et les définitions (A15.1.1), nous obtenons :

$$P_L = \sum_{i=1}^n r_i s_i^0 = r^* \quad (\text{A15.1.2})$$

c'est-à-dire que nous définissons le rapport de prix «moyen» r^* comme la moyenne des rapports de prix, r_i , pondérée par les parts de dépenses de la période de référence.

2. En utilisant la formule (15.6) pour l'indice de prix de Paasche P_P , nous obtenons :

$$P_P = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{m=1}^n p_m^0 q_m^1} = \frac{\sum_{i=1}^n r_i t_i p_i^0 q_i^0}{\sum_{m=1}^n t_m p_m^0 q_m^0} \quad \text{en utilisant les définitions} \quad (\text{A15.1.1})$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n r_i t_i s_i^0}{\sum_{m=1}^n t_m s_m^0} = \left\{ \frac{1}{\sum_{m=1}^n t_m s_m^0} \sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0 \right\} + r^*$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n r_i t_i s_i^0}{\sum_{m=1}^n t_m s_m^0} = \left\{ \frac{1}{\sum_{m=1}^n t_m s_m^0} \sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0 \right\} + r^* \quad (\text{A15.1.3})$$

en utilisant (A15.1.2) ainsi que $\sum_{i=1}^n s_i^0 = 1$, et définissant le rapport de quantité «moyen» t^* comme suit

$$t^* = \sum_{i=1}^n t_i s_i^0 = Q_L \quad (\text{A15.1.4})$$

où la dernière égalité suit, en utilisant l'équation (15.11), la définition de l'indice de quantités de Laspeyres Q_L .

3. En prenant la différence entre P_P et P_L , et en utilisant les équations (A15.1.2)–(A15.1.4), on obtient :

$$P_P - P_L = \frac{1}{Q_L} \sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0 \quad (\text{A15.1.5})$$

Soit maintenant r et t , deux variables aléatoires discrètes prenant respectivement les n valeurs r_i et t_i . Soit aussi s_i^0 la probabilité conjointe que $r = r_i$ et $t = t_i$ pour $i = 1, \dots, n$ et posons que cette probabilité conjointe est égale à 0 si $r = r_i$ et $t = t_j$ lorsque $i \neq j$. On peut vérifier que la somme $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*)(t_i - t^*) s_i^0$ du membre de droite de l'équation (A15.1.5) est la covariance entre les rapports de prix, r_i , et les rapports de quantités correspondants, t_i . Cette covariance peut être convertie en un coefficient de corrélation⁸⁰. Si elle est négative, ce qui est d'ordinaire le cas en ce qui concerne les consommateurs, P_P sera inférieur à P_L .

⁸⁰Pour la première application de cette technique de décomposition du coefficient de corrélation, voir Bortkiewicz (1923, p. 374–375).

Appendice 15.2 Relation entre les indices de Lowe et de Laspeyres

1. Reprenons les notations utilisées aux paragraphes 15.33 à 15.48. Définissons le i ème rapport de prix liant le prix d'un produit i du mois t au mois 0, r_i , et le i ème rapport de quantité t_i liant la quantité d'un produit i dans l'année de référence b au mois 0, t_i , comme suit :

$$r_i = \frac{p_i^t}{p_i^0}; \quad t_i \equiv \frac{q_i^b}{q_i^0} \quad i = 1, \dots, n. \quad (\text{A15.2.1})$$

De même que dans l'appendice A15.1, l'indice de prix de Laspeyres $P_L(p^0, p^t, q^0)$ peut être défini comme r^* , moyenne pondérée par les parts de dépenses au mois 0 des différents rapports de prix r_i définis par l'équation (A15.2.1), si ce n'est que le prix pour le mois t , p_i^t , remplace maintenant le prix pour la période 1, p_i^1 , dans la définition du i ème rapport de prix r_i :

$$r^* = \sum_{i=1}^n r_i s_i^0 = P_L \quad (\text{A15.2.2})$$

2. Le rapport de quantité «moyen» t^* liant les quantités de l'année de référence b à celles du mois 0 est défini comme la moyenne, pondérée par les parts de dépenses du mois 0, des différents rapports de quantités t_i définis par l'équation (A15.2.1) :

$$t^* = \sum_{i=1}^n t_i s_i^0 = Q_L \quad (\text{A15.2.3})$$

où $Q_L = Q_L(q^0, q^b, p^0)$ est l'indice de quantités de Laspeyres liant les quantités du mois 0, q^0 , à celles de l'année b , q^b , en utilisant comme pondérations les prix du mois 0, p^0 .

3. Selon la définition (15.26), l'indice de Lowe comparant les prix du mois t à ceux du mois 0, en utilisant les pondérations de quantités de l'année de référence b , est égal à :

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t t_i q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 t_i q_i^0} \quad \text{en utilisant (A15.2.1)}$$

$$= \frac{\left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^t t_i q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right) \left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 t_i q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right)^{-1}}{\left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right)} \quad \text{en utilisant (A15.2.3)}$$

$$= \frac{\left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right) t_i p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \Bigg/ t^*$$

$$= \frac{\left(\frac{\sum_{i=1}^n r_i t_i p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right)}{t^*}$$

$$= \frac{\left(\frac{\sum_{i=1}^n r_i t_i p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right)}{t^*} \quad \text{en utilisant (A15.2.1)}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n r_i t_i s_i^0}{t^*} = \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) t_i s_i^0}{t^*} + \frac{\sum_{i=1}^n r^* t_i s_i^0}{t^*}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) t_i s_i^0}{t^*} + \frac{r^* \left[\sum_{i=1}^n t_i s_i^0 \right]}{t^*}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) t_i s_i^0}{t^*} + \frac{r^* [t^*]}{t^*} \quad \text{en utilisant (A15.2.3)}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0}{t^*} + \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) t^* s_i^0}{t^*} + r^*$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0}{t^*} + \frac{t^* \left[\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) s_i^0 \right]}{t^*} + r^*$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0}{t^*} + r^* \quad \text{puisque } \sum_{i=1}^n r_i s_i^0 = r^*$$

$$= P_L(p^0, p^t, q^0) + \frac{\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0}{Q_L(q^0, q^b, p^0)} \quad (\text{A15.2.4})$$

étant donné qu'en utilisant (A15.2.2), r^* est égal à l'indice de prix de Laspeyres, $P_L(p^0, p^t, q^0)$, et qu'en utilisant (A15.2.3), t^* est égal à l'indice de quantités de Laspeyres, $Q_L(q^0, q^b, p^0)$. L'équation (A15.2.4) nous indique par conséquent que l'indice de prix de Lowe utilisant les quantités de l'année b comme pondérations, $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, est égal à l'indice de Laspeyres ordinaire utilisant les quantités du mois 0 comme pondérations, $P_L(p^0, p^t, q^0)$, plus un terme de covariance $\sum_{i=1}^n (r_i - r^*) (t_i - t^*) s_i^0$ entre les rapports de prix $r_i = p_i^t/p_i^0$ et les rapports de quantités $t_i = q_i^b/q_i^0$, divisé par l'indice de quantités de Laspeyres $Q_L(q^0, q^b, p^0)$ entre le mois zéro 0 et l'année de référence b .

Appendice 15.3 Relation entre l'indice de Young et son indice réciproque

1. Reprenons l'indice de Young direct, $P_Y(p^0, p^t, s^b)$, défini par l'équation (15.48), et l'indice réciproque, $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$, défini par l'équation n (15.52). Définissons le ième rapport de prix entre les mois 0 et t comme suit,

$$r_i = p_i^t / p_i^0 \quad i=1, \dots, n \quad (\text{A15.3.1})$$

et la moyenne pondérée (utilisant les pondérations de l'année de référence s_i^b) des r_i comme suit,

$$r^* = \sum_{i=1}^n s_i^b r_i \quad (\text{A15.3.2})$$

ce qui donne un résultat égal à l'indice de Young direct, $P_Y(p^0, p^t, s^b)$. Définissons l'écart e_i des r_i par rapport à leur moyenne pondérée r^* à l'aide des équations suivantes :

$$r_i = r^* (1 + e_i) \quad i=1, \dots, n \quad (\text{A15.3.3})$$

Si l'on remplace r_i dans l'équation (A15.3.2) par sa définition dans l'équation (A15.3.3), on obtient l'équation suivante :

$$\begin{aligned} r^* &= \sum_{i=1}^n s_i^b r^* (1 + e_i) \\ &= r^* + r^* \sum_{i=1}^n s_i^b e_i \quad \text{ya que } \sum_{i=1}^n s_i^b = 1 \end{aligned} \quad (\text{A15.3.4})$$

$$e^* = \sum_{i=1}^n s_i^b e_i = 0 \quad (\text{A15.3.5})$$

La moyenne pondérée e^* des écarts e_i est donc égale à 0.

2. L'indice de Young direct, $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ et l'indice réciproque, $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$, peuvent être écrits sous forme de fonctions de r^* , des pondérations s_i^b et des écarts des rapports de prix e_i , de la manière suivante :

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) = r^* \quad (\text{A15.3.6})$$

$$\begin{aligned} P_Y^*(p^0, p^t, s^b) &= \left[\sum_{i=1}^n s_i^b \{r^* (1 + e_i)\}^{-1} \right]^{-1} \\ &= r^* \left[\sum_{i=1}^n s_i^b (1 + e_i)^{-1} \right]^{-1} \end{aligned} \quad (\text{A15.3.7})$$

3. Considérons maintenant $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$ comme une fonction du vecteur des écarts, $e = [e_1, \dots, e_n]$, disons $P_Y^*(e)$. L'approximation de second ordre par une série de Taylor de $P_Y^*(e)$ autour du point $e = 0_n$ est donnée par l'expression suivante⁸¹ :

$$\begin{aligned} P_Y^*(e) &\approx r^* + r^* \sum_{i=1}^n s_i^b e_i + r^* \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n s_i^b s_j^b e_i e_j - r^* \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i]^2 \\ &= r^* + r^* 0 + r^* \sum_{i=1}^n s_i^b \left[\sum_{j=1}^n s_j^b e_j \right] e_i - r^* \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i - e^*]^2 \end{aligned}$$

en utilisant (A15.3.5)

$$= r^* + r^* \sum_{i=1}^n s_i^b [0] e_i - r^* \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i - e^*]^2$$

en utilisant (A15.3.5)

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) - P_Y(p^0, p^t, s^b) \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i - e^*]^2$$

en utilisant (A15.3.6)

$$= P_Y(p^0, p^t, s^b) - P_Y(p^0, p^t, s^b) \text{Var } e \quad (\text{A15.3.8})$$

où la variance pondérée de l'échantillon du vecteur e des écarts de prix est définie par

$$\text{Var } e = \sum_{i=1}^n s_i^b [e_i - e^*]^2 \quad (\text{A15.3.9})$$

4. En réarrangeant l'équation (A15.3.8), on obtient la relation approximative suivante entre l'indice de Young direct $P_Y(p^0, p^t, s^b)$ et l'indice réciproque, $P_Y^*(p^0, p^t, s^b)$, avec le degré de précision d'une approximation de second ordre par une série de Taylor autour du point où le vecteur des prix du mois t est proportionnel au vecteur des prix du mois 0 :

$$(\text{A15.3.10})$$

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \approx P_Y^*(p^0, p^t, s^b) + P_Y(p^0, p^t, s^b) \text{Var } e$$

Avec le degré de précision d'une approximation de second ordre, l'indice de Young direct sera donc supérieur à l'indice réciproque d'un terme égal à l'indice de Young direct multiplié par la variance pondérée des écarts des rapports de prix par rapport à leur moyenne pondérée. Par conséquent, plus la dispersion des rapports de prix sera grande, plus l'indice de Young direct dépassera l'indice réciproque.

⁸¹Ce type d'approximation de second ordre est attribuable à Dalén (1992; p. 143) pour le cas où $r^* = 1$, et à Diewert (1995a, p. 29) pour le cas d'un r^* général.

Appendice 15.4 Relation entre la méthode de Divisia et l'approche économique

1. L'approche de la théorie des indices adoptée par Divisia repose sur la théorie de la différenciation. Elle ne semble donc pas avoir de lien avec la théorie économique. Cependant, Ville (1946) et un certain nombre d'autres économistes après lui⁸² ont établi que les indices de prix et de quantités de Divisia ont *en fait* un lien avec l'approche économique de la théorie des indices. C'est ce lien qui est présenté dans cet appendice.

2. Rappelons d'abord les grandes lignes de l'approche économique de la détermination des niveaux des prix et des quantités. L'approche économique particulière utilisée ici est celle de Shephard (1953; 1970), Samuelson (1953) et Samuelson et Swamy (1974).

3. On suppose que «le» consommateur a des *préférences* bien définies au sujet de différentes combinaisons de n produits de consommation ou produits élémentaires. Chacune de ces combinaisons peut être représentée par un vecteur positif $q = [q_1, \dots, q_n]$. Nous posons en hypothèse que les préférences des consommateurs pour les divers vecteurs de consommation possibles q peuvent être représentées par une fonction d'utilité f continue, non décroissante et concave. Nous faisons aussi l'hypothèse que le consommateur réduit au minimum les coûts supportés pour atteindre le niveau d'utilité de la période t , $u^t = f(q^t)$, durant les périodes $t = 0, 1, \dots, T$. On suppose par conséquent que le vecteur de consommation q^t observé pour la période t résout le problème suivant de minimisation du coût pour la période t :

$$\begin{aligned} C(u^t, p^t) &= \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^t q_i : f(q) = u^t = f(q^t) \right\} \\ &= \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t; \quad t = 0, 1, \dots, T \end{aligned} \quad (\text{A15.4.1})$$

Le vecteur des prix pour la période t pour les n produits considérés auquel le consommateur est confronté est p^t . Notons que la solution du problème de minimisation du coût ou des dépenses pour la période t définit la *fonction de coût du consommateur*, $C(u^t, p^t)$.

4. Une condition de régularité supplémentaire est imposée à la fonction d'utilité du consommateur f . On suppose que f est (positivement) homogène linéaire pour des vecteurs des quantités strictement positifs. Dans cette hypothèse, la fonction des dépenses ou de coût du consommateur, $C(u, p)$, se décompose en $uc(p)$ où $c(p)$ est la fonction de coût unitaire du consommateur⁸³. On obtient alors l'équation suivante

$$\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t = c(p^t) f(q^t) \quad \text{pour } t = 0, 1, \dots, T \quad (\text{A15.4.2})$$

⁸²Voir par exemple Malmquist (1953, p. 227), Wold (1953, p. 134–147), Solow (1957), Jorgenson and Griliches (1967) et Hulten (1973); on se reportera aussi à Balk (2000a) pour une analyse récente des travaux sur les indices de prix et de quantités de Divisia.

⁸³Pour de plus amples informations sur les fonctions de coût unitaire, voir Diewert (1993b, p.120–121). Cette question est abordée également au chapitre 17.

Les dépenses totales consacrées aux n produits de l'agrégat durant la période t , $\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t$, se décomposent en un produit de deux termes, $c(p^t)$ et $f(q^t)$. Le coût unitaire pour la période $c(p^t)$, peut être identifié comme le niveau des prix P^t dans la période t , et le niveau d'utilité $f(q^t)$ dans la période t peut être identifié comme le niveau des quantités dans la période t , Q^t .

5. Le niveau économique des prix pour la période t , $P^t = c(p^t)$, défini au paragraphe précédent est lié maintenant au niveau des prix de Divisia pour la période t , $P(t)$, défini implicitement par l'équation différentielle (15.67). Comme aux paragraphes 15.65 à 15.71, supposons que les prix sont des fonctions continues et dérivables du temps, disons $p_i(t)$, pour $i = 1, \dots, n$. La fonction de coût unitaire peut donc être considérée elle aussi comme une fonction du temps t ; autrement dit, définissons la fonction de coût unitaire comme une fonction de t de la façon suivante

$$c^*(t) = c[p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] \quad (\text{A15.4.3})$$

6. En supposant que les dérivées partielles d'ordre un de la fonction de coût unitaire $c(p)$ existent, on calcule la dérivée logarithmique de $c^*(t)$ comme suit :

$$\begin{aligned} \frac{d \ln c^*(t)}{dt} &= \frac{1}{c^*(t)} \frac{dc^*(t)}{dt} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n c_i [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] p_i'(t)}{c[p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)]} \end{aligned} \quad (\text{A15.4.4})$$

où $c_i [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] = \partial c [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] / \partial p_i$ est la dérivée partielle de la fonction de coût unitaire par rapport au i ème prix, p_i et $p_i'(t) = dp_i(t)/dt$ est la dérivée de la i ème fonction des prix par rapport au temps, $p_i(t)$. En utilisant le lemme de Shephard (1953, p. 11), la demande du produit i minimisant le coût pour le consommateur à la période t est :

$$q_i(t) = u(t) c_i [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] \quad \text{pour } i = 1, \dots, n \quad (\text{A15.4.5})$$

où le niveau d'utilité à la période t est $u(t) = f[q_1(t), q_2(t), \dots, q_n(t)]$. La contrepartie temporelle continue des équations (A15.4.2) est que les dépenses totales à la période t sont égales au coût total à la période t , lequel est égal au niveau d'utilité, $u(t)$, multiplié par le coût unitaire à la période t , $c^*(t)$:

$$\sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t) = u(t) c^*(t) = u(t) c [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] \quad (\text{A15.4.6})$$

7. La dérivée logarithmique du niveau des prix de Divisia $P(t)$ peut s'écrire de la façon suivante, en reprenant l'équation (15.67) :

$$\begin{aligned} \frac{P'(t)}{P(t)} &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i'(t) q_i(t)}{\sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i'(t) q_i(t)}{u(t) c^*(t)} \quad \text{en utilisant (A15.4.6)} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i'(t) \{u(t) c [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)]\}}{u(t) c^*(t)} \quad \text{en utilisant (A15.4.5)} \end{aligned}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^n c_i [p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)] p_i'(t)}{c^*(t)} = \frac{1}{c^*(t)} \frac{dc^*(t)}{dt}$$

en utilisant (A15.4.4)

$$= \frac{c^{*'}(t)}{c^*(t)} \quad (\text{A15.4.7})$$

Par conséquent, dans le cadre des hypothèses susmentionnées de minimisation des coûts en temps continu, le niveau des prix de Divisia, $P(t)$, est essentiellement égal à la fonction de coût unitaire évaluée aux prix de la période t , $c^*(t) = c[p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)]$.

8. Si l'on pose que le niveau des prix de Divisia $P(t)$ est égal à la fonction de coût unitaire $c^*(t) = c[p_1(t), p_2(t), \dots, p_n(t)]$, il découle de l'équation (A15.4.2) que le niveau des quantités de Divisia $Q(t)$ défini par l'équation (15.68) sera égal à la fonction d'utilité du consommateur considérée comme une fonction du temps, $f^*(t) = f[q_1(t), \dots, q_n(t)]$. En conséquence, dans l'hypothèse où le consommateur minimise continuellement le coût à supporter pour atteindre un niveau

d'utilité donné auquel la fonction d'utilité ou de préférence est linéaire homogène, il est démontré que les niveaux des prix et des quantités de Divisia, $P(t)$ et $Q(t)$, définis implicitement par les équations différentielles (15.67) et (15.68), sont essentiellement égaux à la fonction de coût unitaire $c^*(t)$ et à la fonction d'utilité $f^*(t)$, du consommateur, respectivement⁸⁴. Ce sont là des égalités plutôt remarquables, car en principe, étant donné les fonctions temporelles $p_i(t)$ et $q_i(t)$, les équations différentielles qui définissent les indices de prix et de quantités de Divisia peuvent être résolues numériquement et, de ce fait, $P(t)$ et $Q(t)$ sont en principe observables (à certaines constantes de normalisation près).

9. Pour de plus amples informations sur l'approche de la théorie des indices par Divisia, voir Vogt (1977; 1978) and Balk (2000a). On trouvera une approche alternative fondée sur les intégrales linéaires dans *Producer Price Index Manual* (IMF et al., 2004), à paraître.

⁸⁴De toute évidence, l'échelle des fonctions d'utilité et de coût n'est pas déterminée uniquement par les équations différentielles (15.62) et (15.63).

APPROCHES AXIOMATIQUES ET STOCHASTIQUES DE LA THÉORIE DES INDICES 16

Introduction

16.1 Comme nous l'avons vu au chapitre 15, il est utile de pouvoir évaluer les diverses formules d'indice qui ont été proposées en fonction de leurs propriétés. S'il apparaissait que l'une de ces formules possède des propriétés non souhaitables, cela jetterait un doute sur l'utilité qu'elle pourrait présenter, en tant qu'indice-cible, pour un office de statistique. L'analyse des propriétés mathématiques des formules d'indice débouche sur l'*approche par les tests, ou approche axiomatique, de la théorie des indices*, qui consiste à proposer des propriétés souhaitables d'une formule d'indice, puis à déterminer s'il existe des formules qui possèdent ces propriétés ou satisfont à ces tests. Dans l'idéal, les tests proposés doivent à la fois correspondre à des propriétés souhaitables et déterminer complètement la forme fonctionnelle de la formule.

16.2 L'approche axiomatique de la théorie des indices suppose des choix à deux niveaux. Il faut en effet

- déterminer le cadre de l'indice,
- et décider, une fois ce cadre arrêté, quels tests ou quelles propriétés doivent être imposés à l'indice.

Le second point va de soi : les statisticiens peuvent avoir des idées différentes sur l'importance relative des différents tests, et les diverses séries d'axiomes possibles peuvent conduire à diverses «meilleures» formes fonctionnelles d'indice. C'est un point qu'il faudra garder à l'esprit tout au long du présent chapitre, car il n'y a pas de consensus universel sur la «meilleure» série d'axiomes «raisonnables». L'approche axiomatique peut donc déboucher sur plus d'une meilleure formule d'indice.

16.3 Le premier point appelle en revanche un examen plus approfondi. Au chapitre précédent, l'accent a été mis pour l'essentiel sur la *théorie des indices bilatéraux*; autrement dit, on a posé en hypothèse que les prix et quantités des mêmes n produits étaient donnés pour deux périodes et que la formule d'indice avait pour objet de comparer le niveau global des prix dans les deux périodes. Dans ce cadre, les deux séries de vecteurs des prix et des quantités étaient considérés comme des variables que l'on pouvait faire évoluer indépendamment de telle sorte que, par exemple, les variations des prix d'une période n'influent pas sur les prix de l'autre période ou sur les quantités de l'une ou l'autre période. L'accent était mis sur la comparaison du coût total d'un panier fixe de quantités dans les deux pé-

riodes, ou sur les moyennes de tels indices de panier-type. C'est un exemple de cadre d'indice.

16.4 D'autres cadres d'indice sont cependant possibles. Ainsi, au lieu de décomposer un ratio de valeurs en un terme représentant la variation des prix entre les deux périodes multiplié par un autre terme représentant la variation des quantités, on peut essayer de décomposer un agrégat en valeur pour une période en un nombre unique représentant le niveau des prix dans la période multiplié par un autre nombre représentant le niveau des quantités dans la période. Dans la première variante de cette approche, l'indice des prix est supposé être une fonction des n prix des produits se rapportant à cet agrégat dans la période considérée, et l'indice des quantités est supposé être une fonction des n quantités des produits se rapportant à l'agrégat dans cette même période. La fonction d'indice de prix qui en résulte est qualifiée d'*indice absolu* par Frisch (1930, p. 397), de *niveau des prix* par Eichhorn (1978, p. 141) et d'*indice des prix unilatéral* par Anderson, Jones et Nesmith (1997, p. 75). Dans une seconde variante de cette approche, on laisse les fonctions de prix et de quantité dépendre à la fois des vecteurs des prix et des quantités se rapportant à la période considérée¹. Ces deux variantes de la théorie des indices unilatéraux seront examinées aux paragraphes 16.11 à 16.29².

16.5 Les autres approches évoquées dans ce chapitre sont très largement des approches bilatérales, ce qui veut dire que les prix et quantités d'un agrégat sont comparées pour deux périodes. Aux paragraphes 16.30 à 16.73 et 16.94 à 16.129, l'approche adoptée est celle de la décomposition d'un rapport de valeurs³. Aux paragraphes 16.30 à 16.73, les indices des prix et des quantités bilatéraux, $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ et $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$, sont considérés comme des fonctions des vecteurs des prix se rapportant aux deux périodes, p^0 et p^1 , et des deux vecteurs des quantités, q^0 et q^1 . Non seulement les axiomes

¹Eichhorn (1978, p. 144) et Diewert (1993d, p. 9) examinent cette approche.

²Dans ces approches des indices unilatéraux, on laisse les vecteurs des prix et des quantités varier indépendamment; et dans un autre cadre d'indice, on permet aux prix d'évoluer librement, mais les quantités sont considérées comme des fonctions des prix. Cela conduit à l'*approche économique de la théorie des indices* évoquée brièvement à l'appendice 15.4 du chapitre 15 et, de façon plus détaillée, aux chapitres 17 et 18.

³Pour une explication de cette approche, on se reportera aux paragraphes 15.7 à 15.17 du chapitre 15.

ou les tests auxquels est soumis l'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ font apparaître des propriétés d'indice «raisonnable», mais certains tests ont été conçus, dès l'origine, comme des tests «raisonnables» pour l'indice des quantités $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$. L'approche présentée aux paragraphes 16.30 à 16.73 détermine simultanément les «meilleurs» indices des prix et des quantités.

16.6 Aux paragraphes 16.74 à 16.93, l'attention se porte sur les *rappports de prix* des n produits entre les périodes 0 et 1, $r_i = p_i^1/p_i^0$ pour $i = 1, \dots, n$. Dans l'*approche stochastique non pondérée de la théorie des indices*, l'indice de prix est considéré comme une moyenne symétrique des n rapports de prix, r_i . Carli (1764) et Jevons (1863; 1865) ont été les pionniers de cette approche de la théorie des indices, Carli utilisant la moyenne arithmétique des rapports de prix et Jevons la moyenne géométrique (mais il a aussi pris en considération la moyenne harmonique). Cette approche de la théorie des indices sera examinée aux paragraphes 16.74 à 16.79. Elle est compatible avec une approche statistique considérant chaque rapport de prix r_i comme une variable aléatoire de moyenne égale à l'indice des prix sous-jacent.

16.7 L'un des principaux problèmes liés à l'approche de la théorie des indices par la moyenne non pondérée des rapports de prix est qu'elle ne prend pas en compte l'importance économique des différents produits composant l'agrégat. Young (1812) a effectivement préconisé une certaine forme de pondération approximative des rapports de prix en fonction de leur valeur relative sur la période considérée, mais sans donner de précisions sur la forme de pondération en valeurs requise⁴. C'est Walsh (1901, p. 83–121; 1921a, p. 81–90) cependant, qui a souligné qu'il importe de pondérer les différents rapports de prix en fonction des valeurs associées des produits dans chaque période et de traiter chaque période de façon symétrique dans le cadre de la formule qui en résulte :

Nous cherchons ici à calculer la moyenne des variations de la valeur d'échange d'une somme monétaire totale donnée par rapport à plusieurs classes de biens, auxquelles plusieurs variations [les rapports de prix] doivent se voir assigner des pondérations proportionnelles aux tailles relatives des classes. Il faut donc prendre en considération les tailles relatives des classes aux deux périodes (Walsh (1901, p. 104)).

Chaque produit doit être pondéré en fonction de son importance, ou de sa valeur totale. Mais le problème de l'axiométrie implique toujours deux périodes au moins :

⁴Walsh (1901, p. 84) évoque ainsi la contribution de Young :

Cependant, si les statisticiens ont été peu nombreux, dans la pratique, à utiliser en fait autre chose qu'une pondération symétrique, ils ont presque toujours reconnu la nécessité théorique de tenir compte de l'importance relative des différentes classes depuis que cette nécessité a été signalée pour la première fois par Arthur Young au début du siècle qui vient de s'achever. ... Arthur Young a simplement conseillé de pondérer les classes en fonction de leur importance.

une première période, puis une seconde à laquelle la première est comparée. Entre les deux, des mouvements de prix ont lieu⁵ et il faut en faire la moyenne pour déterminer l'ampleur globale de la variation des prix. Mais les pondérations des produits dans la seconde période peuvent être différentes de celles utilisées dans la première période. Quelles sont alors les bonnes pondérations, celles de la première période ou celles de la seconde? Faut-il opter pour une combinaison des deux? Comme il n'y a aucune raison de préférer la première ou la seconde, une combinaison des deux semblerait être la bonne solution. Et cette combinaison elle-même implique que l'on fasse la moyenne des pondérations des deux périodes (Walsh (1921a, p. 90)).

16.8 Walsh a donc été le premier à examiner en profondeur les problèmes plutôt complexes⁶ qui se posent lorsque l'on doit décider comment pondérer les rapports de prix afférents à un agrégat en tenant compte de l'importance économique des produits dans les deux périodes considérées. Notons que le type de formule d'indice que Walsh examine se présente sous la forme $P(r, v^0, v^1)$, où r est le vecteur des rapports des prix ayant pour $i^{\text{ème}}$ composante $r_i = p_i^1/p_i^0$ et v^t est le vecteur des valeurs de la période de t ayant pour $i^{\text{ème}}$ composante $v_i^t = p_i^t q_i^t$ pour $t = 0, 1$. La solution qu'il propose à ce problème de pondération n'est pas complètement satisfaisante, mais a pour mérite au moins de suggérer un cadre d'indice des prix très utile : la moyenne pondérée des valeurs des n rapports de prix. La première solution satisfaisante du problème des pondérations est celle donnée par Theil (1967, p. 136–137), qui est examinée aux paragraphes 16.79 à 16.93.

16.9 On peut voir que l'une des approches de la théorie des indices retenues par Walsh⁷ était une tenta-

⁵Une variation de prix est un rapport de prix dans la terminologie de Walsh.

⁶Walsh (1901, p. 104–105) a compris qu'il ne suffirait pas de retenir la moyenne arithmétique des valeurs dans les deux périodes, $[v_i^0 + v_i^1]/2$, comme pondération «correcte» pour le $i^{\text{ème}}$ rapport de prix r_i car, en période d'inflation rapide, cela donnerait trop d'importance à la période où les prix étaient les plus élevés alors qu'il souhaitait traiter chaque période de façon symétrique :

Mais une telle opération est à l'évidence erronée. Premièrement, les tailles des classes à chaque période sont calculées dans la monnaie de la période et, s'il arrive que la valeur de change de celle-ci ait baissé ou que les prix aient en général augmenté, la pondération de la seconde période aura une plus grande influence sur le résultat obtenu; inversement, si les prix ont en général diminué, une plus grande influence sera donnée à la pondération de la seconde période. Ou encore, si l'on compare deux pays, une plus grande influence sera donnée à la pondération de celui où le niveau des prix est le plus élevé. Mais il est clair que, dans notre comparaison entre deux périodes ou pays, l'un(l'une) est aussi important(e) que l'autre, et les pondérations utilisées pour établir leurs poids devraient vraiment être symétriques.

Toutefois, Walsh n'a pas trouvé la solution du problème des pondérations donnée par Theil (1967), qui consiste à retenir la part de dépenses moyenne, $[s_i^0 + s_i^1]/2$ comme pondération «correcte» pour le $i^{\text{ème}}$ rapport de prix quand on utilise la moyenne géométrique pondérée des rapports de prix.

⁷Walsh examine aussi les approches de la théorie des indices fondées sur un panier, comme on l'a vu au chapitre 15.

tive visant à déterminer la «meilleure» moyenne pondérée des rapports de prix, r_i . Elle équivaut à utiliser une approche axiomatique pour essayer de déterminer le «meilleur» indice de forme $P(r, v^0, v^1)$. Cette méthode est examinée aux paragraphes 16.94 à 16.129⁸.

16.10 Les indices de Young et de Lowe examinés au chapitre 15 ne rentrent pas précisément dans le cadre bilatéral, car les pondérations en valeur ou en quantités utilisées dans ces indices ne correspondent pas forcément aux valeurs ou quantités qui se rapportent à l'une ou l'autre des périodes correspondant aux vecteurs des prix p^0 et p^1 . Les propriétés axiomatiques de ces deux indices par rapport à leurs variables de prix sont étudiées aux paragraphes 16.130 à 16.134.

L'approche de la théorie des indices par les niveaux

Approche axiomatique des indices de prix unilatéraux

16.11 Soit p_i^t et q_i^t les prix et quantités du produit n dans la période t , pour $i = 1, 2, \dots, n$ et $t = 0, 1, \dots, T$. La variable q_i^t est interprétée comme le montant total du produit i acheté ou vendu dans la période t . Pour conserver la valeur des transactions, il est nécessaire que p_i^t soit défini sous forme de valeur unitaire, c'est-à-dire égal à la valeur des transactions relatives au produit i pour la période t divisée par la quantité totale achetée ou vendue, q_i^t . En principe, la période devrait être choisie de façon à ce que les variations des prix du produit au cours d'une période soient très faibles comparées à leurs variations entre deux périodes⁹. Pour $t = 0, 1, \dots, T$, et $i = 1, \dots, n$, définissons la valeur des transactions relatives au produit i de la façon suivante : $v_i^t = p_i^t q_i^t$, et définissons la *valeur totale des transactions dans la période t* comme suit :

$$V^t = \sum_{i=1}^n v_i^t = \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (16.1)$$

16.12 Si l'on utilise la notation susmentionnée, la *version du problème des indices dans l'optique des niveaux* se définit comme suit: pour $t = 0, 1, \dots, T$, trouvons des nombres scalaires P^t et Q^t tels que

$$V^t = P^t Q^t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (16.2)$$

Le nombre P^t est interprété comme un niveau global des prix pour la période t , et le nombre Q^t comme un niveau global des quantités pour la période t . On pose que le niveau global de prix P^t est une fonction du vecteur des prix pour la période $t : p^t$. On pose aussi que le niveau global des quantités Q^t est une fonction du vecteur des quantités pour la période $t : q^t$ d'où :

$$P^t = c(p^t) \text{ et } Q^t = f(q^t) \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (16.3)$$

16.13 Les fonctions c et f doivent être déterminées d'une manière ou d'une autre. Notons que l'équation (16.3) suppose que les formes fonctionnelles de la fonction d'agrégation des prix c et de la fonction d'agrégation des quantités f soient indépendantes du temps. C'est une condition raisonnable puisqu'il n'y a pas de raison de changer la méthode d'agrégation à mesure que le temps passe.

16.14 Si l'on introduit les équations (16.3) et (16.2) dans l'équation (16.1) et si l'on supprime les indices inférieurs t , cela signifie que c et f doivent vérifier l'équation fonctionnelle suivante pour tous les vecteurs de prix et de quantités strictement positifs :

$$c(p)f(q) = \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad \text{pour tous les } p_i > 0 \text{ et tous les } q_i > 0 \quad (16.4)$$

⁸Tout au long de cet ouvrage, «le prix» ou «la quantité» de tel ou tel produit pour telle ou telle année sont censés être donnés. Mais quels sont-ils? Il s'agit parfois d'une simple cotation au 1^{er} janvier ou au 1^{er} juillet, mais c'est en général une moyenne de plusieurs cotations étalées sur l'ensemble de l'année. Une question se pose : sur quels principes faut-il construire cette moyenne? La réponse *pratique* est la suivante : *n'importe quel type* de moyenne puisque, d'ordinaire, les variations sur une année — au moins en ce qui concerne les prix — ont été jusqu'à présent trop faibles pour faire une différence perceptible dans les résultats obtenus, quel que soit le type de moyenne utilisé. Autrement, nous aurions des raisons de subdiviser l'année en trimestres ou en mois jusqu'à ce que nous parvenions à une période assez courte pour être considérée pratiquement comme ponctuelle. Les quantités vendues varient bien sûr beaucoup. Ce dont nous avons besoin, c'est de leur somme pour l'année (ce qui est bien évidemment la même chose que la moyenne arithmétique simple des taux par année pour les différents mois ou autres subdivisions). En bref, la moyenne arithmétique simple peut être utilisée tant pour les prix que pour les quantités. Ou, si cela vaut la peine d'être plus précis, nous pouvons prendre la moyenne arithmétique pondérée pour les prix, et retenir comme pondérations les quantités vendues (Fisher (1922, p. 318)).

Je définirai la semaine comme cette période durant laquelle les variations de prix peuvent être négligées. Du point de vue théorique, cela signifie que les prix seront censés varier non pas de façon continue, mais à brefs intervalles. La durée calendaire retenue est bien sûr tout à fait arbitraire; en choisissant qu'elle soit très courte, notre schéma théorique peut s'adapter d'aussi près que possible aux oscillations incessantes qui caractérisent les prix sur certains marchés (Hicks (1946, p. 122)).

⁸Aux paragraphes 16.94 à 16.129, plutôt que de commencer avec des indices se présentant sous la forme $P(r, v^0, v^1)$, on examine des indices de forme $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$. Cependant, si cet indice est soumis au test d'invariance à la modification des unités de mesure, cela revient à étudier les indices se présentant sous la forme $P(r, v^0, v^1)$. Vartia (1976) utilise aussi une variante de cette approche de la théorie des indices.

⁹Ce traitement des prix en tant que valeurs unitaires dans le temps découle de Walsh (1901, p. 96; 1921a, p. 88) et de Fisher (1922, p. 318). Ainsi qu'en témoigne la citation suivante, Fisher et Hicks ont eu de l'intuition que la période devait être suffisamment courte pour que les variations des prix au cours d'une période puissent être négligées :

16.15 Il est naturel de poser en hypothèse que les fonctions $c(p)$ et $f(q)$ sont positives si tous les prix et toutes les quantités le sont aussi :

$$c(p_1, \dots, p_n) > 0; f(q_1, \dots, q_n) > 0$$

si tous les $p_i > 0$ et tous les $q_i > 0$ (16.5)

16.16 Posons que 1_n représente le vecteur unitaire de dimension n . Alors, (16.5) implique que lorsque $p = 1_n$, $c(1_n)$ est un nombre positif, a par exemple, et que lorsque $q = 1_n$, $f(1_n)$ est aussi un nombre positif, b par exemple; autrement dit, (16.5) implique que c et f satisfont aux conditions suivantes :

$$c(1_n) = a > 0; f(1_n) = b > 0 \quad (16.6)$$

16.17 Posons que $p = 1_n$ et introduisons la première équation de (16.6) dans l'équation (16.4) pour obtenir l'équation suivante :

$$f(q) = \sum_{i=1}^n \frac{q_i}{a} \quad \text{pour tous les } q_i > 0 \quad (16.7)$$

16.18 Posons maintenant $q = 1_n$ et introduisons la seconde équation de (16.6) dans l'équation (16.4) pour obtenir l'équation suivante :

$$c(p) = \sum_{i=1}^n \frac{p_i}{b} \quad \text{pour tous les } q_i > 0 \quad (16.8)$$

16.19 Introduisons enfin les équations (16.7) et (16.8) dans le membre de gauche de l'équation (16.4) pour obtenir l'équation suivante :

$$\left(\sum_{i=1}^n \frac{p_i}{b} \right) \left(\sum_{i=1}^n \frac{q_i}{a} \right) = \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad \text{pour tous les } p_i > 0$$

et tous les $q_i > 0$ (16.9)

Si n est supérieur à un, il est évident que l'équation (16.9) ne peut être vérifiée pour tous les vecteurs p et q strictement positifs. Si le nombre de produits n est supérieur à un, il n'existe donc aucune fonction c ou f vérifiant les équations (16.4) et (16.5)¹⁰.

16.20 En conséquence, cette approche de la théorie des indices par le test des niveaux connaît une conclusion brutale : il est vain de chercher des fonctions de niveau des prix et des quantités, $P^t = c(p^t)$ et $Q^t = f(q^t)$, vérifiant les équations (16.2) ou (16.4) et satisfaisant aussi aux conditions très raisonnables de positivité (16.5).

16.21 Notons que la fonction d'indice des prix en niveau, $c(p^t)$, ne dépendait pas du vecteur des quantités correspondant q^t et que la fonction d'indice des quantités en niveau, $f(q^t)$, ne dépendait pas du vecteur des prix p^t . C'est peut-être l'explication du résultat plutôt négatif obtenu plus haut. Dans la section suivante, les fonctions des prix et les quantités seront donc autorisées à être fonction à la fois de p^t et de q^t .

Seconde approche axiomatique des indices des prix unilatéraux

16.22 Notre objectif, dans cette section, est de trouver des fonctions de $2n$ variables, $c(p, q)$ et $f(p, q)$, telles que la contrepartie suivante de l'équation (16.4) se vérifie :

$$c(p, q)f(p, q) = \sum_{i=1}^n p_i q_i \quad \text{pour tous les } p_i > 0$$

et tous les $q_i > 0$ (16.10)

16.23 Là encore, il est naturel de poser en hypothèse que les fonctions $c(p, q)$ et $f(p, q)$ sont positives si tous les prix et toutes les quantités le sont aussi :

$$c(p_1, \dots, p_n; q_1, \dots, q_n) > 0; f(p_1, \dots, p_n; q_1, \dots, q_n) > 0$$

si tous les $p_i > 0$ et tous les $q_i > 0$ (16.11)

16.24 Le cadre ainsi posé ne fait pas la distinction entre les fonctions c et f , de sorte qu'il est nécessaire de demander que ces fonctions possèdent certaines propriétés «raisonnables». La première propriété exigée de c est que cette fonction soit homogène de degré un dans ses composantes de prix :

$$c(\lambda p, q) = \lambda c(p, q) \quad \text{pour tous les } \lambda > 0 \quad (16.12)$$

Si tous les prix sont multipliés par un nombre positif λ , alors l'indice des prix qui en résulte est égal à λ , fois l'indice des prix initial. On demande de même que l'indice des quantités f soit linéaire homogène, c'est-à-dire que f soit homogène de degré un dans ses composantes de quantité :

$$f(p, \lambda q) = \lambda f(p, q) \quad \text{pour tous les } \lambda > 0 \quad (16.13)$$

16.25 Notons que les propriétés (16.10), (16.11) et (16.13) impliquent que l'indice des prix $c(p, q)$ possède la propriété d'homogénéité suivante dans les composantes de q :

¹⁰Eichhorn (1978, p. 144) établit ce résultat.

$$\begin{aligned}
 c(p, \lambda q) &= \sum_{i=1}^n \frac{p_i \lambda q_i}{f(p, \lambda q)} && \text{où } \lambda > 0 \\
 &= \sum_{i=1}^n \frac{p_i \lambda q_i}{\lambda f(p, q)} && \text{en utilisant (16.13)} \\
 &= \sum_{i=1}^n \frac{p_i q_i}{f(p, q)} \\
 &= c(p, q) && \text{en utilisant (16.10) et (16.11)} \quad (16.14)
 \end{aligned}$$

$c(p, q)$ est donc homogène de degré 0 dans ses composantes de q .

16.26 La dernière propriété exigée de l'indice des prix en niveau $c(p, q)$ est la suivante. Supposons que les d_i soient des nombres positifs donnés. On demande alors que l'indice des prix soit invariant à la modification des unités de mesure pour les n produits, de sorte que la fonction $c(p, q)$ présente la propriété suivante :

$$\begin{aligned}
 c(d_1 p_1, \dots, d_n p_n; q_1/d_1, \dots, q_n/d_n) \\
 = c(p_1, \dots, p_n; q_1, \dots, q_n) \quad (16.15)
 \end{aligned}$$

16.27 On peut montrer maintenant que les propriétés (16.10), (16.11), (16.12), (16.14) et (16.15) de la fonction de niveaux de prix $c(p, q)$ sont incompatibles, c'est-à-dire qu'il n'existe aucune fonction de $2n$ variables $c(p, q)$ possédant ces propriétés très raisonnables¹¹.

16.28 Pour comprendre pourquoi il en est ainsi, appliquons l'équation (16.15), en posant $d_i = q_i$ pour chaque i , de façon à obtenir l'équation suivante :

$$c(p_1, \dots, p_n; q_1, \dots, q_n) = c(p_1 q_1, \dots, p_n q_n; 1, \dots, 1) \quad (16.16)$$

Si $c(p, q)$ possède la propriété d'homogénéité linéaire (16.12), de sorte que $c(\lambda p, q) = \lambda c(p, q)$, l'équation (16.16) implique alors que $c(p, q)$ soit aussi linéaire homogène pour q , de sorte que $c(p, \lambda q) = \lambda c(p, q)$. Mais cette dernière équation contredit l'équation (16.14), ce qui établit le résultat d'impossibilité.

16.29 Les résultats plutôt négatifs obtenus aux paragraphes 16.13 à 16.21 montrent qu'il est vain de poursuivre l'approche axiomatique de la détermination des niveaux des prix et des quantités dans laquelle les vecteurs des prix et des quantités sont considérés tous deux comme des variables indépendantes¹². Dans les sections suivantes de ce chapitre, nous poursuivrons donc une approche des *indices de prix bilatéraux* se présentant sous la forme $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$.

Première approche axiomatique des indices des prix bilatéraux

Les indices bilatéraux et certains tests initiaux

16.30 Dans cette section, nous poserons en hypothèse que la formule d'indice bilatéral des prix, $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$, satisfait à un nombre de tests ou de propriétés «raisonnables» suffisant pour que la forme fonctionnelle de P soit déterminée¹³. Le terme «bilatéral»¹⁴ fait référence à l'hypothèse que la fonction P dépend seulement des données se rapportant aux deux situations ou périodes comparées, ce qui veut dire que P est considéré comme une fonction des deux séries de vecteurs des prix et des quantités, p^0, p^1, q^0, q^1 , qui seront agrégés en un nombre unique résumant la variation globale des n rapports de prix, $p_1^1/p_1^0, \dots, p_n^1/p_n^0$.

16.31 Dans cette section également, nous adopteront l'approche de la théorie des indices par la décomposition d'un rapport de valeurs. Cela veut dire que l'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ s'accompagnera d'un indice des quantités $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ tel que le produit des deux indices sera égal au rapport de valeurs entre les deux périodes¹⁵. Tout au long de cette section, il est donc supposé que P et Q satisfont au *test de factorité* suivant :

$$V^1/V^0 = P(p^0, p^1, q^0, q^1) Q(p^0, p^1, q^0, q^1). \quad (16.17)$$

Les valeurs de la période t , V^t , pour $t = 0, 1$ sont définies par l'équation (16.1). Dès que la forme fonctionnelle de l'indice des prix P est déterminée, l'équation (16.17) peut être utilisée pour déterminer la forme fonctionnelle de l'indice des quantités Q . L'hypothèse selon laquelle le test de factorité est vérifié présente un autre avantage : si l'indice des quantités Q est soumis à un test raisonnable, l'équation (16.17) peut être utilisée pour transformer ce test sur l'indice des quantités en test sur l'indice des prix P ¹⁶.

16.32 Si $n = 1$, de sorte qu'il n'y a qu'un seul prix et une seule quantité à agréger, le candidat naturel pour P est p_1^1/p_1^0 , rapport de prix unique, et le candidat naturel pour Q est q_1^1/q_1^0 , rapport de quantités unique. Lorsque le nombre de produits élémentaires à agréger est supérieur à 1, les théoriciens des indices proposent tradition-

¹¹Cette proposition a été faite par Diewert (1993d, p. 9), mais sa démonstration est une adaptation d'un résultat étroitement lié à elle qui est attribuable à Eichhorn (1978, p. 144-145).

¹²Rappelons que, dans l'approche économique, on laisse le vecteur des prix p varier de façon indépendante, mais que l'on considère que le vecteur des quantités correspondant q est déterminé par p .

¹³Cette section s'inspire largement des sections 2 et 3 de Diewert (1992a). Pour de plus récentes analyses de l'approche axiomatique, voir Balk (1995) et Auer (2001).

¹⁴La théorie des indices multilatéraux fait référence au cas où il y a lieu d'agréger des prix et des quantités correspondant à plus de deux situations.

¹⁵Voir les paragraphes 15.7 à 15.25 du chapitre 15 pour plus d'informations sur cette méthode, qui a été esquissée pour la première fois par Fisher (1911, p. 403; 1922).

¹⁶C'est Fisher (1911, p. 400-406) qui a fait le premier cette remarque, et l'idée a été développée par Vogt (1980) puis Diewert (1992a).

nellement une série de propriétés que l'indice des prix P doit présenter, ou de tests auxquels il doit satisfaire. Ces propriétés correspondent en général à des équivalents pluridimensionnels de la formule d'indice des prix d'un produit unique, p_1^1/p_1^0 . On trouvera ci-après une liste de 20 tests qui caractérisent l'indice des prix idéal de Fisher.

16.33 On supposera que chaque composante de chaque vecteur des prix et des quantités est positive, c'est-à-dire que $p^t > 0_n$ et $q^t > 0_n$ ¹⁷ pour $t = 0, 1$. Si l'on souhaite que $q^0 = q^1$, le vecteur des quantités commun est q ; si l'on souhaite que $p^0 = p^1$, le vecteur des prix commun est p .

16.34 Les deux premiers tests, T1 et T2, ne prêtent guère à controverse, et ne feront donc pas l'objet d'un examen approfondi.

T1 : *Positivité*¹⁸ : $P(p^0, p^1, q^0, q^1) > 0$.

T2 : *Continuité*¹⁹ : $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est une fonction continue de ses arguments.

16.35 Les deux tests suivants, T3 et T4, sont un peu plus controversés.

T3 : *Test d'identité ou des prix constants*²⁰ :

$$P(p, p, q^0, q^1) = 1.$$

Cela signifie que, si le prix de chaque produit est identique durant les deux périodes, l'indice des prix devrait être égal à l'unité, quels que soient les vecteurs des quantités. La controverse tient au fait que, dans ce test, on accepte que les deux vecteurs des quantités puissent être différents²¹.

T4 : *Test de panier-type ou des quantités constantes*²² :

¹⁷La notation $q \gg 0_n$ signifie que chaque composante du vecteur q est positive; $q \geq 0_n$ signifie que chaque composante de q est non négative et $q > 0_n$ signifie que $q \geq 0_n$ et $q \neq 0_n$.

¹⁸Eichhorn et Voeller (1976, p. 23) ont suggéré ce test.

¹⁹Fisher (1922, p. 207–215) suggère de façon informelle les fondements de ce test.

²⁰Laspeyres (1871, p. 308), Walsh (1901, p. 308), ou Eichhorn et Voeller (1976, p. 24) ont tous suggéré ce test. Laspeyres a proposé ce test ou cette propriété pour discréditer le rapport d'indices de valeurs unitaires de Drobisch (1871a), qui n'y satisfait pas. Ce test est aussi un cas spécial du test de proportionnalité des prix de Fisher (1911, p. 409–410).

²¹Les économistes supposent d'ordinaire que, pour un vecteur des prix p donné, le vecteur des quantités correspondant q est déterminé de façon unique. Ici, le même vecteur des prix est utilisé mais les vecteurs des quantités correspondants peuvent être différents.

²²C'est un test vieux de 200 ans au moins, puisque le parlement du Massachusetts utilisait un panier constant de biens pour indexer la solde des soldats de l'État lors de la révolution américaine; voir Willard Fisher (1913). D'autres chercheurs ont suggéré ce test au fil des ans: Lowe (1823, Appendice, p. 95), Scrope (1833, p. 406), Jevons (1865), Sidgwick (1883, p. 67–68), Edgeworth (1925, p. 215) publié pour la première fois en 1887, Marshall (1887, p. 363), Pierson (1895, p. 332), Walsh (1901, p. 540; 1921b, p. 543–544) et Bowley (1901, p. 227). Vogt et Barta (1997, p. 49) observent à juste titre que ce test est un cas particulier du test de proportionnalité de Fisher (1911, p. 411) pour les indices de quantités, que Fisher (1911, p. 405) a transformé en test pour l'indice des prix en utilisant le test de factorité (15.3)

$$P(p^0, p^1, q, q) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i}.$$

Cela signifie que si les quantités sont constantes durant les deux périodes, de sorte que $q^0 = q^1 = q$, l'indice des prix devrait être égal aux dépenses consacrées au panier-type constant dans la période 1, $\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i$, divisées par les dépenses consacrées au panier dans la période 0, $\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i$.

16.36 Si l'indice des prix P satisfait au test T4 et si P et Q satisfont ensemble au test de factorité (16.17) ci-dessus, il est facile de démontrer²³ que Q doit satisfaire au test d'identité $Q(p^0, p^1, q, q) = 1$ pour tous les vecteurs p^0, p^1, q strictement positifs. Ce *test des quantités constantes* pour Q fait lui aussi l'objet de controverses, car on accepte que p^0 et p^1 puissent être différents.

Tests d'homogénéité

16.37 Les quatre tests suivants, T5–T8, limitent le comportement de l'indice des prix P lorsque l'échelle de l'un des quatre vecteurs p^0, p^1, q^0, q^1 est modifiée.

T5 : *Proportionnalité aux prix courants*²⁴ :

$$P(p^0, \lambda p^1, q^0, q^1) = \lambda P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ pour } \lambda > 0.$$

Cela signifie que, si tous les prix de la période 1 sont multipliés par le nombre positif λ , le nouvel indice des prix est égal à λ fois l'ancien. Autrement dit, la fonction d'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est (positivement) homogène de degré 1 pour les composantes du vecteur des prix de la période 1, p^1 . La plupart des théoriciens de l'indice des prix estiment qu'il s'agit là d'une propriété tout à fait fondamentale que la formule d'indice doit satisfaire.

16.38 Walsh (1901) et Fisher (1911, p. 418; 1922, p. 420) proposent un test connexe, le test de proportionnalité $P(p, \lambda p, q^0, q^1) = \lambda$, qui est une combinaison de T3 et T5; Walsh (1901, p. 385) observe en fait que ce test implique le test d'identité, T3.

16.39 Dans le test suivant, au lieu de multiplier tous les prix de la période 1 par le même nombre, on multiplie tous les prix de la période 0 par le nombre λ .

T6 : *Proportionnalité inverse aux prix de la période de référence*²⁵ :

$$P(\lambda p^0, p^1, q^0, q^1) = \lambda^{-1} P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ pour } \lambda > 0.$$

Cela signifie que, si tous les prix de la période 0 sont multipliés par le nombre positif λ , le nouvel indice des

²³Voir Vogt (1980, p. 70).

²⁴Ce test a été proposé par Walsh (1901, p. 385), Eichhorn et Voeller (1976, p. 24) et Vogt (1980, p. 68).

²⁵Eichhorn et Voeller (1976, p. 28) suggèrent ce test.

prix est égal à $1/\lambda$ fois l'ancien. Autrement dit, la fonction d'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est (positivement) homogène de degré -1 dans les composantes du vecteur des prix de la période 0, p^0 .

16.40 Les deux tests d'homogénéité suivant peuvent aussi être considérés comme des tests d'invariance.

T7 : *Invariance à la modification proportionnelle des quantités de la période courante :*

$$P(p^0, p^1, \lambda q^0, \lambda q^1) = P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ pour tous les } \lambda > 0.$$

Cela signifie que, si toutes les quantités de la période courante sont multipliées par le nombre λ , l'indice des prix reste inchangé. Autrement dit, la fonction d'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est (positivement) homogène de degré 0 pour les composantes du vecteur des quantités de la période 1, q^1 . Vogt (1980, p. 70) a été le premier à proposer ce test²⁶, et la dérivation qu'il suggère n'est pas sans intérêt. Supposons que l'indice des quantités Q satisfasse à l'équivalent (pour les quantités) du test de prix T5, c'est-à-dire que Q soit tel que $Q(p^0, p^1, q^0, \lambda q^1) = \lambda Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ pour $\lambda > 0$. On peut voir alors, en utilisant le test de factorité (16.17), que P doit satisfaire au test T7.

T8 : *Invariance à la modification proportionnelle des quantités de la période de référence*²⁷ :

$$P(p^0, p^1, \lambda q^0, q^1) = P(p^0, p^1, q^0, q^1) \text{ pour tous les } \lambda > 0.$$

Cela signifie que, si les quantités de la période de référence sont toutes multipliées par le nombre λ , l'indice des prix reste inchangé. Autrement dit, la fonction d'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est (positivement) homogène de degré 0 pour les composantes du vecteur des quantités de la période 0, q^0 . Si l'indice des quantités Q satisfait à la contrepartie suivante du test T8 : $Q(p^0, p^1, \lambda q^0, q^1) = \lambda^{-1} Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ pour tous les $\lambda > 0$, alors, en utilisant l'équation (16.17), l'indice des prix correspondant P doit satisfaire au test T8. Cet argument apporte une justification supplémentaire à l'hypothèse de la validité du test T8 pour la fonction d'un indice des prix P .

16.41 Les tests T7 et T8 imposent ensemble la propriété selon laquelle l'indice des prix P ne dépend pas de l'ampleur absolue des vecteurs des quantités q^0 et q^1 .

Tests d'invariance et de symétrie

16.42 Les cinq tests suivants, T9–T13, sont des tests d'invariance ou de symétrie. Fisher (1922, p. 62–63, 458–460) et Walsh (1901, p. 105; 1921b, p. 542) semblent avoir été les premiers chercheurs à se

rendre compte de l'importance de ce type de tests. Fisher (1922, p. 62–63) a parlé d'équité, mais il est clair qu'il avait à l'esprit les propriétés de symétrie. Il est peut-être dommage qu'il n'ait pas pris conscience du fait qu'il existait davantage de propriétés de symétrie et d'invariance qu'il n'en proposait lui-même. S'il l'avait compris, il aurait probablement été en mesure de donner une caractérisation axiomatique pour son indice idéal des prix, comme nous le ferons aux paragraphes 16.53 à 16.56. Le premier test d'invariance est que l'indice des prix devrait rester inchangé si l'on modifie l'ordre des produits :

T9 : *Test d'inversion des produits* (invariance à la modification de l'ordre des produits) :

$$P(p^{0*}, p^{1*}, q^{0*}, q^{1*}) = P(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

où p^{t*} représente une permutation des composantes du vecteur p^t et q^{t*} la même permutation des composantes de q^t pour $t = 0, 1$. Ce test, attribuable à Fisher (1922, p. 63)²⁸, est l'un de ses trois fameux tests de réversibilité. Les deux autres sont le test de réversibilité temporelle et le test de factorité, qui sont examinés ci-après.

16.43 Le test suivant exige que l'indice soit invariant à la modification des unités de mesure.

T10 : *Invariance à la modification des unités de mesure* (test de commensurabilité) :

$$P(\alpha_1 p_1^0, \dots, \alpha_n p_n^0; \alpha_1 p_1^1, \dots, \alpha_n p_n^1; \alpha_1^{-1} q_1^0, \dots, \alpha_n^{-1} q_n^0; \alpha_1^{-1} q_1^1, \dots, \alpha_n^{-1} q_n^1) = P(p_1^0, \dots, p_n^0; p_1^1, \dots, p_n^1; q_1^0, \dots, q_n^0; q_1^1, \dots, q_n^1) \text{ pour tous les } \alpha_1 > 0, \dots, \alpha_n > 0.$$

Cela signifie que l'indice ne change pas si les unités de mesure de chaque produit sont modifiées. Ce concept a été élaboré par Jevons (1863, p. 23) et par l'économiste néerlandais Pierson (1896, p. 131), qui reprochait à plusieurs formules d'indice de ne pas satisfaire à ce test fondamental. Fisher (1911, p. 411) a d'abord parlé de *test de modification des unités*, avant de le rebaptiser *test de commensurabilité* (Fisher (1922, p. 420)).

16.44 Le test suivant exige que la formule soit invariante à la période choisie comme période de référence.

T11 : *Test de réversibilité temporelle :*

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) = 1/P(p^1, p^0, q^1, q^0).$$

Cela signifie que, si les données pour les périodes 0 et 1 sont interverties, l'indice des prix qui en résulte devrait être l'inverse de l'indice des prix initial. De toute évidence, dans le cas où il n'existe qu'un seul produit et où l'indice des prix est le simple rapport de prix, le test de réversibilité temporelle sera satisfait (ainsi que tous les autres tests énumérés dans cette section). Lorsque le

²⁶Fisher (1911, p. 405) a proposé le test connexe :

$$P(p^0, p^1, q^0, \lambda q^1) = P(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}.$$

²⁷Ce test a été proposé par Diewert (1992a, p. 216).

²⁸«Ce [test] est si simple que nul n'a songé à le formuler. On le tient simplement pour acquis et on l'observe instinctivement. Toute règle appliquée à l'établissement d'une moyenne de produits doit être si générale qu'elle s'applique, de façon interchangeable, à tous les termes dont la moyenne est calculée». (Fisher (1922, p. 63)).

nombre de produits considérés est supérieur à un, beaucoup d'indices des prix communément utilisés ne satisfont pas à ce test; c'est le cas, par exemple, de l'indice de prix de Laspeyres (1871), P_L défini par l'équation (15.5) du chapitre 15, et de l'indice de prix de Paasche (1874), P_P , défini par l'équation (15.6) du chapitre 15, qui ne satisfont ni l'un ni l'autre ce test fondamental. Le concept a été mis au point par Pierson (1896, p. 128), qui était si contrarié par le fait que de nombreuses formules d'indice communément utilisés ne satisfaisaient pas à ce test qu'il a proposé d'abandonner totalement ce concept. Le test a été établi de façon plus formelle par Walsh (1901, p. 368; 1921b, p. 541) et Fisher (1911, p. 534; 1922, p. 64).

16.45 Les deux tests suivants sont plus controversés, car ils ne sont pas nécessairement compatibles avec l'approche économique de la théorie des indices. Ils n'en sont pas moins compatibles avec l'approche stochastique pondérée de la théorie des indices qui sera examinée plus loin dans ce chapitre.

T12 : *Test d'inversion des quantités* (test de symétrie des pondérations en quantités) :

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) = P(p^0, p^1, q^1, q^0).$$

Cela veut dire que, si les vecteurs des quantités pour les deux périodes sont intervertis, l'indice des prix reste invariant. Cette propriété signifie que les quantités utilisées pour pondérer les prix d'une formule d'indice, q^0 de la période 0 et q^1 de la période 1, doivent être entrées dans la formule d'une manière symétrique ou égale. Funke et Voeller (1978, p. 3) ont proposé ce test, qu'ils ont appelé *propriété de pondération*.

16.46 Le test suivant est l'analogue du test T12 appliqué aux indices des quantités :

T13 : *Test d'inversion des prix* (test de symétrie des pondérations des prix)²⁹ :

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right) / P(p^0, p^1, q^0, q^1) = \left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0} \right) / P(p^1, p^0, q^0, q^1). \quad (16.18)$$

Si nous utilisons l'équation (16.17) pour définir l'indice des quantités Q en fonction de l'indice des prix P , on peut voir que le test T13 est équivalent à la propriété suivante, pour l'indice des quantités associé Q :

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = Q(p^1, p^0, q^0, q^1). \quad (16.19)$$

Cela signifie que, si les vecteurs des prix pour les deux périodes sont intervertis, l'indice des quantités reste invariant. Par conséquent, si les prix du même produit dans les deux périodes sont utilisés pour pondérer les quanti-

tés dans le cadre de l'établissement de l'indice des quantités, la propriété T13 implique que ces prix soient entrés dans l'indice des quantités de manière symétrique.

Tests de la valeur moyenne

16.47 Les trois tests suivants, T14–T16, sont des tests de la valeur moyenne.

T14 : *Test de la valeur moyenne pour les prix*³⁰ :

$$\min_i (p_i^1 / p_i^0 : i=1, \dots, n) \leq P(p^0, p^1, q^0, q^1) \leq \max_i (p_i^1 / p_i^0 : i=1, \dots, n). \quad (16.20)$$

Cela signifie que l'indice des prix se situe entre le rapport de prix minimum et le rapport de prix maximum. Étant donné que l'indice des prix est censé être interprété comme une sorte de moyenne des n rapports de prix, p_i^1 / p_i^0 , il semble essentiel que l'indice des prix P satisfasse à ce test.

16.48 Le test suivant est l'analogue du test T14 appliquée aux indices des quantités :

T15 : *Test de la valeur moyenne pour les quantités*³¹ :

$$\min_i (q_i^1 / q_i^0 : i=1, \dots, n) \leq \frac{(V^1 / V^0)}{P(p^0, p^1, q^0, q^1)} \leq \max_i (q_i^1 / q_i^0 : i=1, \dots, n) \quad (16.21)$$

où V^t est la valeur à la période t de l'agrégat défini par l'équation (16.1). Si l'on utilise le test de produit (16.17) pour définir l'indice des quantités Q en fonction de l'indice des prix P , on peut voir que le test T15 est équivalent à la propriété suivante, pour l'indice des quantités associé Q :

$$\min_i (q_i^1 / q_i^0 : i=1, \dots, n) \leq Q(p^0, p^1, q^0, q^1) \leq \max_i (q_i^1 / q_i^0 : i=1, \dots, n). \quad (16.22)$$

Cela signifie que l'indice des quantités implicite Q défini par P se situe entre les taux de croissance minimum et maximum q_i^1 / q_i^0 des différentes quantités.

16.49 Aux paragraphes 15.18 à 15.32 du chapitre 15, on soutient qu'il est tout à fait raisonnable de prendre la moyenne des indices de prix de Laspeyres et de Paasche comme «meilleure» mesure unique de la variation globale des prix. Ce point de vue peut être transformé en test :

T16 : *Test de limitation par les indices de Paasche et de Laspeyres*³² :

²⁹Ce test a été proposé par Diewert (1992a, p. 218).

³⁰Ce test a été semble-t-il proposé pour la première fois par Eichhorn et Voeller (1976, p. 10).

³¹Ce test a été proposé par Diewert (1992a, p. 219).

³²Bowley (1901, p. 227) et Fisher (1922, p. 403) préconisent tous deux cette propriété pour les indices des prix.

L'indice des prix P se situe entre les indices de Laspeyres et de Paasche, P_L et P_P , définis par les équations (15.5) et (15.6) du chapitre 15.

Il serait possible de proposer un test dans lequel l'indice des quantités implicite Q qui correspond à P via l'équation (16.17) doit se situer entre les indices de quantités de Laspeyres et de Paasche, Q_P et Q_L , définis par les équations (15.10) et (15.11) au chapitre 15. Il apparaît cependant que le test qui en résulte est l'équivalent du test T16.

Tests de monotonie

16.50 Les quatre derniers tests, T17–T20, sont des tests de monotonie, qui indiquent comment l'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ devrait évoluer en cas d'augmentation de l'une des composantes des deux vecteurs des prix p^0 et p^1 ou des deux vecteurs des quantités, q^0 et q^1 .

T17 : *Monotonie aux prix courants* :

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) < P(p^0, p^2, q^0, q^1) \text{ si } p^1 < p^2.$$

Cela signifie que, si un prix de la période 1 augmente, l'indice des prix doit augmenter, de sorte que $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est croissant dans les composantes de p^1 . Cette propriété a été proposée par Eichhorn et Voeller (1976, p. 23), et il est tout à fait raisonnable qu'un indice des prix doive la posséder.

T18 : *Monotonie aux prix de la période de référence* :

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) > P(p^2, p^1, q^0, q^1) \text{ if } p^0 < p^2.$$

Cela signifie que, si un prix de la période 0 augmente, l'indice des prix doit diminuer, de sorte que $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est décroissant dans les composantes de p^0 . Cette propriété très raisonnable a aussi été proposée par Eichhorn et Voeller (1976, p. 23).

T19 : *Monotonie aux quantités courantes* :

si $q^1 < q^2$, alors

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right) / P(p^0, p^1, q^0, q^1) < \left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^2}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right) / P(p^0, p^1, q^0, q^2). \quad (16.23)$$

T20 : *Monotonie aux quantités de la période de référence* : si $q^0 < q^2$, alors

$$\left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \right) / P(p^0, p^1, q^0, q^1) > \left(\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^2} \right) / P(p^0, p^1, q^2, q^1). \quad (16.24)$$

16.51 Soit Q l'indice des quantités implicite qui correspond à P quand on utilise l'équation (16.17). Il apparaît qu'alors, le test T19 se transforme en l'inégalité suivante, dans laquelle figure Q :

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) < Q(p^0, p^1, q^0, q^2) \text{ si } q^1 < q^2. \quad (16.25)$$

Cela signifie que, si une quantité de la période 1 augmente, l'indice des quantités implicite Q , qui correspond à l'indice des prix P , doit augmenter. De même, nous trouvons que le test T20 se transforme en :

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) > Q(p^0, p^1, q^2, q^1) \text{ si } q^0 < q^2. \quad (16.26)$$

Cela signifie que, si une quantité de la période 0 augmente, l'indice des quantités implicite Q doit diminuer. Les tests T19 et T20 sont dus à Vogt (1980, p. 70).

16.52 Ainsi s'achève la liste de tests. La section suivante apporte une réponse à la question de savoir s'il existe une formule d'indice $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ satisfaisant aux 20 tests.

L'indice idéal de Fisher et la méthode des tests

16.53 Il est possible de démontrer que la seule formule d'indice $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ qui satisfasse aux tests T1–T20 est l'indice de prix idéal de Fisher P_F , défini comme la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche³³ :

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \left\{ P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) P_P(p^0, p^1, q^0, q^1) \right\}^{1/2}. \quad (16.27)$$

16.54 Il est relativement simple de montrer que l'indice de Fisher satisfait aux 20 tests. La partie la plus délicate de la démonstration est de prouver que c'est la seule formule d'indice susceptible de le faire. Cette partie de la preuve découle du fait que, si P satisfait au test de positivité T1 et aux trois tests de réversibilité

³³Voir Diewert (1992a, p. 221).

T11–T13, alors P doit être égal à P_F . Pour le démontrer, réarrangeons les termes de l'énoncé du test T13 sous la forme de l'équation suivante : (16.28)

$$\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 / \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1 / \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0} = \frac{P(p^0, p^1, q^0, q^1)}{P(p^1, p^0, q^0, q^1)}$$

$$= \frac{P(p^0, p^1, q^0, q^1)}{P(p^1, p^0, q^1, q^0)}$$

en utilisant T12, test de réversibilité des quantités

$$= P(p^0, p^1, q^0, q^1) P(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

en utilisant T11, test de réversibilité temporelle.

(16.28)

Prenons maintenant les racines carrées positives et deux membres de l'équation (16.28). On peut voir que le membre de gauche de l'équation est l'indice de Fisher $P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$ défini par l'équation (16.27), et que le membre de droite est $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$. C'est pourquoi, si P satisfait à T1, T11, T12 et T13, il doit être égal à l'indice idéal de Fisher, P_F .

16.55 L'indice des quantités qui correspond à l'indice de prix de Fisher quand on utilise le test de factorité (16.17) est Q_F , indice de quantités de Fisher défini par l'équation (15.14) au chapitre 15.

16.56 Il apparaît que P_F satisfait encore à un autre test, T21, troisième test de réversibilité de Fisher (1921, p. 534; 1922, pp. 72-81) (les deux autres étant les tests T9 et T11) :

T21 : *Test de factorité complet* (test de symétrie des formes fonctionnelles) :

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) P(q^0, q^1, p^0, p^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \quad (16.29)$$

Ce test peut se justifier de la façon suivante : si $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est une bonne forme fonctionnelle pour l'indice des prix, et si l'on intervertit les rôles des prix et des quantités, $P(q^0, q^1, p^0, p^1)$ devrait être une bonne forme fonctionnelle d'indice des quantités (argument qui semble correct) et, par conséquent, le produit de l'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ et de l'indice des quantités $Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = P(q^0, q^1, p^0, p^1)$ devrait être égal au rapport des valeurs, V^1/V^0 . La seconde partie de cet argument ne semble pas valable et, au fil des ans, de nombreux chercheurs ont émis des critiques à l'encontre du test de factorité complet. Quoi qu'il en soit, Funke et Voeller (1978, p. 180) ont montré que si l'on accepte comme test de base ce test de factorité complet, alors la seule fonction d'indice $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ qui satisfasse aux tests T1 (positivité), T11 (réversibilité temporelle), T12

(inversion des quantités) et T21 (factorité complet) est l'indice idéal de Fisher P_F défini par l'équation (16.27). Le test d'inversion des prix T13 peut donc être remplacé par le test de factorité afin d'obtenir un ensemble minimum de quatre tests qui conduisent à l'indice de prix de Fisher³⁴.

Performances des autres indices face aux tests

16.57 L'indice de prix de Fisher P_F satisfait à la totalité des 20 tests T1–T20 énumérés plus haut. À quels tests satisfont les autres indices de prix communément utilisés? Reprenons l'indice de Laspeyres P_L défini par l'équation (15.5), l'indice de Paasche P_P défini par l'équation (15.6), l'indice de Walsh P_W défini par l'équation (15.19) et l'indice de Törnqvist P_T défini par l'équation (15.81) au chapitre 15.

16.58 Des calculs simples montrent que les indices de prix de Paasche et de Laspeyres, P_L et P_P , échouent seulement aux trois tests de réversibilité, T11, T12 et T13. Étant donné que les tests d'inversion des quantités et des prix, T12 et T13, sont quelque peu controversés et que l'on peut donc ne pas en tenir compte, les performances de P_L et P_P face aux tests semblent à première vue satisfaisants. Le fait qu'ils ne satisfassent pas au test de réversibilité temporelle, T11, ne limite pas moins très sérieusement l'utilisation de ces indices.

16.59 L'indice de prix de Walsh, P_W , échoue à quatre tests : le test d'inversion des prix, T13; le test de limitation par les indices de Paasche et de Laspeyres, T16; le test de monotonie aux quantités de la période courante, T19; et le test de monotonie aux quantités de la période de référence, T20.

16.60 Enfin, l'indice de prix de Törnqvist P_T échoue à neuf tests : le test T4 (panier-type), les tests d'inversion des quantités et des prix, T12 et T13, le test T15 (valeur moyenne pour les quantités), le test T16 (limitation par les indices de Paasche et de Laspeyres) et les quatre tests de monotonie T17 à T20. L'indice de Törnqvist accuse donc un taux d'échec plutôt supérieur du point de vue de l'approche axiomatique de la théorie des indices³⁵.

16.61 Il est possible de tirer une conclusion provisoire des résultats ci-dessus : du point de vue de cette approche particulière des indices par les tests bilatéraux, l'indice idéal de prix de Fisher P_F semble être le «meilleur» puisqu'il satisfait aux 20 tests. Les indices

³⁴On trouvera d'autres caractérisations de l'indice de prix de Fisher dans Funke and Voeller (1978) ou dans Balk (1985; 1995).

³⁵Cependant, il est démontré au chapitre 19 que l'indice de Törnqvist est très proche de l'indice de Fisher quand on utilise des données de série temporelle «normale» affichant des tendances relativement régulières. On peut donc considérer que, dans de telles conditions, l'indice de Törnqvist passe les 20 tests avec un degré d'approximation relativement satisfaisant.

de Paasche et de Laspeyres viennent ensuite si nous considérons que chaque test est d'égale importance. Ces deux indices échouent toutefois au test primordial de la réversibilité temporelle. Les deux autres indices, à savoir ceux de Walsh et de Törnqvist, satisfont tous deux au test de réversibilité temporelle, mais l'indice de Walsh apparaît comme le «meilleur» puisqu'il satisfait à 16 des 20 tests, contre 11 seulement pour l'indice de Törnqvist³⁶.

Le test d'additivité

16.62 Un autre test est considéré comme très important par de nombreux comptables nationaux : la *test d'additivité*. C'est un test ou une propriété applicable à l'indice des quantités implicite $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ qui correspond à l'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ quand on utilise le test de produit (16.17). Il énonce que l'indice des quantités implicite a la forme suivante :

$$Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^* q_i^1}{\sum_{m=1}^n P_m^* q_m^0} \quad (16.30)$$

où le *prix* commun d'un produit sur les diverses périodes, p_i^* pour $i = 1, \dots, n$, peut être une fonction de tous les $4n$ prix et quantités se rapportant aux deux périodes ou situations considérées, p^0, p^1, q^0, q^1 . Dans les travaux consacrés aux comparaisons multilatérales (c'est-à-dire aux comparaisons entre plus de deux situations), il est assez fréquent de poser en hypothèse que la comparaison des quantités entre deux régions données peut être faite en utilisant les deux vecteurs des quantités régionaux, q^0 et q^1 , et un vecteur des prix de référence commun, $p^* = (p_1^*, \dots, p_n^*)$ ³⁷.

16.63 De toute évidence, on peut obtenir différentes versions du test d'additivité si d'autres restrictions sont imposées en ce qui concerne les variables dont dépend chaque prix de référence p_i^* . La plus simple de ces restrictions consiste à poser en hypothèse que chaque p_i^* ne dépend que des prix du produit i pour chacune des deux situations considérées, p_i^0 et p_i^1 . Si l'on suppose en outre que la forme fonctionnelle de la fonction de pon-

dération est la même pour chaque produit, de sorte que $p_i^* = m(p_i^0, p_i^1)$ pour $i = 1, \dots, n$, on obtient l'*indice des quantités univoque* que postule Knibbs (1924, p. 44).

16.64 La théorie de l'*indice des quantités univoque* (ou *indice des quantités pur*)³⁸ est le penchant de la théorie de l'indice des prix pur esquissée aux paragraphes 15.24 à 15.32 du chapitre 15. Nous en donnons ici les grandes lignes. Supposons que l'indice des quantités pur Q_K se présente sous la forme fonctionnelle suivante :

$$Q_K(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n q_i^1 m(p_i^0, p_i^1)}{\sum_{k=1}^n q_k^0 m(p_k^0, p_k^1)} \quad (16.31)$$

Par hypothèse, les vecteurs des prix p^0 et p^1 sont strictement positifs et les vecteurs des quantités q^0 et q^1 non négatifs, mais ont au moins une composante positive³⁹. Le problème consiste à déterminer, si c'est possible, la forme fonctionnelle de la moyenne m . Pour ce faire, il faut soumettre l'indice des quantités pur Q_K à certains tests ou propriétés. Comme dans le cas de l'indice des prix pur, il est tout à fait raisonnable de demander que l'indice des quantités satisfasse au *test de réversibilité temporelle* :

$$Q_K(p^1, p^0, q^1, q^0) = \frac{1}{Q_K(p^0, p^1, q^0, q^1)} \quad (16.32)$$

16.65 Comme c'était le cas dans la théorie de l'indice des prix univoque, on voit que : pour que l'indice des quantités univoques Q_K satisfasse au test de réversibilité temporelle (16.32), la fonction de moyenne dans l'équation (16.31) doit être *symétrique*. Il est également demandé que Q_K satisfasse au *test d'invariance à la modification proportionnelle des prix courants* suivant :

$$Q_K(p^0, \lambda p^1, q^0, q^1) = Q_K(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad \text{pour tous les } p^0, p^1, q^0, q^1 \text{ et les } \lambda > 0. \quad (16.33)$$

16.66 Le test d'invariance repose sur l'idée suivante : l'indice des quantités $Q_K(p^0, p^1, q^0, q^1)$ devrait dépendre uniquement des prix *relatifs* dans chaque période et pas de l'inflation entre les deux périodes. Une autre façon d'interpréter ce test (16.33) consiste à envisager les implications pour l'indice des prix implicite correspondant, P_{IK} , défini en utilisant le test de factorité (16.17). On peut démontrer que, si Q_K vérifie l'équation (16.33), l'indice des prix implicite correspondant P_{IK} satisfera alors au test T5 ci-dessus, c'est-à-dire au *test de propor-*

³⁶Cette assertion doit être nuancée: il existe beaucoup d'autres tests que nous n'avons pas analysés, et les statisticiens peuvent avoir des opinions différentes sur l'importance qu'il y a à satisfaire les différentes batteries de tests. D'autres tests sont examinés par von Auer (2001; 2002), Eichhorn et Voeller (1976), Balk (1995) ou Vogt et Barta (1997), entre autres. Les paragraphes 16.101 à 16.135 montrent que l'indice de Törnqvist est idéal lorsqu'il est examiné en fonction d'une autre série d'axiomes.

³⁷Hill (1993, p. 395–397) qualifie ces méthodes multilatérales de *méthode des blocs*, tandis que Diewert (1996a, p. 250–251) parle de *méthode du prix moyen*. Diewert (1999b, p. 19) utilise quant à lui l'expression *système multilatéral additif*. Pour une présentation des diverses approches de la théorie des indices multilatéraux, voir Balk (1996a; 2001) et Diewert (1999b).

³⁸Diewert (2001) emploie cette expression.

³⁹On suppose que $m(a, b)$ présente les deux propriétés suivantes : $m(a, b)$ est une fonction positive et continue, définie pour tous les nombres positifs a et b , et $m(a, a) = a$ pour tous les $a > 0$.

tionnalité aux prix courants. Les deux tests, (16.32) et (16.33), déterminent la forme fonctionnelle précise de l'indice des quantités pur Q_K défini par l'équation (16.31) : l'indice des quantités pur ou *indice des quantités univoque* de Knibbs, Q_K , doit être l'indice de quantités de Walsh Q_W ⁴⁰ défini par :

$$Q_W(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n q_i^1 \sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{k=1}^n q_k^0 \sqrt{p_k^0 p_k^1}} \quad (16.34)$$

16.67 Par conséquent, avec l'addition des deux tests, l'indice des prix pur P_K doit être l'indice de prix de Walsh P_W défini par l'équation (15.19) au chapitre 15, avec l'addition des deux mêmes tests (mais appliqués cette fois aux indices des quantités et non pas aux indices des prix), l'indice des quantités pur Q_K doit être l'indice de quantités de Walsh Q_W défini par l'équation (16.34). Notons, toutefois, que le produit des indices de prix et de quantités de Walsh *n'est pas* égal au rapport des dépenses, V^1/V^0 . Les avocats des indices des prix et des quantités purs ou univoques doivent donc choisir l'un des deux concepts; ils ne peuvent pas les appliquer simultanément⁴¹.

16.68 Si l'indice des quantités $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ satisfait au test d'additivité (16.30) pour certaines pondérations par les prix p_i^* , la variation en pourcentage de l'agrégat des quantités, $Q(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1$, peut être réécrit de la façon suivante :

$$\begin{aligned} Q(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^* q_i^1}{\sum_{m=1}^n p_m^* q_m^0} - 1 = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^* q_i^1 - \sum_{m=1}^n p_m^* q_m^0}{\sum_{m=1}^n p_m^* q_m^0} \\ &= \sum_{i=1}^n w_i (q_i^1 - q_i^0) \end{aligned} \quad (16.35)$$

où la *pondération* du produit i , w_i , est définie comme suit :

$$w_i = \frac{p_i^*}{\sum_{m=1}^n p_m^* q_m^0}; \quad i = 1, \dots, n. \quad (16.36)$$

Notons que la variation de la quantité du produit i de la situation 0 à la situation 1 est $q_i^1 - q_i^0$. Le $i^{\text{ème}}$ terme du membre de droite de l'équation (16.35) est par conséquent la contribution de la variation de la quantité du produit i à la variation globale en pourcentage de l'agrégat entre les périodes 0 et 1. Les analystes du secteur

privé souhaitent souvent que les offices de statistique donnent des décompositions du type présenté dans l'équation (16.35), de façon à ce qu'ils puissent décomposer la variation globale d'un agrégat en composantes représentant les variations spécifiques à chaque secteur⁴². Il existe donc de la part des utilisateurs une demande d'indices de quantités additifs.

16.69 Pour l'indice de quantités de Walsh défini par l'équation (16.34), la $i^{\text{ème}}$ pondération est

$$w_{w_i} = \frac{\sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{m=1}^n q_m^0 \sqrt{p_m^0 p_m^1}}; \quad i = 1, \dots, n. \quad (16.37)$$

L'indice de quantités de Walsh Q_W présente donc une décomposition additive de ses variations en diverses composantes de la forme de l'équation (16.35), où les pondérations sont définies par l'équation (16.37).

16.70 Il apparaît que la décomposition de la variation en pourcentage de l'indice de quantités de Fisher Q_F , définie par l'équation (15.14) au chapitre 15, est elle aussi additive et se présente sous la forme donnée par l'équation (16.35)⁴³. La $i^{\text{ème}}$ pondération w_{F_i} pour cette décomposition de Fisher est plutôt compliquée et dépend de l'indice de quantités de Fisher $Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ⁴⁴, selon la formule suivante :

$$w_{F_i} = \frac{w_i^0 + (Q_F)^2 w_i^1}{1 + Q_F}; \quad i = 1, \dots, n \quad (16.38)$$

où Q_F est la valeur de l'indice de quantités de Fisher, $Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$, et où le prix normalisé du produit i à la période t , w_i^t , défini comme le prix à la période i , p_i^t , divisé par la dépense consacré à l'agrégat à la période t :

$$w_i^t = \frac{p_i^t}{\sum_{m=1}^n p_m^t q_m^t}; \quad t = 0, 1; \quad i = 1, \dots, n. \quad (16.39)$$

⁴²Il est aussi fréquent que les analystes du secteur privé et du secteur public demandent une décomposition similaire de la variation des prix entre les différentes composantes sectorielles qui l'expliquent.

⁴³L'indice de quantité de Fisher a lui aussi une décomposition additive du type défini par l'équation (16.30) due à Van Ijzeren (1987, p. 6). Le $i^{\text{ème}}$ prix de référence p_i^* est défini sous la forme $p_i^* = [(1/2)p_i^0 + (1/2)p_i^1]/P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$, pour $i = 1, \dots, n$ dans laquelle P_F est l'indice de prix de Fisher. Cette décomposition a aussi été calculée indépendamment par Dikhanov (1997). La décomposition de l'indice de quantités de Fisher par Van Ijzeren est utilisée à l'heure actuelle par le Bureau of Economic Analysis des États-Unis; voir Moulton and Seskin (1999, p. 16) ainsi que Ehemann, Katz, and Moulton (2002).

⁴⁴Cette décomposition a été obtenue par Diewert (2002a) et par Reinsdorf, Diewert et Ehemann (2002). Son interprétation économique est donnée par Diewert (2002a).

⁴⁰C'est l'indice des quantités qui correspond à l'indice des prix 8 défini par Walsh (1921a, p. 101).

⁴¹Knibbs (1924) n'a pas relevé ce point.

16.71 En utilisant les pondérations w_{F_i} définies par les équations (16.38) et (16.39), on obtient cette décomposition exacte pour l'indice de quantités idéal de Fisher :

$$Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 = \sum_{i=1}^n w_{F_i} (q_i^1 - q_i^0). \quad (16.40)$$

La décomposition de la variation en pourcentage de l'indice de quantités idéal de Fisher est donc additive⁴⁵.

16.72 Étant donné que les indices de prix et de quantités de Fisher sont symétriques, on peut voir que la décomposition suivante de la variation en pourcentage de l'indice de prix de Fisher P_F défini par l'équation (16.27) est aussi additive :

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 = \sum_{i=1}^n v_{F_i} (p_i^1 - p_i^0) \quad (16.41)$$

où la pondération v_{F_i} du produit i est définie comme suit :

$$v_{F_i} = \frac{v_i^0 + (P_F)^2 v_i^1}{1 + P_F}; \quad i = 1, \dots, n \quad (16.42)$$

où P_F est la valeur de l'indice de prix de Fisher : $P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$ et où la quantité normalisée du produit i à la période t : v_i^t , est définie comme la quantité à la période i : q_i^t , divisée par la dépense consacré à l'agrégat à la période t :

$$v_i^t = \frac{q_i^t}{\sum_{m=1}^n p_m^t q_m^t}; \quad t = 0, 1; \quad i = 1, \dots, n. \quad (16.43)$$

16.73 Les résultats obtenus ci-dessus montrent que les indices de prix et de quantités de Fisher présentent des décompositions additives exactes en composantes qui donnent la contribution de la variation de chaque prix (ou quantité) à la variation globale de l'indice des prix (ou des quantités).

Approche stochastique des indices des prix

L'approche stochastique non pondérée initiale

16.74 L'approche stochastique de la détermination de l'indice des prix remonte aux travaux de Jevons (1863; 1865) et Edgeworth (1888), il y a plus de 100 ans⁴⁶.

⁴⁵Pour vérifier l'exactitude de cette décomposition, il faut introduire l'équation (16.38) dans l'équation (16.40) et résoudre l'équation qui en résulte pour Q_F . Il apparaît que la solution est égale à Q_F défini par l'équation (15.14) au chapitre 15.

⁴⁶Pour des références aux travaux dans ce domaine, voir Diewert (1993a, p. 37-38; 1995a; 1995b).

L'idée fondamentale qui sous-tend l'approche stochastique (non pondérée) est que chaque rapport de prix, p_i^1/p_i^0 pour $i = 1, 2, \dots, n$ peut être considéré comme l'estimation d'un taux d'inflation commun α entre les périodes 0 et 1⁴⁷.

On pose en hypothèse que

$$\frac{p_i^1}{p_i^0} = \alpha + \varepsilon_i; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (16.44)$$

où α est le taux d'inflation commun et les ε_i sont des variables aléatoires de moyenne 0 et de variance σ^2 . L'estimateur de α par la méthode des moindres carrés (dite aussi du maximum de vraisemblance) est l'indice de prix de Carli (1764) P_C défini comme suit :

$$P_C(p^0, p^1) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \frac{p_i^1}{p_i^0} \quad (16.45)$$

L'indice de prix de Carli a un défaut : il ne satisfait pas au test de réversibilité temporelle, à savoir $P_C(p^1, p^0) \neq 1/P_C(p^0, p^1)$ ⁴⁸.

16.75 Modifions maintenant la spécification stochastique et supposons que le logarithme de chaque rapport de prix, $\ln(p_i^1/p_i^0)$, est une estimation non biaisée du logarithme du taux d'inflation entre les périodes 0 et 1, disons β . La contrepartie de l'équation (16.44) est :

$$\ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) = \beta + \varepsilon_i; \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (16.46)$$

où $\beta = \ln \alpha$ et les ε_i sont des variables aléatoires distribuées de façon indépendante de moyenne 0 et de variance σ^2 . L'estimateur de β par la méthode des moindres carrés ou par la méthode du maximum de vraisemblance est le logarithme de la moyenne géométrique des rapports de prix. L'estimation correspondante pour le taux d'inflation commun α ⁴⁹ est donc l'indice de prix de Jevons (1865) P_J défini comme suit :

⁴⁷«Lorsque nous établissons nos moyennes, les fluctuations indépendantes s'annulent plus ou moins les unes les autres; la variation requise de l'or ne sera pas diminuée» (Jevons (1863, p. 26)).

⁴⁸Fisher (1922, p. 66) observe en fait que $P_C(p^0, p^1)P_C(p^1, p^0) \geq 1$ à moins que le vecteur des prix p^1 de la période 1 soit proportionnel au vecteur des prix p^0 de la période 0; autrement dit, Fisher montre que l'indice de Carli est entaché d'un biais positif défini. Il encourage vivement les offices de statistique à ne pas utiliser cette formule. Walsh (1901, p. 331, 530) trouve aussi ce résultat pour le cas où $n = 2$.

⁴⁹Greenlees (1999) souligne que, bien que $(1/n) \sum_{i=1}^n \ln(p_i^1/p_i^0)$ soit un estimateur non biaisé pour β , l'exponentiel correspondant de cet estimateur, P_J défini par l'équation (16.47), ne sera pas en général un estimateur non biaisé pour α dans le cadre de nos hypothèses stochastiques. Pour voir cela, posons $x_i = \ln(p_i^1/p_i^0)$. Si nous prenons les anticipations, nous avons : $E x_i = \beta = \ln \alpha$. Définissons la fonction positive convexe f d'une variable $f(x) = e^x$. L'inégalité de Jensen (1906) donne $E f(x) \geq f(E x)$. Si l'on pose que x est égal à la variable aléatoire x_i , cette inégalité devient : $E(p_i^1/p_i^0) = E f(x_i) \geq f(E x_i) = f(\beta) = e^\beta = e^{\ln \alpha} = \alpha$. Pour chaque n , donc, $E(p_i^1/p_i^0) \geq \alpha$, et l'on voit que l'indice de prix de Jevons sera entaché en général d'un biais positif dans le cadre des hypothèses stochastiques retenues.

$$P_J(p^0, p^1) = \prod_{i=1}^n \sqrt[n]{\frac{p_i^1}{p_i^0}} \quad (16.47)$$

16.76 L'indice de prix de Jevons P_J satisfait le test de réversibilité temporelle, ce qui le rend par conséquent beaucoup plus intéressant que l'indice de Carli, P_C . Les indices de Jevons et de Carli accusent néanmoins un défaut majeur : chaque rapport de prix p_i^1/p_i^0 est considéré comme d'égale importance et reçoit une pondération égale dans les formules d'indice (16.45) et (16.47). John Maynard Keynes se montre particulièrement sévère à l'encontre de l'approche stochastique non pondérée de la théorie des indices⁵⁰, vigoureusement appuyée par Edgeworth (1923) à laquelle il adresse les critiques suivantes :

Je me risque néanmoins à maintenir que de telles idées, que je me suis efforcé d'exposer ci-dessus d'une manière aussi objective et plausible que possible, sont complètement fausses. Les «erreurs d'observation», la conception de l'indice des prix comme «des tentatives manquées d'atteindre le centre d'une seule et même cible», la «variation moyenne objective des prix généraux» d'Edgeworth, tout cela résulte d'une confusion de pensées. Il n'y a pas de centre de la cible. Il n'y a pas de centre mouvant mais unique, qu'on l'appelle niveau général des prix ou variation moyenne objective des prix généraux, autour duquel sont dispersés les niveaux de prix mouvants des différentes choses. Il existe toutes les conceptions diverses, assez définies, des niveaux de prix de produits composites adaptées à la diversité des objectifs et des enquêtes énoncées plus haut, et de beaucoup d'autres encore. Il n'y a rien d'autre. Jevons poursuivait un mirage.

Quelle est la faille de ce raisonnement? C'est d'abord de supposer que les fluctuations des différents prix autour de la «moyenne» sont «aléatoires», au sens requis par la théorie de la combinaison d'observations indépendantes. Selon cette théorie, la divergence d'une observation par rapport à la position vraie est censée n'avoir aucune influence sur les divergences d'autres «observations». Mais, dans le cas des prix, le mouvement du prix d'un produit influe forcément sur les mouvements des prix d'autres produits, et l'ampleur de ces mouvements compensatoires dépend de l'ampleur de la variation des dépenses consacrées au premier produit, comparée à celle des dépenses consacrées aux produits touchés en second lieu. C'est pourquoi, plutôt qu'une «indépendance», il existe entre les «erreurs» commises dans des «observations» successives ce que certains

spécialistes des probabilités ont appelé «corrélation», ou, pour reprendre l'expression de Lexis, une «dispersion subnormale».

Nous ne pouvons donc pas aller plus loin avant d'avoir énoncé la loi de corrélation requise. Mais celle-ci ne peut être énoncée sans faire référence à l'importance relative des produits touchés — ce qui nous ramène au problème que nous avons essayé d'éviter : la pondération des produits élémentaires formant un produit composé (Keynes (1930, p. 76–77)).

Il semble que le principal argument de Keynes dans la citation susmentionnée soit que dans une économie les prix ne sont pas distribués indépendamment les uns des autres ou des quantités en cause. Pour reprendre la terminologie macroéconomique actuelle, on peut dire que Keynes indique qu'un choc macroéconomique sera distribué sur l'ensemble des prix et des quantités d'une économie via l'interaction normale entre l'offre et la demande, c'est-à-dire par le biais du système d'équilibre général. Keynes semble donc pencher en faveur de l'approche économique de la théorie des indices (avant même que celle-ci soit véritablement développée) dans laquelle les mouvements des quantités sont liés fonctionnellement aux mouvements des prix. Keynes avance un autre argument dans la citation susmentionnée : il n'existe pas de taux qui serait le taux d'inflation, mais seulement des variations de prix se rapportant à des ensembles bien spécifiés de produits ou de transactions; le domaine de définition de l'indice des prix doit donc être spécifié avec soin⁵¹. Keynes soutient enfin que les mouvements des prix doivent être pondérés par leur importance économique, c'est-à-dire par les quantités où les dépenses.

16.77 Outre les critiques théoriques susmentionnées, Keynes a aussi fait valoir des arguments empiriques forts à l'encontre de l'approche stochastique non pondérée d'Edgeworth :

Ceux qui n'étaient pas aussi au fait des subtilités de cette question qu'Edgeworth lui-même ont en général assimilée la «variation moyenne objective des prix généraux» de Jevons et Edgeworth, ou norme «indéfinie», au pouvoir d'achat de la monnaie — ne serait-ce que pour l'excellente raison qu'il était difficile de la visualiser sous une autre forme. Et comme tout indice respectable (de quelque manière qu'il soit pondéré) couvrant un nombre de produits relativement important pouvait, conformément à cet argument, être considéré comme une approximation acceptable de la norme indéfinie, il a paru naturel d'estimer que tout indice de ce type constituait aussi une approximation acceptable du pouvoir d'achat de la monnaie.

Enfin, la conclusion selon laquelle toutes les normes «reviennent finalement à peu près la même chose» a été corroborée «de façon inductive» par le fait que des indices rivaux (mais cependant tous étant des indices de prix de gros) ont montré une très large convergence, en

⁵⁰Walsh (1901, p. 83) souligne aussi qu'il importe de prévoir des pondérations tenant correctement compte de l'importance économique des produits visés dans les périodes comparées: «Cela dit, assigner des pondérations non symétriques adaptées approximativement aux tailles relatives, que ce soit pour des séries temporelles de longue durée ou pour chaque période prise séparément, ne poserait guère de difficultés supplémentaires; et même une procédure approximative de ce type donnerait des résultats bien supérieurs à ceux produits par une pondération symétrique. Il est particulièrement absurde de s'abstenir d'utiliser des pondérations non symétriques très approximatives au motif qu'elles manquent de précision, et d'utiliser à leur place des pondérations symétriques beaucoup plus imprécises».

⁵¹Pour de plus amples informations sur ce point, voir les paragraphes 15.7 à 15.17 du chapitre 15.

dépît de leurs différences de composition ... Au contraire, les tableaux présentés ci-dessus (p. 53 et 55) apportent de fortes présomptions à l'appui de la thèse selon laquelle, sur la longue période aussi bien que sur la courte période, les mouvements respectifs des indices de prix de gros et des indices de prix à la consommation peuvent afficher des divergences considérables (Keynes (1930, p. 80–81)).

Dans cette citation, Keynes note que les partisans de la mesure des variations de prix par l'approche stochastique non pondérée ont été confortés par le fait que tous les indices (non pondérés) des prix de gros existant alors affichaient des mouvements dans l'ensemble similaires. Keynes montre toutefois, de façon empirique, que ces indices évoluent de façon fort différente des indices de prix à consommation.

16.78 Pour répondre aux critiques adressées à l'approche stochastique non pondérée des indices, il faut :

- donner à l'indice un domaine de définition précis;
- pondérer les rapports de prix par leur importance économique⁵².

D'autres méthodes de pondération sont examinées dans les sections suivantes.

Approche stochastique pondérée

16.79 Walsh (1901, pp. 88-89) a été semble-t-il le premier statisticien à faire valoir qu'une approche stochastique bien conçue de la mesure des variations de prix supposait que les différents rapports de prix soient pondérés en fonction de leur importance économique ou de leur *valeur de transactions* dans les deux périodes considérées :

Il pourrait sembler à première vue que si chaque cotation de prix correspondait simplement à un produit élémentaire, et puisque chaque produit (ou type de produit) se voit assigner un prix unique, les variations de prix de chaque type de produit correspondraient à ce produit élémentaire unique. C'est ainsi que la question est apparue à ceux qui ont enquêté les premiers sur les variations de prix, et c'est pour cette raison qu'ils ont utilisé une moyenne simple assortie de pondérations symétriques. Mais la cotation d'un prix est la cotation du prix d'un nom générique applicable à de nombreux articles; et ce nom générique peut couvrir aussi bien quelques articles qu'un grand nombre de ceux-ci. ... Par conséquent, une cotation de prix unique peut s'appliquer à des valeurs d'une centaine, d'un millier ou d'un million de dollars pour l'ensemble des articles constituant le produit nommé. Sa pondération dans la moyenne devrait par conséquent être fonction de cette valeur en unités monétaires (Walsh (1921a, p. 82–83)).

Mais Walsh n'avance pas d'arguments convaincants quant à la façon de déterminer précisément ces pondérations économiques.

⁵²Walsh (1901, p. 82–90; 1921a, p. 82–83) critique aussi l'absence de pondérations dans l'approche stochastique non pondérée de la théorie des indices.

16.80 Henri Theil (1967, p. 136-137) propose une solution à l'absence de pondérations dans l'indice de Jevons, P_J défini par l'équation (16.47). Son raisonnement est le suivant. Supposons que l'on tire de façon aléatoire les rapports de prix de telle façon que chaque euro dépensé dans la période de référence ait la même chance d'être sélectionné. La probabilité de tirer le $i^{\text{ème}}$ rapport de prix est alors égale à $s_i^0 = p_i^0 q_i^0 / \sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^0$, part de dépenses consacrée au produit i dans la période 0. La variation moyenne globale (en utilisant les pondérations de la période 0) du logarithme du prix est alors $\sum_{i=1}^n s_i^0 \ln(p_i^1/p_i^0)$ ⁵³. Répétons maintenant l'expérience susmentionnée et procédons à un tirage aléatoire des rapports de prix de telle façon que chaque euro dépensé dans la période 1 ait la même chance d'être sélectionné. Cela conduit à une variation moyenne globale (en utilisant les pondérations de la période 1) du logarithme du prix égale à $\sum_{i=1}^n s_i^1 \ln(p_i^1/p_i^0)$ ⁵⁴.

16.81 Chacune de ces mesures de la variation globale du logarithme du prix semble également valable, de sorte que nous pourrions préconiser l'utilisation d'une moyenne symétrique des deux pour obtenir une mesure finale unique de la variation globale du logarithme du prix. Theil⁵⁵ soutient qu'il est possible d'obtenir une «belle» formule d'indice des prix symétrique si l'on pose que la probabilité de sélection du $n^{\text{ème}}$ rapport de prix est égale à la moyenne arithmétique des parts de dépenses consacrées au produit n à la période 0 et à la période 1. La mesure finale de la variation globale du logarithme de prix obtenue par Theil en utilisant ces probabilités de sélection est

$$\ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (s_i^0 + s_i^1) \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right). \quad (16.48)$$

Notons que l'indice P_T défini par l'équation (16.48) est égal à l'indice de Törnqvist défini par l'équation (15.81) au chapitre 15.

16.82 On peut donner une interprétation statistique du membre de droite de l'équation (16.48). Définissons le $i^{\text{ème}}$ rapport des logarithmes de prix r_i comme suit :

⁵³Au chapitre 19, cet indice est appelé l'*indice géométrique de Laspeyres*, P_{GL} . Vartia (1978, p. 272) y fait référence sous l'appellation d'*indice logarithmique de Laspeyres*. Cet indice est encore nommé *indice géométrique utilisant les pondérations de la période de référence*.

⁵⁴Au chapitre 19, cet indice est appelé l'*indice géométrique de Paasche*, PGP . Vartia (1978, p. 272) y fait référence en parlant de l'*indice logarithmique de Paasche*. Cet indice est encore nommé *indice géométrique pondéré en fonction de la période courante*.

⁵⁵«L'indice de prix des prix défini dans les équations (1.8) et (1.9) utilise les n différences des logarithmes de prix comme composantes de base. Elles sont combinées de façon linéaire par une procédure de sélection aléatoire en deux étapes : nous donnons d'abord à chaque région la même chance ($1/2$), d'être la choisie, et nous donnons ensuite à chaque euro dépensé dans la région choisie la même chance ($1/m_a$ y $1/m_b$) d'être tiré» (Theil (1967, p. 138)).

$$r_i = \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \text{ pour } i = 1, \dots, n. \quad (16.49)$$

Définissons maintenant la variable aléatoire discrète, disons R , comme une variable aléatoire pouvant prendre les valeurs r_i avec des probabilités $\rho_i = (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ pour $i = 1, \dots, n$. Notons que, puisque la somme de chaque ensemble de parts de dépenses, s_i^0 et s_i^1 , est égale à l'unité sur l'ensemble des i , la somme des probabilités ρ_i sera aussi égale à l'unité. On voit que l'espérance mathématique de la variable aléatoire discrète R est

$$E[R] = \sum_{i=1}^n \rho_i r_i = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (s_i^0 + s_i^1) \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) = \ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1). \quad (16.50)$$

Le logarithme de l'indice P_T peut donc être interprété comme l'espérance mathématique de la distribution des rapports des logarithmes de prix dans le domaine de définition considéré, où la pondération des n rapports de prix discrets dans ce domaine de définition se fait en utilisant les pondérations aléatoires de Theil, $\rho_i = (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ pour $i = 1, \dots, n$.

16.83 Si l'on prend les exponentielles des deux membres de l'équation (16.48), on obtient l'indice de prix de Törnqvist (1936; 1937) et Theil, P_T^{56} . Cette formule d'indice affiche un certain nombre de bonnes propriétés. En particulier, P_T satisfait aux tests de proportionnalité aux prix courants T5 et au test de réversibilité temporelle T11, qui ont été examinés précédemment. Ces deux tests peuvent être utilisés pour justifier la méthode (arithmétique) de Theil, qui fait la moyenne des deux ensembles de parts de dépenses pour obtenir ses pondérations aléatoires, $\rho_i = (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ pour $i = 1, \dots, n$. Considérons la classe symétrique de moyennes arithmétiques de formules d'indices logarithmiques suivante :

$$P_S(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sum_{i=1}^n m(s_i^0, s_i^1) \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \quad (16.51)$$

où $m(s_i^0, s_i^1)$ est une fonction positive des parts de dépenses consacrées au produit i dans les périodes de 0 et 1, s_i^0 et s_i^1 respectivement. Pour que P_S satisfasse au test de réversibilité temporelle, il est nécessaire que la fonction m soit symétrique. On peut montrer alors⁵⁷ que, pour que P_S satisfasse au test T5, m doit être la moyenne arithmétique. Cela donne une justification raisonnablement solide au choix de moyenne fait par Theil.

16.84 L'approche stochastique de Theil présente une autre «belle» propriété de symétrie. Au lieu de considérer

la distribution des logarithmes des rapports de prix $r_i = \ln p_i^1/p_i^0$, nous pourrions considérer la distribution des logarithmes des inverses des rapports de prix, à savoir :

$$t_i = \ln \frac{p_i^0}{p_i^1} = \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{-1} = -\ln \frac{p_i^1}{p_i^0} = -r_i \text{ pour } i = 1, \dots, n. \quad (16.52)$$

La probabilité symétrique, $\rho_i = (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$, peut encore être associée à l' $i^{\text{ème}}$ inverse des rapports de prix logarithmiques t_i pour $i = 1, \dots, n$. Définissons maintenant la variable aléatoire discrète, disons T , comme une variable qui peut prendre les valeurs t_i avec des probabilités $\rho_i = (1/2)[s_i^0 + s_i^1]$ pour $i = 1, \dots, n$. On voit que l'espérance mathématique de la variable aléatoire discrète T est

$$\begin{aligned} E[T] &= \sum_{i=1}^n \rho_i t_i \\ &= -\sum_{i=1}^n \rho_i r_i \text{ en utilisant (16.52)} \\ &= -E[R] \text{ en utilisant (16.50)} \\ &= -\ln P_T(p^0, p^1, q^0, q^1). \end{aligned} \quad (16.53)$$

On voit donc que la distribution de la variable aléatoire T est égale à la distribution de la variable aléatoire R affectée du signe moins. Par conséquent, le choix de la distribution des rapports de prix logarithmiques initiaux : $r_i = \ln p_i^1/p_i^0$ ou de leurs inverses : $t_i = \ln p_i^0/p_i^1$, est sans importance; la théorie stochastique obtenue est fondamentalement la même.

16.85 Il est possible d'envisager des approches stochastiques pondérées de la théorie des indices où l'on considère la distribution des rapports de prix : p_i^1/p_i^0 , plutôt que celle des rapports de prix logarithmiques, $\ln p_i^1/p_i^0$. Supposons donc en suivant à nouveau les traces de Theil, que les rapports de prix sont tirés de façon aléatoire de telle façon que chaque euro dépensé dans la période de référence ait la même chance d'être sélectionné. La probabilité de tirer le $i^{\text{ème}}$ rapport de prix est alors égale à s_i^0 , part de dépenses consacrée au produit i dans la période 0. La variation de prix moyenne globale (pondérée en fonction de la période 0) est :

$$P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sum_{i=1}^n s_i^0 \frac{p_i^1}{p_i^0}, \quad (16.54)$$

c'est-à-dire l'indice de prix de Laspeyres, P_L . Cette approche stochastique est la méthode naturelle pour étudier les problèmes d'échantillonnage soulevés par l'application de l'indice de prix de Laspeyres.

16.86 Répétons maintenant l'expérience susmentionnée et procédons à un tirage aléatoire des rapports de prix de telle façon que chaque euro dépensé dans la période 1 ait la même chance d'être sélectionné. Cela conduit à une variation moyenne globale (pondérée en

⁵⁶Le problème du biais de sélection étudié par Greenlees (1999) ne se pose pas en l'occurrence, car il n'est pas question d'échantillonnage dans la définition (16.50) : la somme des $p_i^t q_i^t$ sur l'ensemble des i pour chaque période t est supposée être égale à l'agrégat en valeur V^t pour la période t .

⁵⁷Voir Diewert (2000) et Balk and Diewert (2001).

fonction de la période 1) du logarithme du prix égale à :

$$P_{pal}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sum_{i=1}^n s_i^1 \frac{p_i^1}{p_i^0} \quad (16.55)$$

Cette formule est connue sous l'appellation de formule d'indice de Palgrave (1886)⁵⁸.

16.87 On peut vérifier que ni l'indice de prix de Laspeyres ni celui de Palgrave ne satisfont au test de réversibilité temporelle, T11. Nous pouvons donc essayer, toujours en suivant les traces de Theil, d'obtenir une formule qui satisfasse au test de réversibilité temporelle en prenant une moyenne symétrique des deux ensembles de pondérations. Considérons par conséquent la *classe symétrique de moyennes arithmétiques de formules d'indice* suivante :

$$P_m(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sum_{i=1}^n m(s_i^0, s_i^1) \frac{p_i^1}{p_i^0} \quad (16.56)$$

où $m(s_i^0, s_i^1)$ est une fonction symétrique des parts de dépenses consacrées au produit i dans les périodes 0 et 1, s_i^0 et s_i^1 respectivement. Pour interpréter le membre de droite de l'équation (16.56) comme l'espérance mathématique des rapports de prix p_i^1/p_i^0 , il est nécessaire que

$$\sum_{i=1}^n m(s_i^0, s_i^1) = 1. \quad (16.57)$$

Toutefois, pour que l'équation (16.57) soit vérifiée, m doit être la moyenne arithmétique⁵⁹. Si m est ainsi choisi, l'équation (16.56) devient la formule d'indice (sans appellation particulière) suivante, P_u :

$$P_u(p^0, p^1, q^0, q^1) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (s_i^0 + s_i^1) \frac{p_i^1}{p_i^0} \quad (16.58)$$

Malheureusement, l'indice P_u ne satisfait pas lui non plus au test de réversibilité temporelle⁶⁰.

16.88 Au lieu d'examiner la distribution des rapports de prix, p_i^1/p_i^0 , on peut envisager d'examiner celle des *inverses* de ces rapports. Les contreparties des indices asymétriques définis par les équations (16.54) et (16.55) sont maintenant $\sum_{i=1}^n s_i^0 (p_i^0/p_i^1)$ et $\sum_{i=1}^n s_i^1 (p_i^0/p_i^1)$ respectivement. Il s'agit d'indices des prix (stochas-

tiques) établis *par calcul rétrospectif*, c'est-à-dire de la période 1 à la période 0. Pour faire en sorte qu'ils puissent être comparés aux autres indices établis en sens normal présentés précédemment, nous prenons les inverses de ces indices (ce qui nous conduit aux moyennes harmoniques) et obtenons les deux indices suivants :

$$P_{HL}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n s_i^0 \frac{p_i^0}{p_i^1}}; \quad (16.59)$$

$$\begin{aligned} P_{HP}(p^0, p^1, q^0, q^1) &\equiv \frac{1}{\sum_{i=1}^n s_i^1 \frac{p_i^0}{p_i^1}} \\ &= \frac{1}{\sum_{i=1}^n s_i^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{-1}} = P_p(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned} \quad (16.60)$$

en utilisant l'équation (15.9) du chapitre 15. Il apparaît donc que l'inverse de l'indice de prix stochastique défini par l'équation (16.60) est l'indice de prix de Paasche fondé sur un panier-type, P_p . Cette approche stochastique est la méthode naturelle pour étudier les problèmes d'échantillonnage soulevés par l'application d'un indice de Paasche. L'autre indice des prix stochastique inverse à pondérations asymétriques défini par la formule (16.59) n'est associé au nom d'aucun auteur, mais Fisher (1922, p. 467) le mentionne sous sa formule d'indice numéro 13. Vartia (1978, p. 272) qualifie cette formule d'*indice de Laspeyres harmonique* et c'est cette terminologie que nous utiliserons.

16.89 Considérons maintenant la *classe des indices de prix inverses à pondérations symétriques* définie par :

$$P_{mr}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n m(s_i^0, s_i^1) \left(\frac{p_i^0}{p_i^1} \right)^{-1}} \quad (16.61)$$

où, comme à l'ordinaire, $m(s_i^0, s_i^1)$ est une moyenne symétrique homogène des parts de dépenses consacrées au produit i dans les périodes 0 et 1. Cependant, aucun des indices définis par les équations (16.59) à (16.61) ne satisfait au test de réversibilité temporelle.

16.90 Le fait que la formule d'indice de Theil P_T satisfasse au test de réversibilité temporelle conduit à retenir de préférence cet indice comme «meilleure» approche stochastique pondérée.

16.91 Les principales caractéristiques de l'approche stochastique pondérée de la théorie des indices peuvent être résumées comme suit. Il convient d'abord de choisir deux périodes et un domaine de définition des

⁵⁸C'est la formule numéro 9 de la liste d'indices établie par Fisher (1922, p. 466).

⁵⁹La preuve de cette assertion est faite par Balk et Diewert (2001).

⁶⁰Cet indice est entaché en fait du même biais positif que l'indice de Carli, en ce sens que $P_u(p^0, p^1, q^0, q^1) P_u(p^1, p^0, q^1, q^0) \geq 1$. Pour le démontrer, observons que l'inégalité précédente est équivalente à $[P_u(p^1, p^0, q^1, q^0)]^{-1} \leq P_u(p^0, p^1, q^0, q^1)$ et qu'elle découle du fait qu'une moyenne harmonique pondérée de n nombres positifs est inférieure ou égale à la moyenne arithmétique pondérée correspondante; voir Hardy, Littlewood, and Pólya (1934, p. 26).

transactions. Comme d'habitude, chaque transaction en valeur correspondant à chacun des n produits relevant du domaine de définition est ventilée en composantes de prix et de quantités. Puis, en posant en hypothèse qu'il n'y a ni apparition de nouveaux produits ni disparition de ceux qui existaient déjà, nous avons n rapports de prix p_i^1/p_i^0 afférents aux deux situations considérées et $2n$ parts de dépenses correspondantes. L'approche stochastique pondérée suppose seulement que ces n rapports de prix, ou une transformation de ces rapports de prix, $f(p_i^1/p_i^0)$, obéissent à une distribution statistique discrète, où la $i^{\text{ème}}$ probabilité, $p_i = m(s_i^0, s_i^1)$, est une fonction des parts de dépenses se rapportant au produit i dans les deux situations considérées, s_i^0 et s_i^1 . Il en résulte différents indices des prix, selon la manière dont les fonctions f et m sont choisies. Dans la méthode de Theil, la fonction de transformation f est le logarithme naturel et la fonction de moyenne m est la moyenne arithmétique non pondérée simple.

16.92 L'approche stochastique pondérée de la théorie des indices présente une troisième facette : il faut aussi décider quel *nombre unique* résume le mieux la distribution des n rapports de prix (transformés, le cas échéant). Dans l'analyse développée plus haut, la *moyenne* de la distribution discrète a été choisie comme la «meilleure» mesure synthétique de la distribution des rapports de prix (transformés, le cas échéant). D'autres mesures sont cependant possibles. En particulier, La *médiane pondérée* et divers types de *moyenne tronquée*, sont souvent avancées comme «meilleure» mesure de la tendance centrale, car elles réduisent au minimum l'influence des valeurs aberrantes. Toutefois, l'examen approfondi de ces mesures possibles de la tendance centrale déborderait du cadre de ce chapitre. On trouvera des éléments de réflexion et des références supplémentaires sur les approches stochastiques de la théorie des indices dans les publications suivantes : Clements and Izan (1981; 1987), Selvanathan and Rao (1994), Diewert (1995b), Cecchetti (1997) and Wynne (1997; 1999).

16.93 Au lieu d'adopter l'approche stochastique de la théorie des indices, il est possible de prendre les mêmes données brutes utilisées dans cette approche mais de recourir à la méthode axiomatique. Dans la section suivante, l'indice des prix est donc considéré comme une fonction de n rapports de prix pondérés par des valeurs. Dans cette section l'approche de la théorie des indices par les tests est utilisée pour déterminer la forme fonctionnelle de l'indice des prix. En d'autres termes, l'approche axiomatique développée dans la section suivante s'intéresse aux *propriétés* des autres statistiques descriptives qui agrègent les différents rapports de prix (pondérés par leur importance économique) en mesure synthétique de la variation de prix, l'objectif étant de trouver la «meilleure» mesure synthétique de la variation de prix. L'approche axiomatique suivie ci-après peut donc être considérée comme une branche de la théorie des statistiques descriptives.

Seconde approche axiomatique des indices de prix bilatéraux

Cadre général et tests préliminaires

16.94 Comme nous l'avons vu aux paragraphes 16.1 à 16.10, l'une des approches de la théorie des indices proposée par Walsh visait à déterminer la «meilleure» moyenne pondérée des rapports de prix, r_i^{61} . Cela équivaut à utiliser une méthode axiomatique pour essayer de déterminer le «meilleur» indice se présentant sous la forme $P(r, v^0, v^1)$, où v^0 et v^1 sont les vecteurs des dépenses consacrées aux n produits durant les périodes 0 et 1⁶². Dans un premier temps, plutôt que de commencer avec des indices de forme $P(r, v^0, v^1)$, nous examinerons les indices qui se présentent sous la forme $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$, plus comparable au premier cadre axiomatique bilatéral utilisé aux paragraphes 16.30 à 16.73. Comme nous le verrons ci-après, si un indice de forme $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ est soumis au test d'invariance à la modification des unités de mesure, $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ peut alors être écrit sous la forme $P(r, v^0, v^1)$.

16.95 Rappelons que le test de factorité (16.17) a été utilisé pour définir l'indice des quantités $Q(p^0, p^1, q^0, q^1) = V^1/V^0 P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ qui correspond à l'indice des prix bilatéral $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$. Il apparaît que le même test de factorité est valable dans le cadre retenu à présent; cela signifie que, lorsque la forme fonctionnelle de l'indice des prix $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ a été déterminée, l'*indice des quantités implicite* correspondant peut être défini en fonction de P de la façon suivante :

$$Q(p^0, p^1, v^0, v^1) = \frac{\sum_{i=1}^n v_i^1}{\left(\sum_{i=1}^n v_i^0 \right) P(p^0, p^1, v^0, v^1)} \quad (16.62)$$

⁶¹Fisher adopte lui aussi ce point de vue lorsqu'il décrit son approche de la théorie des indices :

L'indice des prix d'une série de produits est une moyenne de leurs rapports de prix. Pour être plus concrète, cette définition est exprimée en termes de prix. Mais, de la même manière, un indice peut être calculé pour les salaires, les quantités de produits importés ou exportés et, en fait, pour tout objet incluant des variations divergentes d'un groupe de grandeurs. Là encore, cette définition est exprimée en termes de temps, mais l'indice peut être appliqué de façon tout aussi pertinente aux comparaisons entre deux lieux ou, en fait, aux comparaisons entre les grandeurs d'un groupe d'éléments placés dans des conditions données et leurs grandeurs dans d'autres conditions (Fisher (1922, p. 3)).

En mettant au point cette approche axiomatique, Fisher a soumis à des axiomes les indices des prix et des quantités écrits sous forme de fonction des deux vecteurs des prix, p^0 et p^1 , et des deux vecteurs des quantités, q^0 et q^1 ; autrement dit, il n'a pas écrit son indice des prix sous la forme $P(r, v^0, v^1)$ ni soumis les indices de ce type à des axiomes. À la fin, bien sûr, il est apparu que son indice des prix idéal était la moyenne géométrique des indices de prix de Laspeyres et de Paasche et que, comme nous l'avons vu au chapitre 15, chacun de ces indices peut être écrit sous la forme d'une moyenne pondérée des parts de dépenses pour les n rapports de prix, $r_i = p_i^1/p_i^0$.

⁶²Le chapitre 3 de Vartia (1976) examine une variante de cette approche axiomatique.

16.96 Aux paragraphes 16.30 à 16.73, les indices des prix et des quantités $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ et $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ étaient déterminés *conjointement*, c'est-à-dire que non seulement $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ était soumis à des axiomes, mais que c'était le cas aussi pour $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ tandis que le test de factorité (16.17) était utilisé pour transformer ces tests sur Q en tests sur P . Cette méthode ne sera pas reprise dans la présente section : seuls les tests sur $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ seront utilisés pour déterminer le «meilleur» indice se présentant sous cette forme. Il y a donc une théorie parallèle des indices des quantités de forme $Q(q^0, q^1, v^0, v^1)$, dans laquelle on tente de trouver la «meilleure» moyenne des rapports de quantités pondérée par les valeurs, q_i^1/q_i^0 .⁶³

16.97 Pour l'essentiel, les tests auxquels l'indice des prix $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ sera soumis dans cette section sont les contreparties des tests auxquels l'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ a été soumis aux paragraphes 16.30 à 16.73. On pose en hypothèse que chaque composante de chaque vecteur des prix et des valeurs est positive, c'est-à-dire que $p^t > 0_n$ et $v^t > 0_n$ pour $t = 0$ ou 1 . Si l'on souhaite poser que $v^0 = v^1$, le vecteur des dépenses commun est v ; si l'on souhaite poser que $p^0 = p^1$, le vecteur des prix commun est p .

16.98 Les deux premiers tests sont la simple contrepartie des tests correspondants présentés au paragraphe 16.34.

- T1 : *Positivité* : $P(p^0, p^1, v^0, v^1) > 0$
- T2 : *Continuité* : $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ est une fonction continue de ses arguments
- T3 : *Identité ou prix constants* : $P(p, p, v^0, v^1) = 1$

Cela signifie que, si le prix de chaque produit est identique durant les deux périodes, l'indice des prix devrait être égal à l'unité, quels que soient les vecteurs des valeurs. Notons que, dans le texte ci-dessus, on autorise les deux vecteurs des valeurs à être différents.

Tests d'homogénéité

16.99 Les quatre tests suivants limitent le comportement de l'indice des prix P lorsque l'échelle de l'un des quatre vecteurs p^0, p^1, q^0, q^1 est modifiée.

- T4 : *Proportionnalité aux prix courants* :
 $P(p^0, \lambda p^1, v^0, v^1) = \lambda P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ pour $\lambda > 0$

Cela signifie que, si tous les prix de la période 1 sont multipliés par le nombre positif λ , le nouvel indice des

⁶³Il apparaît que l'indice des prix qui correspond à ce «meilleur» indice des quantités, défini sous la forme $P^*(q^0, q^1, v^0, v^1) = \sum_{i=1}^n v_i^1 / [\sum_{i=1}^n v_i^0 Q(q^0, q^1, v^0, v^1)]$ ne sera pas égal au «meilleur» indice des prix, $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$. L'approche axiomatique utilisée ici engendre par conséquent des «meilleurs» indices des prix et des quantités distincts dont le produit n'est pas égal au rapport des valeurs en général. C'est un inconvénient de la seconde approche axiomatique des indices bilatéraux, comparée à la première approche étudiée plus haut.

prix est égal à λ fois l'ancien. Autrement dit, la fonction d'indice des prix $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ est (positivement) homogène de degré 1 pour les composantes du vecteur des prix de la période 1, p^1 . Ce test est la contrepartie du test 15 présenté au paragraphe 16.37.

16.100 Dans le test suivant, au lieu de multiplier tous les prix de la période 1 par le même nombre, tous les prix de la période 0 sont multipliés par le nombre λ .

- T5 : *Proportionnalité inverse aux prix de la période de référence* :

$$P(\lambda p^0, p^1, v^0, v^1) = \lambda^{-1} P(p^0, p^1, v^0, v^1) \text{ pour } \lambda > 0$$

Cela signifie que, si tous les prix de la période 0 sont multipliés par le nombre positif λ , le nouvel indice des prix est égal à $1/\lambda$ fois l'ancien indice des prix. En d'autres termes, la fonction d'indice des prix $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ est (positivement) homogène de degré -1 pour les composantes du vecteur des prix pour la période 0, p^0 . Ce test est la contrepartie du test T6 au paragraphe 16.39.

16.101 Les deux tests d'homogénéité suivants peuvent aussi être considérés comme des tests d'invariance.

- T6 : *Invariance à la modification proportionnelle des valeurs de la période courante* :

$$P(p^0, p^1, v^0, \lambda v^1) = P(p^0, p^1, v^0, v^1) \text{ pour tous les } \lambda > 0$$

Cela signifie que, si toutes les valeurs de la période en cours sont multipliées par le nombre λ , l'indice des prix reste inchangé. En d'autres termes, la fonction d'indice des prix $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ est (positivement) homogène de degré 0 pour les composantes du vecteur des valeurs pour la période 1, v^1 .

- T7 : *Invariance à la modification proportionnelle des valeurs de la période de référence* :

$$P(p^0, p^1, \lambda v^0, v^1) = P(p^0, p^1, v^0, v^1) \text{ pour tous les } \lambda > 0$$

Cela signifie que, si toutes les valeurs de la période de référence sont multipliées par le nombre λ , l'indice des prix reste inchangé. En d'autres termes, la fonction d'indice des prix $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ est (positivement) homogène de degré 0 pour les composantes du vecteur des valeurs pour la période 0, v^0 .

16.102 Ensemble, les tests T6 et T7 imposent la propriété selon laquelle l'indice des prix P ne dépend pas de l'ampleur *absolue* des vecteurs des valeurs v^0 et v^1 . Si l'on utilise le test T6 avec $\lambda = 1/\sum_{i=1}^n v_i^1$ et le test T7 avec $\lambda = 1/\sum_{i=1}^n v_i^0$, on voit que P possède la propriété suivante :

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P(p^0, p^1, s^0, s^1) \quad (16.63)$$

où s^0 et s^1 sont les vecteurs des parts de dépenses pour les périodes 0 et 1, ce qui veut dire que la $i^{\text{ème}}$ compo-

sante de s^t est $s^t_i = v^t_i / \sum_{k=1}^n v^t_k$ pour $t = 0, 1$. Les tests T6 et T7 impliquent par conséquent que la fonction d'indice des prix P est une fonction des deux vecteurs des prix, p^0 et p^1 , et des deux vecteurs des parts de dépenses, s^0 et s^1 .

16.103 Comme l'indique la citation suivante, Walsh (1901, p. 104) a suggéré l'esprit des tests T6 et T7 : «Nous cherchons ici à calculer la moyenne des variations de la valeur d'échange d'une somme monétaire totale donnée par rapport à plusieurs classes de biens, auxquelles plusieurs variations [c'est-à-dire les rapports de prix] doivent se voir assigner des pondérations proportionnelles aux tailles relatives de ces classes. Il faut donc prendre en considération les tailles relatives des classes aux deux périodes».

16.104 Walsh a aussi pris conscience du fait que la pondération du $i^{\text{ème}}$ rapport de prix r_i par la moyenne arithmétique des pondérations en valeur dans les deux périodes considérées, $(1/2)[v_i^0 + v_i^1]$ donnerait trop de poids à la période durant laquelle les prix étaient le plus élevé :

À première vue, on pourrait penser qu'il suffit d'ajouter les pondérations de chaque classe dans les deux périodes et de diviser l'ensemble par deux. Cela donnerait la taille moyenne (en moyenne arithmétique) de chaque classe sur les deux périodes. Mais une telle opération est à l'évidence erronée. Premièrement, les tailles des classes à chaque période sont calculées dans la monnaie de la période et, s'il arrive que la valeur de change de celle-ci ait baissé ou que les prix aient en général augmenté, la pondération de la seconde période aura une plus grande influence sur le résultat obtenu; inversement, si les prix ont en général diminué, une plus grande influence sera donnée à la pondération de la seconde période. Ou encore, si l'on compare deux pays, une plus grande influence sera donnée à la pondération de celui où le niveau des prix est le plus élevé. Mais il est clair que, dans notre comparaison entre deux périodes ou pays, l'un(l'une) est aussi important(e) que l'autre, et les pondérations utilisées pour établir leurs poids devraient vraiment être symétriques (Walsh (1901, p. 104–105)).

16.105 Pour résoudre le problème de pondération susmentionné, Walsh (1901, p. 202; 1921a, p. 97) propose l'indice des prix géométrique suivant :

$$P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1) = \prod_{i=1}^n \left(\frac{p^1_i}{p^0_i} \right)^{w(i)} \quad (16.64)$$

où la $i^{\text{ème}}$ pondération dans la formule ci-dessus est définie comme suit :

$$w(i) = \frac{(v_i^0 v_i^1)^{1/2}}{\sum_{k=1}^n (v_k^0 v_k^1)^{1/2}} = \frac{(s_i^0 s_i^1)^{1/2}}{\sum_{k=1}^n (s_k^0 s_k^1)^{1/2}} \quad i = 1, \dots, n. \quad (16.65)$$

La seconde équation de (16.65) montre que l'indice des prix géométrique de Walsh $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ peut s'écrire aussi sous forme de fonction des vecteurs des parts de

dépenses, s^0 et s^1 , c'est-à-dire que $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ est homogène de degré 0 dans les composantes des vecteurs des valeurs v^0 et v^1 , et que par conséquent $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1) = P_{GW}(p^0, p^1, s^0, s^1)$. Walsh a donc été très près d'obtenir l'indice de Törnqvist–Theil défini plus haut par l'équation (16.48)⁶⁴.

Tests d'invariance et de symétrie

16.106 Les cinq tests suivants sont des tests d'invariance ou de symétrie, et quatre d'entre eux sont les contreparties directes de tests similaires présentés aux paragraphes 16.42 à 16.46. Selon le premier test d'invariance, l'indice des prix doit rester inchangé si l'on modifie l'ordre des produits :

T8 : Test d'inversion des produits (invariance à la modification de l'ordre des produits) :

$$P(p^{0*}, p^{1*}, v^{0*}, v^{1*}) = P(p^0, p^1, v^0, v^1)$$

où p^{t*} représente une permutation des composantes du vecteur p^t et v^{t*} la même permutation des composantes de v^t pour $t = 0, 1$.

16.107 Le test suivant exige que l'indice soit invariant à la modification des unités de mesure.

T9 : Invariance à la modification des unités de mesure (test de commensurabilité) :

$$P(\alpha_1 p_1^0, \dots, \alpha_n p_n^0; \alpha_1 p_1^1, \dots, \alpha_n p_n^1; v_1^0, \dots, v_n^0; v_1^1, \dots, v_n^1) = P(p_1^0, \dots, p_n^0; p_1^1, \dots, p_n^1; v_1^0, \dots, v_n^0; v_1^1, \dots, v_n^1) \text{ avec } \alpha_1 > 0, \dots, \alpha_n > 0$$

Cela signifie que l'indice ne change pas si les unités de mesure de chaque produit sont modifiées. Notons que les dépenses consacrées au produit i dans la période t , v_i^t , ne changent pas si l'unité dans laquelle le produit i est mesuré change.

16.108 Le dernier test a une conséquence très importante. Posons $\alpha_1 = 1/p_1^0, \dots, \alpha_n = 1/p_n^0$ et substituons ces valeurs aux α_i dans la définition du test. Nous obtenons l'équation suivante :

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P(1_n, r, v^0, v^1) = P^*(r, v^0, v^1) \quad (16.66)$$

où 1_n est un vecteur de uns de dimension n , et r un vecteur des rapports de prix; cela veut dire que la $i^{\text{ème}}$ com-

⁶⁴L'indice de Walsh pourrait être calculé en utilisant les mêmes arguments que Theil, si ce n'est que la moyenne géométrique des parts de dépenses $(s_i^0 s_i^1)^{1/2}$ pourrait être prise comme pondération aléatoire préliminaire pour le $i^{\text{ème}}$ rapport de prix logarithmique, $\ln r_i$. Ces pondérations préliminaires sont ensuite normalisées en les divisant par leur somme pour que leur addition soit égale à l'unité. Il est évident que l'indice de prix géométrique de Walsh approchera de près l'indice de Theil utilisant les données de séries temporelles normales. Plus formellement, si l'on considère les deux indices comme des fonctions de p^0, p^1, v^0, v^1 , on voit que $P_W(p^0, p^1, v^0, v^1)$ donne une approximation du second ordre de $PT(p^0, p^1, v^0, v^1)$ autour d'un point d'égalité des prix ($p^0 = p^1$) et d'égalité des quantités ($q^0 = q^1$).

posante de r est $r_i = p_i^1/p_i^0$. S'il satisfait au test de comensurabilité T9, l'indice des prix $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$, qui est une fonction de $4n$ variables, peut s'écrire sous la forme d'une fonction de $3n$ variables, $P^*(r, v^0, v^1)$, où r est le vecteur des rapports de prix et $P^*(r, v^0, v^1)$ est défini comme suit : $P(1_n, r, v^0, v^1)$.

16.109 Le test suivant exige que la formule soit invariante à la période choisie comme période de référence.

T10 : *Test de réversibilité temporelle* :

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = 1/P(p^1, p^0, v^1, v^0)$$

Cela signifie que, si les données pour les périodes 0 et 1 sont interverties, l'indice des prix qui en résulte devrait être égal à l'inverse de l'indice des prix initial. De toute évidence, dans le cas où il n'existe qu'un seul produit et où l'indice des prix est simplement ce ratio de prix unique, ce test sera satisfait (ainsi qu'à tous les autres tests énumérés dans cette section).

16.110 Le test suivant est une variante du test de transitivité présenté aux paragraphes 15.76 à 15.97 du chapitre 15⁶⁵.

T11 : *Transitivité des prix pour des pondérations en valeur fixes* :

$$P(p^0, p^1, v^r, v^s)P(p^1, p^2, v^r, v^s) = P(p^0, p^2, v^r, v^s)$$

Dans ce test, les vecteurs de pondération par les dépenses, v^r et v^s , demeurent constants alors que l'on procède à toutes les comparaisons de prix. Toutefois, comme ces pondérations sont maintenues constantes, le test demande que le produit de l'indice allant de la période 0 à la période 1, $P(p^0, p^1, v^r, v^s)$, et de l'indice allant de la période 1 à la période 2, $P(p^1, p^2, v^r, v^s)$, soit égal à l'indice direct comparant les prix de la période 2 à ceux de la période 0, $P(p^0, p^2, v^r, v^s)$. Ce test est à l'évidence la contrepartie, dans le cas de produits multiples, d'une propriété valable pour un rapport de prix unique.

16.111 Le dernier test de cette section saisit l'idée selon laquelle les pondérations en valeur devraient être insérées dans la formule d'indice de manière symétrique.

T12 : *Test de symétrie des pondérations en quantités* :

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P(p^0, p^1, v^1, v^0)$$

Cela veut dire que, si les vecteurs des dépenses pour les deux périodes sont intervertis, l'indice des prix reste invariant. Cette propriété signifie que, si l'on utilise les valeurs pour pondérer les prix dans la formule d'indice, les valeurs v^0 de la période 0 et les valeurs v^1 de la période 1 doivent être insérées dans la formule d'une manière symétrique ou égale.

Test de la valeur moyenne

16.112 Le test suivant est un *test de la valeur moyenne*.

T13 : *Test de la valeur moyenne pour les prix* :

$$\min_i (p_i^1/p_i^0 : i = 1, \dots, n) \leq P(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq \max_i (p_i^1/p_i^0 : i = 1, \dots, n) \quad (16.67)$$

Cela signifie que l'indice des prix se situe entre le rapport des prix minimum et le rapport des prix maximum. Étant donné que l'indice de prix doit être interprété comme une moyenne des n rapports de prix, p_i^1/p_i^0 , il semble essentiel que l'indice des prix P satisfasse à ce test.

Tests de monotonie

16.113 Les deux tests suivants sont des *tests de monotonie* : ils indiquent comment l'indice des prix $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ devrait évoluer en cas d'augmentation d'une des composantes des deux vecteurs des prix p^0 et p^1 .

T14 : *Monotonie aux prix courants* :

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) < P(p^0, p^2, v^0, v^1) \text{ if } p^1 < p^2$$

Cela signifie que, si un prix de la période 1 augmente, l'indice des prix doit augmenter (les vecteurs de valeurs restant fixes), de sorte que $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est croissant dans les composantes de p^1 pour p^0 , v^0 et v^1 constants.

T15 : *Monotonie aux prix de la période de référence* :

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) > P(p^2, p^1, v^0, v^1) \text{ if } p^0 < p^2$$

Cela signifie que, si un prix de la période 0 augmente, l'indice des prix doit diminuer, de sorte que $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est décroissant dans les composantes de p^0 pour p^1 , v^0 et v^1 constants.

Tests de pondérations

16.114 Les tests susmentionnés ne suffisent pas pour déterminer la forme fonctionnelle de l'indice des prix; on peut voir, par exemple, que l'indice de prix géométrique de Walsh $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ défini par l'équation (16.65) et l'indice de Törnqvist–Theil $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ défini par l'équation (16.48) satisfont tous deux aux axiomes susmentionnés. Il faut donc un autre test, au moins, pour déterminer la forme fonctionnelle de l'indice des prix $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$.

16.115 Les tests proposés jusqu'ici ne spécifient pas exactement comment les vecteurs des parts de dépenses s^0 et s^1 doivent être utilisés pour pondérer, disons, le premier rapport de prix, p_1^1/p_1^0 . Le test suivant indique que seules les parts de dépenses s_1^0 et s_1^1 se rapportant au premier produit seront utilisées pour pondérer les prix qui correspondent au produit 1, p_1^1 et p_1^0 .

T16 : *Pondération des prix par les mêmes parts de dépenses* :

⁶⁵Voir l'équation (15.77) au chapitre 15.

$$\begin{aligned}
 & P(p_1^0, 1, \dots, 1; p_1^1, 1, \dots, 1; v^0, v^1) \\
 & = f(p_1^0, p_1^1, [v_1^0 / \sum_{k=1}^n v_k^0], [v_1^1 / \sum_{k=1}^n v_k^1]) \quad (16.68)
 \end{aligned}$$

Notons que $v_1^t / \sum_{k=1}^n v_k^t$ est égal à s_t^1 , part de dépenses consacrée au produit 1 dans la période t . Le test susmentionné indique que si l'on pose que tous les prix sont égaux à 1 sauf ceux du produit 1 dans les deux périodes, mais que les dépenses dans les deux périodes sont données de manière arbitraire, alors l'indice ne dépend que des deux prix du produit 1 et des deux parts de dépenses consacrées au produit 1. L'axiome énonce qu'une fonction de $2 + 2n$ variables n'est en fait qu'une fonction de quatre variables⁶⁶.

16.116 Bien évidemment, si le test T16 est combiné avec le test T8, ou test d'inversion des produits, on voit que P possède la propriété suivante :

$$\begin{aligned}
 & P(1, \dots, 1, p_i^0, 1, \dots, 1; 1, \dots, 1, p_i^1, 1, \dots, 1; v^0; v^1) \\
 & = f(p_i^0, p_i^1, [v_i^0 / \sum_{k=1}^n v_k^0], [v_i^1 / \sum_{k=1}^n v_k^1]) \quad i = 1, \dots, n \quad (16.69)
 \end{aligned}$$

L'équation (16.69) indique que, si l'on pose que tous les prix sont égaux à 1, à l'exception de ceux du produit i dans les deux périodes, mais que les dépenses dans les deux périodes sont fixées de façon arbitraire, l'indice ne dépend alors que des deux prix du produit i et des deux parts de dépenses consacrées au produit i .

16.117 Le test final, qui implique aussi la pondération des prix, est le suivant :

T17 : *Non importance des variations des prix assortis de très faibles pondérations :*

$$P(p_1^0, 1, \dots, 1; p_1^1, 1, \dots, 1; 0, v_2^0, \dots, v_n^0; 0, v_2^1, \dots, v_n^1) = 1. \quad (16.70)$$

Le test T17 indique que, si l'on pose que tous les prix sont égaux à 1, à l'exception de ceux du produit 1 dans les deux périodes, et que les dépenses consacrées au produit 1 sont nulles dans les deux périodes mais que celles qui sont affectées aux autres produits sont fixées de façon arbitraire, l'indice est alors égal à 1⁶⁷. Schématiquement, si les pondérations en valeur pour le produit 1 sont très faibles, le prix de celui-ci pour les deux périodes est négligeable.

⁶⁶Dans les travaux des économistes, les axiomes de ce type sont appelés axiomes de séparabilité.

⁶⁷À proprement parler, puisque tous les prix et toutes les valeurs doivent être positifs, le membre de gauche de l'équation (16.70) devrait être remplacé par la limite vers laquelle on tend lorsque les valeurs du produit 1, v_1^0 y v_1^1 , se rapprochent de 0.

16.118 Bien sûr, si le test T17 est conjugué au test T8, le test d'inversion des produits, on voit que P possède la propriété suivante : pour $i = 1, \dots, n$:

$$P(1, \dots, 1, p_i^0, 1, \dots, 1; 1, \dots, 1, p_i^1, 1, \dots, 1; v_1^0, \dots, 0, \dots, v_n^0; v_1^1, \dots, 0, \dots, v_n^1) = 1. \quad (16.71)$$

L'équation (16.71) indique que, si l'on pose que tous les prix sont égaux à 1, à l'exception de ceux du produit i dans les deux périodes, et que les dépenses consacrées au produit i sont égales à 0 dans les deux périodes, mais que les autres dépenses dans les deux périodes sont fixées de façon arbitraire, l'indice est alors égal à 1.

16.119 Ainsi s'achève la liste des tests relatifs à l'approche de la théorie des indices bilatéraux fondés sur la moyenne pondérée des rapports de prix. Il apparaît que ces tests suffisent à déterminer une forme fonctionnelle spécifique pour l'indice des prix, ainsi que nous le verrons à la section suivante.

L'indice de prix de Törnqvist–Theil et la seconde approche des indices bilatéraux par les tests

16.120 À l'appendice 16.1 du présent chapitre, on montre que, si le nombre n des produits est supérieur à deux et si la fonction d'indice des prix bilatéral $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ satisfait aux 17 axiomes énumérés ci-dessus, P doit être l'indice de prix de Törnqvist–Theil le $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ défini par l'équation (16.48)⁶⁸. Les 17 propriétés ou tests dont la liste est dressée aux paragraphes 16.94 à 16.129 donnent donc une caractérisation axiomatique de l'indice de prix de Törnqvist–Theil, tout comme les 20 tests énumérés aux paragraphes 16.30 à 16.73 donnaient une caractérisation axiomatique de l'indice de prix idéal de Fisher.

16.121 Il existe à l'évidence une théorie axiomatique parallèle pour les indices des quantités de forme $Q(q^0, q^1, v^0, v^1)$ qui dépendent des deux vecteurs des quantités pour les périodes 0 et 1, q^0 et q^1 , ainsi que des deux vecteurs des dépenses correspondants, v^0 et v^1 . Par conséquent, si $Q(q^0, q^1, v^0, v^1)$ satisfait aux contreparties des tests T1 à T17 pour les quantités, Q doit être égal à l'indice des quantités de Törnqvist–Theil $Q_T(q^0, q^1, v^0, v^1)$ défini comme suit :

$$\ln Q_T(q^0, q^1, v^0, v^1) = \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (s_i^0 + s_i^1) \ln \left(\frac{q_i^1}{q_i^0} \right) \quad (16.72)$$

⁶⁸L'indice de prix de Törnqvist–Theil satisfait aux 17 tests, mais la démonstration présentée à l'appendice 16.1 ne les utilise pas tous pour établir le résultat en sens inverse : les tests 5, 13, 15 et, au choix, le test 10 ou le test 12, n'ont pas été sollicités pour démontrer qu'un indice satisfaisant aux tests restants doit être l'indice de prix de Törnqvist–Theil. Pour d'autres caractérisations de l'indice des prix de Törnqvist–Theil, voir Balk and Diewert (2001) et Hillinger (2002).

où, comme d'habitude, la part des dépenses consacrée au produit i dans la période t , s_t^i , est définie comme suit : $v_t^i / \sum_{k=1}^n v_k^t$ pour $i = 1, \dots, n$ et $t = 0, 1$.

16.122 Malheureusement, l'indice des prix implicite de Törnqvist–Theil, $P_{IT}(q^0, q^1, v^0, v^1)$ qui correspond à l'indice des quantités de Törnqvist–Theil Q_T , défini par l'équation (16.72) en utilisant le test de produit, n'est pas égal à l'indice des prix direct de Törnqvist–Theil $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ défini par l'équation (16.48). L'équation du test de factorité qui définit P_{IT} dans notre contexte est donnée par la formule suivante :

$$P_{IT}(q^0, q^1, v^0, v^1) = \frac{\sum_{i=1}^n v_i^1}{\left(\sum_{i=1}^n v_i^0 \right) Q_T(q^0, q^1, v^0, v^1)}. \quad (16.73)$$

Le fait que l'indice des prix direct de Törnqvist–Theil P_T ne soit généralement pas égal à l'indice des prix implicite de Törnqvist–Theil P_{IT} défini par l'équation (16.73) est un inconvénient, comparé à l'approche axiomatique esquissée aux paragraphes 16.30 à 16.73, qui a conduit à estimer que les indices de prix et de quantités idéaux de Fisher étaient les «meilleurs». Étant donné que l'on utilisait la méthode de Fisher, il n'était pas nécessaire de décider si l'objectif était de trouver un «meilleur» indice des prix ou des quantités : la théorie présentée aux paragraphes 16.30 à 16.73 déterminait simultanément les deux. Quand on adopte l'approche de Törnqvist–Theil présentée dans cette section, cependant, il faut choisir entre un «meilleur» indice des prix et un «meilleur» indice des quantités⁶⁹.

16.123 D'autres tests sont bien sûr possibles. Le *test de limitation par les indices de Paasche et de Laspeyres géométriques* est une contrepartie du test T16 (limitation par les indices de Paasche et de Laspeyres) au paragraphe 16.49 :

$$P_{GL}(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P_{GP}(p^0, p^1, v^0, v^1) \text{ ou } P_{GP}(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P(p^0, p^1, v^0, v^1) \leq P_{GL}(p^0, p^1, v^0, v^1) \quad (16.74)$$

où les logarithmes des indices de prix de Laspeyres et de Paasche géométriques, P_{GL} et P_{GP} , sont définis comme suit :

$$\ln P_{GL}(p^0, p^1, v^0, v^1) = \sum_{i=1}^n s_i^0 \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right); \quad (16.75)$$

$$\ln P_{GP}(p^0, p^1, v^0, v^1) = \sum_{i=1}^n s_i^1 \ln \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right). \quad (16.76)$$

⁶⁹Hillinger (2002) propose de prendre la moyenne géométrique des indices de prix direct et implicite de Törnqvist–Theil pour résoudre ce dilemme. Malheureusement, l'indice qui en résulte n'est pas le «meilleur» pour l'une et l'autre série d'axiomes proposées dans cette section.

Comme à l'ordinaire, la part des dépenses consacrée au produit i dans la période t , s_t^i , est définie de la façon suivante : $v_t^i / \sum_{k=1}^n v_k^t$ pour $i = 1, \dots, n$ et $t = 0, 1$. On peut démontrer que l'indice de prix de Törnqvist–Theil $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$ défini par l'équation (16.48) satisfait à ce test mais pas l'indice des prix géométrique de Walsh : $P_{GW}(p^0, p^1, v^0, v^1)$ défini par l'équation (16.65). Le test de limitation par les indices géométriques de Paasche et de Laspeyres n'a pas été inclus parmi les tests essentiels dans cette section, faute de savoir a priori quelle forme de moyenne (géométrique, arithmétique ou harmonique) des rapports de prix se révélerait la plus adaptée à ce test. Le test (16.74) convient si l'on décide que la moyenne géométrique des rapports de prix est le cadre approprié, car les indices de Paasche et de Laspeyres géométriques correspondent aux formes «extrêmes» de pondération en valeurs dans le cadre des moyennes géométriques, et il est naturel de demander que le «meilleur» indice des prix se situe entre ces deux indices extrêmes.

16.124 Walsh (1901, p. 408) met en évidence un problème posé par son indice des prix géométrique défini par l'équation (16.65), qui vaut également pour l'indice de prix de Törnqvist–Theil, $P_T(p^0, p^1, v^0, v^1)$, défini par l'équation (16.48) : ces indices géométriques ne donnent pas la «bonne» réponse quand les vecteurs des quantités sont constants (ou proportionnels) sur les deux périodes. Walsh estime que, dans ce cas, la «bonne» réponse doit être l'indice de Lowe, qui est le rapport des coûts liés à l'achat d'un panier constant au cours des deux périodes. En d'autres termes, les indices géométriques P_{GW} et P_T ne satisfont pas au test de panier-type T4 du paragraphe 16.35. Dans ces conditions, pour quelle raison Walsh a-t-il fondé son indice sur la moyenne géométrique P_{GW} ? Il apparaît qu'il a été conduit à retenir ce type d'indice par un autre test, qu'il convient d'expliquer maintenant.

16.125 Walsh (1901, p. 228–231) met au point ce test à partir d'un cadre très simple. Il suppose qu'il n'existe que deux produits dans l'indice, et que la part de dépenses consacrée à chacun d'eux est égale pour chacune des deux périodes considérées. Dans ces conditions, l'indice des prix est égal à $P(p_1^0, p_2^0, p_1^1, p_2^1; v_1^0, v_2^0; v_1^1, v_2^1) = P^*(r_1, r_2; 1/2, 1/2; 1/2, 1/2) = m(r_1, r_2)$, où $m(r_1, r_2)$ est une moyenne symétrique des deux rapports de prix : $r_1 = p_1^1/p_1^0$ et $r_2 = p_2^1/p_2^0$.⁷⁰ C'est dans ce cadre que Walsh propose le *test suivant avec les inverses des rapports de prix* :

$$m(r_1, r_1^{-1}) = 1. \quad (16.77)$$

Walsh (1901, p. 230) fait donc falloir que, si la pondération en valeurs pour les deux produits est égale au cours des deux périodes, et si le second rapport de prix est l'inverse du premier rapport de prix r_1 , l'indice de prix

⁷⁰Walsh examine uniquement les cas où m correspond aux moyennes arithmétique, géométrique et harmonique de r_1 et r_2 .

global devrait dans ces conditions être égal à 1, puisque la baisse relative d'un prix est contrebalancée exactement par la hausse de l'autre et que les dépenses consacrées aux deux produits sont les mêmes dans chaque période. Walsh montre que la moyenne géométrique satisfait parfaitement à ce test, mais que la moyenne arithmétique donne des valeurs d'indice supérieures à 1 (à condition que r_1 ne soit pas égal à 1) et que la moyenne harmonique donne des valeurs d'indice inférieures à 1, situation qui n'est pas du tout satisfaisante⁷¹. Walsh est donc conduit à se tourner, dans l'une de ses approches de la théorie des indices, vers une certaine forme de moyenne géométrique des rapports de prix.

16.126 Il est facile de généraliser le résultat obtenu par Walsh. Supposons que la fonction de moyenne, $m(r_1, r_2)$, satisfasse au test de l'inverse de Walsh (16.77) et que m soit une moyenne homogène, de façon à présenter la propriété suivante pour tous les $r_1 > 0$, $r_2 > 0$ et $\lambda > 0$:

$$m(\lambda r_1, \lambda r_2) = \lambda m(r_1, r_2). \quad (16.78)$$

Posons que $r_1 > 0$, $r_2 > 0$. Alors,

$$\begin{aligned} m(r_1, r_2) &= \left(\frac{r_1}{r_1}\right) m(r_1, r_2) \\ &= r_1 m\left(\frac{r_1}{r_1}, \frac{r_2}{r_1}\right) \quad \text{en utilisant (16.78) avec } \lambda = \frac{1}{r_1} \\ &= r_1 m\left(1, \frac{r_2}{r_1}\right) = r_1 f\left(\frac{r_2}{r_1}\right) \end{aligned} \quad (16.79)$$

où la fonction d'une variable (positive) $f(z)$ est définie comme suit :

$$f(z) = m(1, z) \quad (16.80)$$

En utilisant l'équation (16.77) :

$$\begin{aligned} 1 &= m(r_1, r_1^{-1}) \\ &= \left(\frac{r_1}{r_1}\right) m(r_1, r_1^{-1}) \\ &= r_1 m(1, r_1^{-2}) \quad \text{en utilisant (16.78) avec } \lambda = \frac{1}{r_1}. \end{aligned} \quad (16.81)$$

En utilisant l'équation (16.80), l'équation (16.81) peut être réécrite sous la forme suivante :

$$f(r_1^{-2}) = r_1^{-1}. \quad (16.82)$$

Si l'on pose que $z = r_1^{-2}$, de sorte que $z^{1/2} = r_1^{-1}$, l'équation (16.82) devient :

$$f(z) = z^{1/2}. \quad (16.83)$$

Introduisons maintenant l'équation (16.83) dans l'équation (16.79), et la forme fonctionnelle de la fonction de moyenne $m(r_1, r_2)$ est déterminée :

$$m(r_1, r_2) = r_1 f\left(\frac{r_2}{r_1}\right) = r_1 \left(\frac{r_2}{r_1}\right)^{1/2} = r_1^{1/2} r_2^{1/2}. \quad (16.84)$$

La moyenne géométrique des deux rapports de prix est donc la seule moyenne homogène satisfaisant au test des inverses des rapports de prix de Walsh.

16.127 Un autre test mérite d'être mentionné : celui que Fisher (1911; 401) a présenté dans son premier ouvrage sur l'approche de la théorie des indices par les tests. Il l'appelle *test de détermination appliqué aux prix* et en donne la description suivante : «Un indice des prix ne devrait pas être rendu nul, égal à l'infini ou indéterminé parce qu'un seul prix devient égal à zéro. C'est pourquoi, si un produit quelconque devait se trouver en surabondance sur le marché en 1910 au point de devenir un 'produit gratuit', cela ne devrait pas rendre l'indice des prix pour 1910 égal à zéro». Dans notre contexte, ce test pourrait être interprété de la façon suivante : si un seul prix p_i^0 ou p_i^1 tend vers zéro, l'indice des prix $P(p^0, p^1, v^0, v^1)$ ne devrait tendre ni vers zéro, ni vers l'infini. Cependant, si l'on retenait cette interprétation du test, où l'on considère que les valeurs v_i^j restent constantes quand p_i^0 ou p_i^1 tend vers zéro, aucune des formules d'indice communément utilisées n'y satisferait. Il faut donc l'interpréter comme un test s'appliquant aux indices des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ du type étudié aux paragraphes 16.30 à 16.73, ce qui correspond à l'usage envisagé par Fisher. Par conséquent, le test de détermination appliqué aux prix qu'a imaginé Fisher devrait être interprété comme suit : si un prix quelconque p_i^0 ou p_i^1 tend vers zéro, l'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ ne devrait tendre ni vers zéro, ni vers «plus l'infini». Lorsque l'on retient cette interprétation du test, on peut vérifier que les indices de Laspeyres, de Paasche et de Fisher y satisfont, mais que ce n'est pas le cas pour l'indice de Törnqvist–Theil. Quand on utilise l'indice de Törnqvist–Theil, il convient donc de veiller à «borner» les prix de façon à leur éviter de prendre la valeur zéro et, ce faisant, de faire perdre toute signification à l'indice.

16.128 Walsh n'ignorait pas que les indices fondés sur une moyenne géométrique, tels que l'indice de prix de Törnqvist–Theil P_T ou l'indice de prix géométrique de Walsh P_{GW} défini par l'équation (16.64), deviennent quelque peu instables⁷² quand les différents rapports de prix deviennent très importants ou très petits :

Dans la pratique, donc, la moyenne géométrique ne s'éloignera sans doute pas beaucoup de la vérité. Cela dit, nous avons vu que lorsque les classes [c'est-à-dire les dépenses] sont très inégales et les variations des prix très importantes, cette moyenne peut dévier de façon très sensible (Walsh (1901, p. 373)).

⁷¹«Cette tendance des solutions arithmétique et harmonique à tomber d'un extrême à l'autre en raison de leurs exigences excessives est une preuve manifeste de leur caractère erroné (Walsh (1901, p. 231)).»

⁷²Cela veut dire que l'indice peut approcher de zéro ou de «plus l'infini».

Dans les cas d'inégalité modérée entre les tailles des classes et de variation excessive d'un des prix, il semble que la méthode de la moyenne géométrique tende à dévier d'elle-même et à perdre sa fiabilité, tandis que les deux autres méthodes restent relativement proches l'une de l'autre (Walsh (1901, p. 404)).

16.129 Si l'on met en balance l'ensemble des arguments développés et des tests présentés ci-dessus, on peut semble-t-il marquer une légère préférence pour l'indice de prix idéal de Fisher en tant que cible utilisable par les offices de statistique, mais les opinions peuvent bien sûr différer en ce qui concerne les axiomes à utiliser de préférence dans la pratique.

Propriétés axiomatiques des indices de Lowe et de Young

16.130 Les indices de Young et de Lowe ont été définis au chapitre 15. La présente section est consacrée aux propriétés axiomatiques de ces indices par rapport à leurs arguments de prix⁷³.

16.131 Soit $q^b = [q_1^b, \dots, q_n^b]$ et $p^b = [p_1^b, \dots, p_n^b]$ les vecteurs des quantités et des prix se rapportant à une année de référence. Les parts de dépenses de la période de référence correspondantes peuvent être définies de la façon ordinaire, à savoir :

$$s_i^b = \frac{P_i^b q_i^b}{\sum_{k=1}^n P_k^b q_k^b} \quad i = 1, \dots, n. \quad (16.85)$$

Soit $s^b = [s_1^b, \dots, s_n^b]$ le vecteur des parts de dépenses de la période de référence. L'indice de prix de Young (1812) entre les périodes 0 et t est défini comme suit :

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) \equiv \sum_{i=1}^n s_i^b \left(\frac{P_i^t}{P_i^0} \right) \quad (16.86)$$

L'indice de prix de Lowe (1823, p. 316)⁷⁴ entre les périodes 0 et t est défini comme suit :

$$P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^b} = \frac{\sum_{i=1}^n s_i^b \left(\frac{P_i^t}{P_i^b} \right)}{\sum_{k=1}^n s_k^b \left(\frac{P_k^0}{P_k^b} \right)}. \quad (16.87)$$

16.132 En s'appuyant sur les axiomes énumérés plus haut dans ce chapitre, nous pouvons dresser une liste de 12 axiomes souhaitables pour les indices des

prix de forme $P(p^0, p^t)$. Les vecteurs des prix pour les périodes 0 et t : p^0 et p^t , sont censés avoir des composantes strictement positives.

T1 : *Positivité* : $P(p^0, p^t) > 0$ si tous les prix sont positifs

T2 : *Continuité* : $P(p^0, p^t)$ est une fonction continue des prix

T3 : *Test d'identité* : $P(p^0, p^0) = 1$

T4 : *Test d'homogénéité pour les prix de la période t* : $P(p^0, \lambda p^t) = \lambda P(p^0, p^t)$ pour tous les $\lambda > 0$

T5 : *Test d'homogénéité pour les prix de la période 0* : $P(\lambda p^0, p^t) = \lambda^{-1} P(p^0, p^t)$ pour tous les $\lambda > 0$

T6 : *Test d'inversion des produits* : $P(p^0, p^t) = P(p^{0*}, p^{t*})$ où p^{0*} et p^{t*} correspondent à la même permutation des composantes des vecteurs des prix p^0 et p^t ⁷⁵

T7 : *Invariance à la modification des unités de mesure (test de commensurabilité)*

T8 : *Test de réversibilité temporelle* : $P(p^t, p^0) = 1/P(p^0, p^t)$

T9 : *Test de circularité ou de transitivité* : $P(p^0, p^2) = P(p^0, p^1)P(p^1, p^2)$

T10 : *Test de la valeur moyenne* : $\min\{p_i^t/p_i^0 : i = 1, \dots, n\} \leq P(p^0, p^t) \leq \max\{p_i^t/p_i^0 : i = 1, \dots, n\}$

T11 : *Test de monotonie aux prix de la période t* : $P(p^0, p^t) < P(p^0, p^{t*})$ si $p^t < p^{t*}$

T12 : *Test de monotonie aux prix de la période 0* : $P(p^0, p^t) > P(p^{0*}, p^t)$ si $p^0 < p^{0*}$

16.133 Il est simple de démontrer que l'indice de Lowe défini par l'équation (16.87) satisfait à l'ensemble des 12 axiomes ou tests énumérés ci-dessus. Il a donc de très bonnes propriétés axiomatiques par rapport à ses variables de prix⁷⁶.

16.134 Il est facile aussi de démontrer que l'indice de Young défini par l'équation (16.86) satisfait à 10 des 12 axiomes, n'échouant qu'au test de réversibilité temporelle T8 et au test de circularité T9. Les propriétés axiomatiques de l'indice de Young sont indéniablement inférieures à celles de l'indice de Lowe.

Dans son analyse des travaux de Fisher (1921), toutefois, Walsh (1921b, p. 543–544) répare cette erreur concernant l'inventeur de la formule :

Quel indice faut-il utiliser alors? Celui-ci : $\sum q_i^t / \sum q_i^0$. C'est la méthode employée par Lowe il y a cent ans de cela, à une ou deux années près. Dans mon ouvrage [de 1901], je l'ai appelée indice de Scrope; mais il faudrait parler d'indice de Lowe. Notons que cet indice n'utilise ni les quantités de l'année de référence, ni celles d'une année ultérieure. Les quantités utilisées devraient être des estimations approximatives de ce qu'ont été les quantités tout au long de la période ou de l'époque considérée.

⁷⁵En appliquant ce test aux indices de Lowe et de Young, on suppose que le vecteur des quantités de l'année de référence q^b et le vecteur des parts de dépenses de l'année de référence s^b sont soumis à la même permutation.

⁷⁶On se souviendra qu'au chapitre 15, le principal problème soulevé par l'indice de Lowe se pose lorsque que le vecteur des pondérations en quantités q^b n'est pas représentatif des quantités achetées dans l'intervalle entre les périodes 0 et 1.

⁷³Baldwin (1990, p. 255) a mis au point quelques unes des propriétés axiomatiques de l'indice de Lowe.

⁷⁴Cette formule d'indice est aussi, très exactement, la formule d'indice de type A établie par Bean et Stine (1924, p. 31). Walsh (1901, p. 539) a d'abord attribué à tort la formule de Lowe à G. Poulett Scrope (1833), qui a écrit *Principles of political economy* en 1833 et suggéré la formule de Lowe sans reconnaître que Lowe avait la priorité en la matière.

Appendice 16.1 Démonstration de l'optimalité de l'indice de prix de Törnqvist–Theil dans la seconde approche des tests bilatéraux

Les tests (T1, T2, etc.) mentionnés dans cet appendice sont ceux qui ont été présentés aux paragraphes 16.98 à 16.119.

1 Définissons $r_i = p_i^1/p_i^0$ pour $i = 1, \dots, n$. Si l'on utilise T1, T9, et l'équation (16.66) : $P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P^*(r, v^0, v^1)$; Si l'on utilise aussi T6, T7 et l'équation (16.63), on obtient :

$$P(p^0, p^1, v^0, v^1) = P^*(r, s^0, s^1) \quad (\text{A16.1.1})$$

où s^t et le vecteur des parts de dépenses de la période t pour $t = 0, 1$.

2 Posons que $x = (x_1, \dots, x_n)$ et $y = (y_1, \dots, y_n)$ sont des vecteurs strictement positifs. Le test de transitivité T11 et l'équation (A16.1.1) impliquent que la fonction P^* possède la propriété suivante :

$$P^*(x; s^0, s^1) P^*(y; s^0, s^1) = P^*(x_1 y_1, \dots, x_n y_n; s^0, s^1). \quad (\text{A16.1.2})$$

3 Si l'on utilise le test T1, $P^*(r, s^0, s^1) > 0$ et si l'on utilise le test T14 alors $P^*(r, s^0, s^1)$ est strictement croissant pour les composantes de r . Le test d'identité T3 implique que

$$P^*(1_n, s^0, s^1) = 1 \quad (\text{A16.1.3})$$

où 1_n est le vecteur unitaire de dimension n . Si l'on utilise un résultat imputable à Eichhorn (1978, p. 66), on voit que ces propriétés de P^* suffisent pour impliquer qu'il existe des fonctions positives $\alpha_i(s^0, s^1)$ pour $i = 1, \dots, n$ telles que P^* soit représenté de la façon suivante :

$$\ln P^*(r, s^0, s^1) = \sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) \ln r_i. \quad (\text{A16.1.4})$$

4 Le test de continuité T2 implique que les fonctions positives $\alpha_i(s^0, s^1)$ sont continues. Pour $\lambda > 0$, le test d'homogénéité linéaire T4 implique que

$$\begin{aligned} \ln P^*(\lambda r, s^0, s^1) &= \ln \lambda + \ln P^*(r, s^0, s^1) \\ &= \sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) \ln \lambda r_i \quad \text{en utilisant (A16.1.4)} \\ &= \sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) \ln \lambda + \sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) \ln r_i \\ &= \sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) \ln \lambda + \ln P^*(r, s^0, s^1) \\ &\text{en utilisant (A.16.1.4)} \quad (\text{A.16.1.5}) \end{aligned}$$

L'égalité entre les membres de droite de la première et de la dernière lignes de l'équation (A16.1.5) montre que les fonctions $\alpha_i(s^0, s^1)$ doivent satisfaire à la restriction suivante :

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i(s^0, s^1) = 1 \quad (\text{A16.1.6})$$

pour tous les vecteurs strictement positifs s^0 et s^1 .

5 Si l'on utilise le test de pondération T16 et le test d'inversion des produits T8, les équations (16.69) restent valables. L'équation (16.69), conjuguée au test de commensurabilité T9, implique que P^* vérifie l'équation suivante :

$$P^*(1, \dots, 1, r_i, 1, \dots, 1; s^0, s^1) = f(I, r_i, s_i^0, s_i^1); \quad i = 1, \dots, n \quad (\text{A16.1.7})$$

pour tous les $r_i > 0$ où f est la fonction définie dans le test T16.

6 Nous introduisons l'équation (A16.1.7) dans l'équation (A16.1.4) afin d'obtenir le système d'équations suivant :

$$\ln P^*(1, \dots, 1, r_i, 1, \dots, 1; s^0, s^1) = \ln f(I, r_i, s_i^0, s_i^1) = \alpha_i(s^0, s^1) r_i \quad i = 1, \dots, n \quad (\text{A16.1.8})$$

Mais l'équation (A16.1.8) implique que la fonction continue positive de $2n$ variables $\alpha_i(s^0, s^1)$ est constante par rapport à tous ses arguments, sauf s_i^0 et s_i^1 , et que cette propriété est vérifiée pour chaque i . Chaque $\alpha_i(s^0, s^1)$ peut donc être remplacé par la fonction continue positive de deux variables $\beta_i(s_i^0, s_i^1)$ pour $i = 1, \dots, n$ ⁷⁷. Remplaçons maintenant les $\alpha_i(s^0, s^1)$ dans l'équation (A16.1.4) par les $\beta_i(s_i^0, s_i^1)$ pour $i = 1, \dots, n$, et nous obtenons la représentation suivante pour P^* :

$$\ln P^*(r, s^0, s^1) = \sum_{i=1}^n \beta_i(s_i^0, s_i^1) \ln r_i. \quad (\text{A16.1.9})$$

7 L'équation (A16.1.6) implique que les fonctions $\beta_i(s_i^0, s_i^1)$ satisfont aussi aux restrictions suivantes :

$$\sum_{i=1}^n s_i^0 = 1; \quad \text{et} \quad \sum_{i=1}^n s_i^1 = 1 \quad \text{implique que} \quad \sum_{i=1}^n \beta_i(s_i^0, s_i^1) = 1. \quad (\text{A16.1.10})$$

8 Supposons que le test de pondération T17 reste valable et introduisons l'équation (16.71) dans l'équation (A16.1.9) pour obtenir l'équation suivante :

⁷⁷Plus explicitement, $\beta_1(s_1^0, s_1^1) = \alpha_1(s_1^0, 1, \dots, 1; s_1^1, 1, \dots, 1)$ etc. Autrement dit, dans la définition de $\beta_1(s_1^0, s_1^1)$, nous utilisons la fonction $\alpha_1(s_1^0, 1, \dots, 1; s_1^1, 1, \dots, 1)$ dans laquelle on pose que toutes les composantes des vecteurs s^0 et s^1 sauf la première sont égales à un nombre positif arbitraire, par exemple à 1.

$$\beta_i(0,0)\ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)=0; \quad i=1,\dots,n \quad (\text{A16.1.11})$$

Étant donné que les p_i^1 et p_i^0 peuvent être des nombres positifs arbitraires, on voit que l'équation (A16.1.11) implique que

$$\beta_i(0,0)=0; \quad i=1,\dots,n \quad (\text{A16.1.12})$$

9 Supposons que le nombre de produits n est égal ou supérieur à 3. Si l'on utilise les équations (A16.1.10) et (A16.1.12), le théorème 2 d'Aczél (1987, p. 8) peut être appliqué et permet d'obtenir la forme fonctionnelle suivante pour chacun des $\beta_i(s_i^0, s_i^1)$:

$$\beta_i(s_i^0, s_i^1)=\gamma s_i^0+(1-\gamma)s_i^1; \quad i=1,\dots,n \quad (\text{A16.1.13})$$

où γ est un nombre positif satisfaisant à la condition suivante : $0 < \gamma < 1$.

10 Enfin, le test de réversibilité temporelle T10 ou le test de symétrie des pondérations en quantités T12 peut être utilisé pour démontrer que γ doit être égal à $\frac{1}{2}$. Si l'on substitue cette valeur à γ dans l'équation (A16.1.13) et si l'on introduit ensuite cette équation dans l'équation (A16.1.9), la forme fonctionnelle pour P^* , et par conséquent P , est déterminée comme suit :

$$\begin{aligned} \ln P(p^0, p^1, v^0, v^1) &= \ln P^*(r, s^0, s^1) \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{2}(s_i^0 + s_i^1) \ln\left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) \end{aligned} \quad (\text{A16.1.14})$$

APPROCHE ÉCONOMIQUE DE LA THÉORIE DES INDICES : LE CAS DES MÉNAGES UNIQUES 17

Introduction

17.1 Le présent chapitre, ainsi que le chapitre suivant, portent sur l'approche économique de la théorie des indices. Ce chapitre traite du cas des ménages *uniques*, tandis que le suivant est consacré à celui des ménages *multiples*. Voici une brève description du contenu du présent chapitre.

17.2 Les paragraphes 17.9 à 17.17 présentent la théorie de l'indice du coût de la vie pour un consommateur ou un ménage unique, dont l'auteur est l'économiste russe A.A. Konüs (1924). La relation entre un indice du coût de la vie véritable (inobservable) et les indices observables de Laspeyres et de Paasche y sera expliquée. Il convient de noter que, dans l'approche économique de la théorie des indices, on suppose que les ménages considèrent que les prix observés sont des variables données et que les quantités sont des solutions à divers problèmes d'optimisation économique. Nombre de statisticiens de prix jugent peu plausibles les hypothèses émises dans l'approche économique. Peut-être la meilleure solution est-elle de considérer que ces hypothèses expriment tout simplement le fait que les consommateurs ont tendance à acheter une plus grande quantité d'un produit si son prix baisse par rapport à celui des autres produits.

17.3 Aux paragraphes 17.18 à 17.26, les préférences du consommateur sont limitées par rapport au cas tout à fait général traité aux paragraphes 17.9 à 17.17. En effet, on suppose aux paragraphes 17.8 à 17.26 que la fonction représentative des préférences du consommateur qui choisit entre diverses combinaisons de produits est homogène de degré un. Cela signifie que chaque surface d'indifférence (la série de combinaisons de produits qui donnent au consommateur la même satisfaction ou utilité) est une extension radiale d'une surface d'indifférence unique. Avec cette hypothèse supplémentaire, la théorie du coût de la vie véritable se simplifie, comme on le verra.

17.4 Les sections commençant par les paragraphes 17.27, 17.33 et 17.44 montrent que les indices de prix de Fisher, Walsh et Törnqvist (qui s'avèrent être les «meilleurs» dans les diverses approches non économiques) sont également parmi les «meilleurs» dans l'approche économique de la théorie des indices. Dans ces sections, la fonction de préférence du ménage unique sera plus limitée que celle fondée sur les hypothèses émises dans les deux sections précédentes. Des formes fonctionnelles spécifiques sont retenues pour la

fonction d'utilité du consommateur et il s'avère que, pour chacune de ces formes spécifiques supposées, un indice du coût de la vie véritable peut être calculé avec précision à l'aide des données de prix et de quantité observables. Chacune des trois formes fonctionnelles spécifiques retenues pour la fonction d'utilité du consommateur a pour propriété de donner une approximation d'une fonction linéairement homogène arbitraire au second ordre; autrement dit, selon la terminologie économique, chacune de ces trois formes fonctionnelles est *souple*. Par conséquent, suivant la terminologie adoptée par Diewert (1976), les indices de prix de Fisher, Walsh et Törnqvist sont des exemples d'indices *superlatifs*.

17.5 Les paragraphes 17.50 à 17.54 montrent que les indices de prix de Fisher, Walsh et Törnqvist se rapprochent beaucoup les uns des autres lorsque des séries chronologiques «normales» sont utilisées. C'est là un résultat très commode, étant donné que ces trois indices se révèlent à plusieurs reprises les «meilleurs» dans toutes les approches de la théorie des indices. Ce résultat implique donc que n'importe lequel de ces trois indices peut normalement être choisi à titre de préférence pour le calcul d'un indice des prix à la consommation (IPC).

17.6 Les indices de prix de Paasche et de Laspeyres ont une propriété mathématique très commode : il y a *associativité de l'agrégation*. Par exemple, si la formule de Laspeyres sert au calcul de sous-indices des prix, disons, des produits alimentaires et des vêtements, ces sous-indices peuvent être considérés comme des rapports de prix agrégés à ce niveau et, en utilisant la part des dépenses affectées à ces sous-agrégats, on peut de nouveau appliquer la formule de Laspeyres pour calculer un indice de prix en deux étapes. L'associativité de l'agrégation signifie que cet indice calculé en deux étapes est égal à l'indice correspondant obtenu directement. Les paragraphes 17.55 à 17.60 montrent que, pour les indices superlatifs calculés dans les sections précédentes, il n'y a pas associativité parfaite mais approximative de l'agrégation.

17.7 Les paragraphes 17.61 à 17.64 traitent du calcul d'un indice très intéressant : l'indice des prix de Lloyd (1975)–Moulton (1996a). Cette formule fait intervenir les informations nécessaires au calcul d'un indice de Laspeyres (à savoir les parts de dépenses de la période de référence, les prix de la période de référence et ceux de la période en cours) et un autre paramètre (l'élasticité de substitution entre les produits). Si l'on peut obtenir des données sur ce paramètre supplémentaire, le biais de

substitution peut alors être en grande partie éliminé et l'indice peut être calculé à l'aide d'informations essentiellement identiques à celles requises pour l'établissement de l'indice de Laspeyres.

17.8 La section commençant par le paragraphe 17.65 traite de la difficulté de définir un indice du coût de la vie véritable lorsque les préférences du consommateur sont annuelles et que les prix sont mensuels (ou trimestriels). Cette section tente de donner une assise économique à l'indice de Lowe étudié au chapitre 15. Elle présente en outre une introduction aux problèmes associés à l'existence de produits saisonniers, qui sont examinés plus en détail au chapitre 22. La dernière section passe en revue les cas où le prix d'un produit est égal à zéro dans une période et différent de zéro dans la période suivante.

L'indice du coût de la vie de Konüs et les limites observables

17.9 La présente section traite de la théorie de l'indice du coût de la vie pour un consommateur (ou ménage) unique, qui a été conçue par l'économiste russe Konüs (1924). Cette théorie part de l'hypothèse que les agents économiques (consommateurs ou producteurs) ont un *comportement optimisateur*. En conséquence, pour un vecteur de prix p^t dans une période de temps donnée t , on suppose que le vecteur de quantité observé correspondant q^t est la solution au problème de minimisation des coûts pour une fonction de préférence ou d'utilité f du consommateur¹. Ainsi, contrairement à l'approche axiomatique de la théorie des indices, l'approche économique ne suppose pas que les deux vecteurs de quantité q^0 et q^1 sont indépendants des deux vecteurs de prix p^0 et p^1 . Dans l'approche économique, le vecteur de quantité q^0 pour la période 0 est déterminé par la fonction de préférence f du consommateur et par le vecteur de prix p^0 pour la période 0 auquel le consommateur est confronté, et le vecteur de quantité q^1 pour la période 1 est déterminé par la fonction de préférence f du consommateur et par le vecteur de prix p^1 pour la période 1.

17.10 L'approche économique de la théorie des indices suppose que «le» consommateur a des *préférences* bien déterminées face à divers assortiments de n produits ou articles de consommation². Chaque assortiment peut être représenté par un vecteur de quantité positif $q = [q_1, \dots, q_n]$. On suppose que les préférences du consommateur face à divers vecteurs de consommation possibles q peuvent être représentées par une fonction

d'utilité continue, non décroissante et concave³ f . En conséquence, si $f(q^1) > f(q^0)$, le consommateur préfère le vecteur de consommation q^1 à q^0 . On suppose en outre que le consommateur minimise les coûts à supporter pour atteindre le niveau d'utilité $u^t = f(q^t)$ de la période t pour $t = 0, 1$. Nous partons donc de l'hypothèse que le vecteur de consommation observé q^t pour la période t est la solution au problème suivant de minimisation des coûts pour la période t :

$$C(u^t, p^t) = \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^t q_i \text{ tel que } f(q) = u^t = f(q^t) \right\} \\ = \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t \text{ pour } t = 0, 1 \quad (17.1)$$

Le vecteur de prix de la période t pour les n produits considérés auquel est confronté le consommateur est p^t . Il est à noter que la solution au problème de minimisation des coûts ou des dépenses (17.1) pour un niveau d'utilité général u et un vecteur général de prix des produits p définit la *fonction de coût du consommateur*, $C(u, p)$. La fonction de coût sera utilisée ci-après pour définir l'*indice du coût de la vie* du consommateur.

17.11 La famille des *indices du coût de la vie véritable* de Konüs (1924) pour les deux périodes où le consommateur est confronté aux vecteurs de prix strictement positifs $p^0 = (p_1^0, \dots, p_n^0)$ et $p^1 = (p_1^1, \dots, p_n^1)$ dans les périodes 0 et 1, respectivement, se définit par le ratio des coûts minimaux associés au même niveau d'utilité $u = f(q)$, où $q = (q_1, \dots, q_n)$ est un vecteur de quantité de référence positif :

$$P_K(p^0, p^1, q) = \frac{C(f(q), p^1)}{C(f(q), p^0)} \quad (17.2)$$

Notons que la définition (17.2) s'applique à une famille d'indices de prix, parce qu'il y a un indice de ce type pour chaque vecteur de quantité de référence q choisi.

17.12 Le choix de deux vecteurs de quantité de référence spécifiques q dans la définition (17.2) est chose naturelle : le vecteur de quantité observé pour la période de référence q^0 et le vecteur de quantité pour la période en cours q^1 . Le premier de ces deux choix mène à l'*indice du coût de la vie véritable de Laspeyres-Konüs* ci-après :

¹Pour une description de la théorie économique des indices de prix des intrants et des extrants, voir Balk (1998a). Dans la théorie économique des indices de prix des extrants, q^t est, par hypothèse, la solution à un problème de maximisation des recettes pour un vecteur de prix des extrants p^t .

²Dans le présent chapitre, on part de l'hypothèse que ces préférences ne varient pas avec le temps, alors que dans le chapitre suivant, cette

hypothèse est abandonnée (l'une des variables d'environnement pourrait être une variable temporelle qui entraînerait un changement dans les préférences).

³Notons que f est concave si et seulement si $f(\lambda q^1 + (1-\lambda)q^2) \geq \lambda f(q^1) + (1-\lambda)f(q^2)$ pour tous les cas où $0 \leq \lambda \leq 1$ et où $q^1 \gg 0_n$ et $q^2 \gg 0_n$. Notons aussi que $q \geq 0_n$ signifie que chaque composante du vecteur q de dimension N est non négative, $q \gg 0_n$ signifie que chaque composante de q est positive et $q > 0_n$ signifie que $q \geq 0_n$ et $q \neq 0_n$; autrement dit, q n'est pas négatif et au moins une de ses composantes est strictement positive.

$$\begin{aligned}
 P_K(p^0, p^1, q^0) &= \frac{C(f(q^0), p^1)}{C(f(q^0), p^0)} \\
 &= \frac{C(f(q^0), p^1)}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \quad \text{à partir de (17.1) pour } t=0 \\
 &= \frac{\min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i : f(q) = f(q^0) \right\}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \quad (17.3)
 \end{aligned}$$

sur la base de la définition du problème de minimisation des coûts qui définit $C(f(q^0), p^1)$

$$\leq \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0}$$

puisque $q^0 = (q_1^0, \dots, q_n^0)$ est la solution possible au problème de minimisation :

$$= P_L(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

où P_L est l'indice des prix de Laspeyres. En conséquence, l'indice du coût de la vie véritable (inobservable) de Laspeyres–Konüs a pour limite supérieure l'indice des prix de Laspeyres (observable)⁴.

17.13 Le second des deux choix naturel de vecteur de quantité de référence q dans la définition (17.2) mène à l'indice du coût de la vie véritable de Paasche–Konüs ci-après :

$$\begin{aligned}
 P_K(p^0, p^1, q^1) &= \frac{C(f(q^1), p^1)}{C(f(q^1), p^0)} \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{C(f(q^1), p^0)} \quad \text{à partir de (17.1) pour } t=1 \\
 &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i : f(q) = f(q^1) \right\}} \quad (17.4)
 \end{aligned}$$

sur la base de la définition du problème de minimisation des coûts qui définit $C(f(q^0), p^0)$

$$\geq \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1}$$

puisque $q^1 = (q_1^1, \dots, q_n^1)$

est une solution possible au problème de minimisation, d'où

$$\begin{aligned}
 C(f(q^1), p^0) &\leq \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1 \quad \text{donc} \quad \frac{1}{C(f(q^1), p^0)} \geq \frac{1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1} \\
 &= P_P(p^0, p^1, q^0, q^1)
 \end{aligned}$$

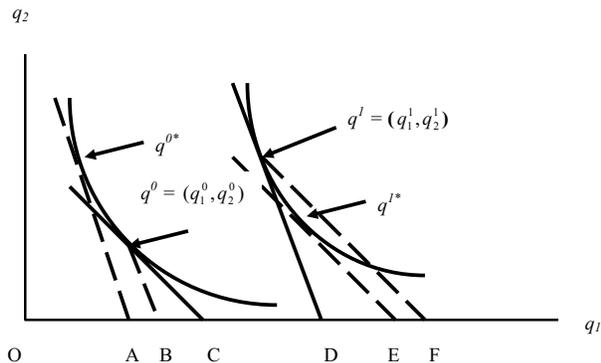
où P_P est l'indice des prix de Paasche. En conséquence, l'indice du coût de la vie véritable de Paasche–Konüs (inobservable) a pour limite inférieure l'indice des prix de Paasche (observable)⁵.

17.14 Il est possible d'illustrer les deux inégalités (17.3) et (17.4) s'il n'y a que deux produits; voir graphique 17.1. La solution au problème de minimisation des coûts de la période 0 est le vecteur q^0 . La ligne droite passant par C représente la contrainte budgétaire du consommateur pour la période 0, l'ensemble des points q_1, q_2 tel que $p_1^0 q_1 + p_2^0 q_2 = p_1^0 q_1^0 + p_2^0 q_2^0$. La courbe passant par q^0 est la courbe d'indifférence du consommateur pour la période 0, l'ensemble des points q_1, q_2 tels que $f(q_1, q_2) = f(q_1^0, q_2^0)$; autrement dit, c'est l'ensemble des vecteurs de consommation qui procurent la même utilité que le vecteur de consommation observé pour la période 0, q^0 . La solution au problème de minimisation des coûts de la période 1 est le vecteur q^1 . La ligne droite passant par D représente la contrainte budgétaire du consommateur pour la période 1, l'ensemble des points (q_1, q_2) tel que $p_1^1 q_1 + p_2^1 q_2 = p_1^1 q_1^1 + p_2^1 q_2^1$. La courbe passant par q^1 est la courbe d'indifférence du consommateur pour la période 1, l'ensemble des points (q_1, q_2) tel que $f(q_1, q_2) = f(q_1^1, q_2^1)$; autrement dit, c'est l'ensemble des vecteurs de consommation qui procurent la même utilité que le vecteur de consommation observé pour la période 1, q^1 . Le point q^{0*} est la solution au problème hypothétique de minimisation des coûts associés au niveau d'utilité de la période de référence $u^0 = f(q^0)$ pour un vecteur de prix de la période 1, $p^1 = (p_1^1, p_2^1)$. En conséquence, nous avons $C[u^0, p^1] = p_1^1 q_1^{0*} + p_2^1 q_2^{0*}$ et la ligne en tirets passant par A est la droite d'isocoût correspondante $p_1^1 q_1 + p_2^1 q_2 = C[u^0, p^1]$. Notons que la ligne de coût hypothétique passant par A est parallèle à la ligne de coût effective pour la période 1 qui passe par D. L'indice du coût de la vie véritable de Laspeyres–Konüs, tiré de l'équation (17.3), est $C[u^0, p^1] / [p_1^0 q_1^0 + p_2^0 q_2^0]$, tandis que l'indice de Laspeyres ordinaire est $[p_1^1 q_1^0 + p_2^1 q_2^0] / [p_1^0 q_1^0 + p_2^0 q_2^0]$. Comme les dénominateurs de ces deux indices sont les mêmes, la différence entre eux est attribuable à celle qui existe entre leurs numérateurs. Dans le graphique 17.1, cette différence entre les numérateurs est exprimée par le fait que

⁴Cette inégalité a été obtenue pour la première fois par Konüs (1924; 1939, p. 17). Voir aussi Pollak (1983).

⁵Cette inégalité est à attribuer à Konüs (1924; 1939, p. 19); voir aussi Pollak (1983).

Graphique 17.1 Les indices de Laspeyres et de Paasche, limites de l'indice véritable du coût de la vie



la ligne de coût passant par A se situe au-dessous de la ligne de coût passant par B. Par contre, si la courbe d'indifférence du consommateur sous la forme du vecteur de consommation observé pour la période 0, q^0 , était en forme de L avec sommet à q^0 , le consommateur ne changerait alors pas ses habitudes de consommation face à une variation des prix relatifs des deux produits tout en maintenant inchangé son niveau de vie. Dans ce cas, le vecteur hypothétique q^{0*} coïnciderait avec q^0 , la ligne en tirets passant par A avec celle qui passe par B, et l'indice du coût de la vie véritable de Laspeyres–Konüs avec l'indice de Laspeyres ordinaire. Cependant, les courbes d'indifférence en forme de L ne correspondent généralement pas au comportement du consommateur; autrement dit, lorsque le prix d'un produit baisse, le consommateur en demande généralement davantage. Par conséquent, il y aura en général un écart entre les points A et B. Le niveau de cet écart mesure l'ampleur du biais de substitution entre l'indice du coût de la vie véritable et l'indice de Laspeyres correspondant; en d'autres termes, l'indice de Laspeyres sera généralement supérieur à l'indice du coût de la vie véritable correspondant, $P_K(p^0, p^1, q^0)$.

17.15 Le graphique 17.1 peut en outre servir à illustrer l'inégalité (17.4). Notons tout d'abord que les lignes en tirets passant par E et F sont parallèles à la droite d'isocoût de la période 0 passant par C. Le point q^{1*} est la solution au problème hypothétique de minimisation du coût associé au niveau d'utilité de la période en cours $u^1 = f(q^1)$ pour un vecteur de prix de la période 0 $p^0 = (p_1^0, p_2^0)$. En conséquence, nous avons $C[u^1, p^0] = p_1^0 q_1^{1*} + p_2^0 q_2^{1*}$. L'indice du coût de la vie véritable de Paasche–Konüs tiré de l'équation (17.4) est $[p_1^1 q_1^1 + p_2^1 q_2^1] / C[u^1, p^0]$, tandis que l'indice de Paasche ordinaire est $[p_1^1 q_1^1 + p_2^1 q_2^1] / [p_1^0 q_1^1 + p_2^0 q_2^1]$. Comme les numérateurs de ces deux indices sont les mêmes, la différence entre les indices est attribuable à celle qui existe entre leurs dénominateurs. Dans le graphique 17.1, cette différence entre les dénominateurs est expri-

mée par le fait que la ligne de coût passant par E se situe au-dessous de la ligne de coût parallèle passant par F. Le niveau de cet écart représente l'ampleur du biais de substitution entre l'indice du coût de la vie véritable et l'indice de Paasche correspondant; autrement dit, l'indice de Paasche sera généralement inférieur au véritable indice du coût de la vie correspondant, $P_K(p^0, p^1, q^1)$. Notons que cette inégalité va dans le sens contraire à celui de l'inégalité précédente entre les deux indices de Laspeyres. Ce changement de sens de l'inégalité est attribuable au fait que la différence entre les deux indices se situe, dans le premier cas, au niveau des numérateurs (inégalités entre les indices de Laspeyres) et, dans le second, au niveau des dénominateurs (inégalités entre les indices de Paasche).

17.16 La limite (17.3) de l'indice du coût de la vie véritable de Laspeyres–Konüs $P_K(p^0, p^1, q^0)$, où le niveau d'utilité de la période de référence est pris comme niveau de vie, est *unilatérale*, de même que la limite (17.4) de l'indice du coût de la vie véritable de Paasche–Konüs $P_K(p^0, p^1, q^1)$, où c'est le niveau d'utilité de la période en cours qui est pris comme niveau de vie. Konüs (1924; 1939, p. 20) a montré, par un résultat remarquable, qu'il existe un vecteur de consommation intermédiaire q^* qui est sur la ligne droite joignant le vecteur de consommation de la période de référence q^0 au vecteur de consommation de la période en cours q^1 de telle sorte que l'indice du coût de la vie véritable (inobservable) $P_K(p^0, p^1, q^*)$ se situe entre les indices observables de Laspeyres et de Paasche, P_L y P_P ⁶. En conséquence, nous avons un nombre λ^* entre 0 de telle sorte que :

$$\begin{aligned} P_L &\leq P_K(p^0, p^1, \lambda^* q^0 + (1 - \lambda^*) q^1) \leq P_P \text{ ou} \\ P_P &\leq P_K(p^0, p^1, \lambda^* q^0 + (1 - \lambda^*) q^1) \leq P_L \end{aligned} \quad (17.5)$$

Les inégalités (17.5) sont d'une importance pratique. Si les indices de Paasche et de Laspeyres observables (en principe) ne font pas apparaître un trop grand écart, une moyenne symétrique de ces indices devrait donner une bonne valeur approchée de l'indice du coût de la vie véritable lorsque le niveau de vie de référence se situe entre le niveau de vie de la période de référence et celui de la période en cours. Pour calculer la moyenne symétrique précise des indices de Paasche et de Laspeyres, on peut faire appel aux résultats des paragraphes 15.18 à 15.32 du chapitre 15; par ailleurs, la moyenne géométrique des indices de Paasche et de Laspeyres peut être justifiée en tant que «meilleure» moyenne, qui est l'indice des prix de Fisher. En conséquence, l'emploi de

⁶Pour des applications plus récentes de la méthode de preuve de Konüs, voir Diewert (1983a, p. 191) (point de vue du consommateur) et Diewert (1983b, p. 1059–1061) (point de vue du producteur).

l'indice des prix idéal de Fisher est assez bien justifié car il donne une bonne valeur approchée d'un indice du coût de la vie théorique inobservable.

17.17 Les limites (17.3)–(17.5) sont les meilleures que l'on puisse obtenir pour un indice du coût de la vie véritable sans émettre d'autres hypothèses. Ci-après sont formulées des hypothèses supplémentaires sur la catégorie des fonctions d'utilité représentatives des préférences du consommateur pour les n produits en question. Avec ces hypothèses additionnelles, le coût de la vie véritable du consommateur peut être déterminé avec exactitude.

L'indice du coût de la vie véritable lorsque les préférences sont homothétiques

17.18 Jusqu'à présent, la fonction de préférence du consommateur, f , n'avait pas à satisfaire à une hypothèse d'homogénéité donnée. Dans le reste de cette section, nous supposons que f fait apparaître une *homogénéité linéaire (positive)*⁷. Dans les ouvrages économiques, c'est l'hypothèse dite de *préférences homothétiques*⁸. Cette hypothèse n'est pas strictement justifiée du point de vue du comportement économique effectif, mais elle aboutit à l'établissement d'indices de prix économiques qui sont indépendants du niveau de vie du consommateur⁹. Selon cette hypothèse, la fonction de dépense ou de coût du consommateur $C(u, p)$, définie par l'équation (17.1), se décompose comme suit. Pour $p \gg 0_N$ (prix positifs) et un niveau d'utilité positif u , C étant le coût minimum associé au niveau d'utilité donné u , on a les égalités suivantes :

$$\begin{aligned} C(u, p) &= \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : f(q_1, \dots, q_n) \geq u \right\} \\ &= \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : \frac{1}{u} f(q_1, \dots, q_n) \geq 1 \right\} \\ &\text{divisé par } u > 0 \end{aligned}$$

⁷La propriété d'homogénéité linéaire signifie que f satisfait à la propriété suivante : $f(\lambda q) = \lambda f(q)$ dans tous les cas où $\lambda > 0$ et où $q \gg 0_n$. Cette hypothèse est assez restrictive du point de vue du consommateur. Elle implique que chaque courbe d'indifférence est une projection radiale de la courbe d'indifférence d'une fonction d'utilité unitaire. Elle implique également que toutes les élasticités-revenu de la demande sont unitaires, ce qui est contredit par les données empiriques.

⁸Plus précisément, Shephard (1953) définit une fonction homothétique comme étant une transformation monotone d'une fonction d'homogénéité linéaire. Cependant, si la fonction d'utilité d'un consommateur est homothétique, elle peut toujours être reformulée pour être linéairement homogène sans changer le comportement du consommateur. En conséquence, l'hypothèse de préférences homothétiques peut simplement prendre la forme d'une hypothèse d'homogénéité linéaire.

⁹Ce volet particulier de l'approche économique de la théorie des indices est attribuable à Shephard (1953; 1970) et à Samuelson et

$$\begin{aligned} &= \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : f\left(\frac{q_1}{u}, \dots, \frac{q_n}{u}\right) \geq 1 \right\} \\ &\text{étant donné l'homogénéité linéaire de } f \\ &= u \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n \frac{p_i q_i}{u} : f\left(\frac{q_1}{u}, \dots, \frac{q_n}{u}\right) \geq 1 \right\} \\ &= u \min_z \left\{ \sum_{i=1}^n p_i z_i : f(z_1, \dots, z_n) \geq 1 \right\} \end{aligned}$$

soit $z_i = \frac{q_i}{u} = uC(1, p)$ à partir de la définition (17.1)

$$= uc(p) \tag{17.6}$$

où $c(p) = C(1, p)$ est la fonction de coût unitaire qui correspond à f^{10} . On peut voir que la fonction de coût unitaire $c(p)$ satisfait aux mêmes conditions de régularité que f ; autrement dit, $c(p)$ est positive, concave et fait apparaître une homogénéité linéaire (positive) pour des vecteurs de prix positifs¹¹. Si nous intégrons l'équation (17.6) dans l'équation (17.1) et prenons $u^t = f(q^t)$, nous obtenons l'équation suivante :

$$\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t = c(p^t) f(q^t) \text{ pour } t = 0, 1 \tag{17.7}$$

En conséquence, dans l'hypothèse d'homogénéité linéaire de la fonction d'utilité f , les dépenses sur les n produits observées dans la période t sont égales au coût d'une unité d'utilité pour la période t $c(p^t)$ multiplié

Swamy (1974). Shephard, en particulier, a pris conscience de l'importance de l'hypothèse d'homothéticité en conjonction avec les hypothèses de séparabilité servant à justifier l'existence de sous-indices de l'indice global du coût de la vie. Il convient de noter que, si la variation du revenu réel ou de la fonction d'utilité du consommateur entre les deux périodes considérées n'est pas trop grande, l'hypothèse de préférences homothétiques aboutira à l'établissement d'un indice du coût de la vie véritable qui est très proche des indices du coût de la vie véritable de Laspeyres–Konüs et de Paasche–Konüs définis par les équations (17.3) et (17.4). Un autre moyen de justifier l'hypothèse de préférences homothétiques est celui consistant à utiliser l'équation (17.49), qui justifie l'emploi de l'indice superlatif de Törnqvist–Theil, P_T , lorsque les préférences ne sont pas homothétiques. Comme P_T a d'ordinaire une valeur proche de celle d'autres indices superlatifs qui sont calculés sur la base de l'hypothèse de préférences homothétiques, on peut constater que l'hypothèse d'homothéticité n'ira généralement pas à l'encontre des données empiriques lorsqu'elle est utilisée dans la théorie des indices.

¹⁰Les économistes reconnaîtront que le résultat $C(u, p) = uc(p)$ peut être interprété du point de vue du producteur : si une fonction de production f d'un producteur a des rendements d'échelle constants, la fonction de coût total correspondante $C(u, p)$ est alors égale au produit du niveau de production u par le coût unitaire $c(p)$.

¹¹À l'évidence, la fonction d'utilité f détermine la fonction de coût du consommateur $C(u, p)$ en tant que solution au problème de minimisation des coûts dans la première ligne de l'équation (17.6). La fonction de coût unitaire $c(p)$ est alors $C(1, p)$. En conséquence, f détermine c . Mais nous pouvons également utiliser c pour déterminer f dans des conditions de régularité appropriées. C'est ce qui est connu en économie sous le nom de théorie de la dualité. Pour de plus amples informations sur la *théorie de la dualité* et les propriétés de f et c , voir Samuelson (1953), Shephard (1953) et Diewert (1974a; 1993b, p. 107–123).

par le niveau d'utilité de la période t , $f(q^t)$. À l'évidence, le coût unitaire de la période t , $c(p^t)$, peut être pris comme niveau de prix de la période t , P^t , et le niveau d'utilité de la période t , $f(q^t)$, comme niveau de quantité de la période t , Q^t ¹².

17.19 L'hypothèse d'homogénéité linéaire de la fonction de préférence du consommateur f mène à une simplification de la famille d'indices de coût de la vie véritable de Konüs, $P_K(p^0, p^1, q)$ définie par l'équation (17.2). À partir de cette définition, on obtient un vecteur de quantité de référence arbitraire q :

$$\begin{aligned} P_K(p^0, p^1, q) &= \frac{C(f(q), p^1)}{C(f(q), p^0)} \\ &= \frac{c(p^1)f(q)}{c(p^0)f(q)} \text{ en utilisant (17.6) deux fois} \\ &= \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \end{aligned} \quad (17.8)$$

En conséquence, dans l'hypothèse de préférences homothétiques, la famille entière d'indices de coût de la vie véritable de Konüs se réduit à un indice unique, $c(p^1)/c(p^0)$, ratio des coûts minimums associés au niveau d'utilité unitaire lorsque le consommateur est confronté aux prix de la période 1 et à ceux de la période 0, respectivement. En d'autres termes, dans l'hypothèse de préférences homothétiques, $P_K(p^0, p^1, q)$ est indépendant du vecteur de quantité de référence q .

17.20 Si l'indice du coût de la vie véritable de Konüs défini par le membre de droite de l'équation (17.8) est utilisé comme concept d'indice de prix, l'indice de quantité implicite correspondant défini à l'aide du test du produit (c'est-à-dire le produit de l'indice de prix par l'indice de quantité donne le ratio de la valeur) prend la forme suivante :

$$\begin{aligned} Q(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 P_K(p^0, p^1, q)} \\ &= \frac{c(p^1)f(q^1)}{c(p^0)f(q^0)P_K(p^0, p^1, q)} \end{aligned}$$

en utilisant (17.7) deux fois

¹²La théorie ci-dessus peut, elle aussi, être interprétée du point de vue du producteur; autrement dit, soit f la fonction de production du producteur (rendements d'échelle constants), p le vecteur de prix des intrants auquel le producteur est confronté, q le vecteur de quantité d'intrants et $u = f(q)$ la production maximale qu'il est possible d'obtenir avec le vecteur q .

$C(u, p) = \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : f(q) \geq u \right\}$ est la fonction de coût du producteur dans ce cas et $c(p)$ peut être pris comme niveau du prix des intrants pour la période t , tandis que $f(q^t)$ est le niveau global de la quantité d'intrants pour la période t .

$$\begin{aligned} &= \frac{c(p^1)f(q^1)}{c(p^0)f(q^0)\{c(p^1)/c(p^0)\}} \text{ en utilisant (17.8)} \\ &= \frac{f(q^1)}{f(q^0)} \end{aligned} \quad (17.9)$$

En conséquence, dans l'hypothèse de préférences homothétiques, l'indice de quantité implicite qui correspond à l'indice du coût de la vie véritable $c(p^1)/c(p^0)$ est le ratio d'utilité $f(q^1)/f(q^0)$. Comme la fonction d'utilité est supposée homogène de degré un, ce ratio est la définition naturelle d'un indice de quantité.

17.21 Dans ce qui suit, deux résultats additionnels de la théorie économique seront nécessaires : l'identité de Wold et le lemme de Shephard. L'identité de Wold (1944, p. 69–71; 1953, p. 145) est le résultat ci-après. À supposer que le consommateur satisfait aux hypothèses de minimisation des coûts (17.1) pour les périodes 0 et 1 et que la fonction d'utilité f est différentiable aux vecteurs de quantité observés q^0 et q^1 , on peut montrer¹³ que l'équation suivante se vérifie :

$$\frac{p_i^t}{\sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t} = \frac{\frac{\partial f(q^t)}{\partial q_i}}{\sum_{k=1}^n q_k^t \frac{\partial f(q^t)}{\partial q_k}} \text{ pour } t = 0, 1 \text{ et } k = 1, \dots, n \quad (17.10)$$

où $\partial f(q^t)/\partial q_i$ représente la dérivée partielle de la fonction d'utilité f par rapport à l' i ème quantité q_i , évaluée au vecteur de quantité de la période t , q^t .

17.22 Si l'hypothèse de préférences homothétiques est retenue et si l'on suppose que la fonction d'utilité est linéairement homogène, l'identité de Wold peut alors être simplifiée sous la forme d'une équation qui se révélera très utile¹⁴ :

$$\frac{p_i^t}{\sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t} = \frac{\partial f(q^t)/\partial q_i}{f(q^t)} \text{ pour } t = 0, 1 \text{ et } k = 1, \dots, n \quad (17.11)$$

¹³Pour le prouver, considérons les conditions nécessaires du premier ordre pour que le vecteur strictement positif q^t soit la solution au problème de minimisation des coûts de la période t . Les conditions de Lagrange concernant le vecteur des variables q sont : $p^t = \lambda^t \nabla f(q^t)$, où λ^t est le multiplicateur de Lagrange optimal et $\nabla f(q^t)$, le vecteur des dérivées partielles du premier ordre de f évalué à q^t . Notons que ce système d'équations exprime que le prix est égal au produit d'une constante par des équations d'utilité marginale qui sont familières aux économistes. Prenons maintenant le produit scalaire des deux membres de l'équation pour le vecteur de quantité de la période t , q^t , et résolvons l'équation en résultant pour λ^t . Intégrons cette solution à l'équation du vecteur $p^t = \lambda^t \nabla f(q^t)$ et nous obtenons l'équation (17.10).

¹⁴Différencions les deux membres de l'équation $f(\lambda q) = \lambda f(q)$ par rapport à λ , et évaluons ensuite l'équation en résultant pour $\lambda = 1$. Nous obtenons l'équation $\sum_{i=1}^n f_i(q) q_i = f(q)$, où $f_i(q) = \partial f(q)/\partial q_i$.

17.23 Le lemme de Shephard (1953, p. 11) est le résultat suivant. Considérons le problème de minimisation des coûts de la période t défini par l'équation (17.1). Si la fonction de coût $C(u, p)$ est différentiable par rapport aux composantes du vecteur de prix p , le vecteur de quantité pour la période t , q^t , est alors égal au vecteur des dérivées partielles du premier ordre de la fonction de coût par rapport aux composantes de p :

$$q_i^t = \frac{\partial C(u^t, p^t)}{\partial p_i} \text{ pour } i = 1, \dots, n \text{ et } t = 0, 1 \quad (17.12)$$

17.24 Pour expliquer la validité de l'équation (17.12), considérons l'argument suivant. Parce que l'on suppose que le vecteur de quantité observé pour la période t , q^t , est la solution au problème de minimisation des coûts défini par $C(u^t, p^t)$, q^t , est alors nécessairement une solution possible à ce problème, d'où $f(q^t) = u^t$. Par conséquent, q^t est une solution possible au problème de minimisation des coûts suivants, dans lequel le vecteur de prix général p a remplacé le vecteur de prix spécifique pour la période t , p^t :

$$C(u^t, p) = \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : f(q_1, \dots, q_n) \geq u^t \right\} \leq \sum_{i=1}^n p_i q_i^t \quad (17.13)$$

où l'inégalité tient au fait que $q^t = (q_1^t, \dots, q_n^t)$ est une solution possible (mais généralement pas optimale) au problème de minimisation des coûts dans l'équation (17.13). Définissons maintenant pour chaque vecteur de prix strictement positif p la fonction $g(p)$ comme suit :

$$g(p) = \sum_{i=1}^n p_i q_i^t - C(u^t, p) \quad (17.14)$$

où, comme d'ordinaire, $p = (p_1, \dots, p_n)$. Nous fondant sur les équations (17.13) et (17.1), nous pouvons voir que $g(p)$ est minimisé (par rapport à tous les vecteurs de prix strictement positifs p) avec $p = p^t$. En conséquence, les conditions nécessaires du premier ordre pour la minimisation d'une fonction différentiable de n variables se vérifient, ce qui nous ramène à l'équation (17.12).

17.25 Si l'hypothèse de préférences homothétiques est retenue et que la fonction d'utilité fait apparaître une homogénéité linéaire, le lemme de Shephard (17.12) devient, compte tenu de l'équation (17.6) :

$$q_i^t = u^t \frac{\partial c(p^t)}{\partial p_i} \text{ pour } i = 1, \dots, n \text{ et } t = 0, 1 \quad (17.15)$$

À partir des équations (17.15) et (17.7), nous obtenons l'équation suivante :

$$\frac{q_i^t}{\sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t} = \frac{\partial c(p^t)}{\partial p_i} / c(p^t) \text{ pour } i = 1, \dots, n \text{ et } t = 0, 1 \quad (17.16)$$

17.26 Notons la symétrie de l'équation (17.16) par rapport à l'équation (17.11). Ce sont ces deux équations qui seront ultérieurement utilisées dans ce chapitre.

Indices superlatifs : l'indice idéal de Fisher

17.27 Supposons que le consommateur a la fonction d'utilité suivante :

$$f(q_1, \dots, q_n) = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} q_i q_k},$$

où $a_{ik} = a_{ki}$ pour toute valeur de i et k (17.17)

La différentiation de la fonction $f(q)$ définie par l'équation (17.17) par rapport à q_i donne l'équation suivante :

$$\begin{aligned} f_i(q) &= \frac{1}{2} \frac{2 \sum_{k=1}^n a_{ik} q_k}{\sqrt{\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n a_{jk} q_j q_k}} \text{ pour } i = 1, \dots, n \\ &= \frac{\sum_{k=1}^n a_{ik} q_k}{f(q)} \end{aligned} \quad (17.18)$$

où $f_i(q) = \partial f(q) / \partial q_i$. Pour obtenir la première équation de (17.18), il est nécessaire d'utiliser les conditions de symétrie, $a_{ik} = a_{ki}$. Évaluons maintenant la seconde équation de (17.18) au vecteur de quantité observé à la période t , $q^t = (q_1^t, \dots, q_n^t)$ et divisons les deux membres de l'équation en résultant par $f(q^t)$. Nous obtenons les équations suivantes :

$$\frac{f_i(q^t)}{f(q^t)} = \frac{\sum_{k=1}^n a_{ik} q_k^t}{\{f(q^t)\}^2} \text{ pour } t = 0, 1 \text{ et } i = 1, \dots, n \quad (17.19)$$

Supposons que la minimisation des coûts est le comportement affiché par le consommateur dans les périodes 0 et 1. Comme la fonction d'utilité f définie par l'équation (17.17) est linéairement homogène et différentiable, l'équation (17.11) se vérifiera. Reportons-nous maintenant à la définition de l'indice de quantité idéal de Fisher, Q_F , donnée au chapitre 15 :

$$\begin{aligned} Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1} \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^0} \sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^1 q_k^1}} \\ &= \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n f_i(q^0)} \frac{q_i^1}{f(q^0)}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0}} \end{aligned}$$

à partir de l'équation (17.11) pour $t = 0$

$$= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n f_i(q^0) \frac{q_i^1}{f(q^0)}}{\sum_{k=1}^n p_k^1 q_k^0}} \bigg/ \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{k=1}^n p_k^1 q_k^0}}$$

$$= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n f_i(q^0) \frac{q_i^1}{f(q^0)}}{\sum_{i=1}^n f_i(q^1) \frac{q_i^0}{f(q^1)}}}$$

à partir de l'équation (17.11) pour $t = 1$

$$= \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} q_k^0 \frac{q_i^1}{\{f(q^0)\}^2}}{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} q_k^1 \frac{q_i^0}{\{f(q^1)\}^2}}}$$

à partir de l'équation (17.19)

$$= \sqrt{\frac{1}{\{f(q^0)\}^2}} \bigg/ \sqrt{\frac{1}{\{f(q^1)\}^2}}$$

à partir de l'équation (17.17) et après annulation des termes

$$= \frac{f(q^1)}{f(q^0)} \tag{17.20}$$

En conséquence, si l'on suppose que le consommateur affiche un comportement de minimisation des coûts dans les périodes 0 et 1 et manifeste, face aux n produits, des préférences correspondant à la fonction d'utilité définie par l'équation (17.17), l'indice de quantité idéal de Fisher Q_F est exactement égal à l'indice de quantité véritable, $f(q^1)/f(q^0)$ ¹⁵.

17.28 Comme indiqué aux paragraphes 15.18 à 15.23 du chapitre 15, l'indice des prix qui correspond à l'indice de quantité de Fisher Q_F lorsqu'on utilise le test du produit (15.3) est l'indice des prix de Fisher P_F , défini par l'équation (15.12). Soit $c(p)$ la fonction de coût unitaire qui correspond à la fonction d'utilité quadratique homogène f définie par l'équation (17.17). À partir des équations (17.16) et (17.20), on a

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \tag{17.21}$$

En conséquence, si le consommateur a un comportement de minimisation des coûts dans les périodes 0 et 1 et manifeste, face aux n produits, des préférences correspondant à la fonction d'utilité définie par l'équation (17.17), l'indice des prix idéal de Fisher P_F est exactement égal à l'indice de prix véritable, $c(p^1)/c(p^0)$.

17.29 Une fonction deux fois continuellement différentiable $f(q)$ de n variables $q = (q_1, \dots, q_n)$ peut donner une approximation de second ordre d'une autre fonction du même type $f^*(q)$ autour du point q^* , si le niveau et toutes les dérivées partielles de premier ordre et de second

¹⁵Pour le premier récit de ce résultat, voir Diewert (1976, p. 184).

ordre des deux fonctions coïncident pour q^* . On peut montrer¹⁶ que la fonction quadratique homogène f définie par l'équation (17.17) peut donner une approximation de second ordre d'une fonction arbitraire f^* autour de tout point (strictement positif) q^* dans la catégorie de fonctions linéairement homogènes. En conséquence, la forme fonctionnelle quadratique homogène définie par l'équation (17.17) est une *forme fonctionnelle souple*¹⁷. Diewert (1976, p. 117) a donné à l'indice $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ qui est exactement égal à l'indice de quantité véritable $f(q^1)/f(q^0)$ (où f est une forme fonctionnelle souple) le nom d'*indice superlatif*¹⁸. L'équation (17.20) et le fait que la fonction quadratique homogène f définie par l'équation (17.17) est une fonction fonctionnelle souple montrent que l'indice de quantité idéal de Fisher Q_F défini par l'équation (15.14) est un indice superlatif. Comme l'indice des prix idéal de Fisher P_F satisfait à l'équation (17.21), où $c(p)$ est la fonction de coût unitaire qui découle de la fonction d'utilité quadratique homogène, P_F est lui aussi un indice superlatif.

17.30 Il est possible de montrer que l'indice des prix idéal de Fisher est un indice superlatif par un autre moyen. Au lieu de partir de l'hypothèse que la fonction d'utilité du consommateur est la fonction quadratique homogène définie par l'équation (17.17), on peut émettre l'hypothèse que la fonction de coût unitaire du consommateur est une fonction quadratique homogène¹⁹. En conséquence, supposons que le consommateur a la fonction de coût unitaire suivante :

$$c(p_1, \dots, p_n) = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n b_{ik} p_i p_k} \text{ où } b_{ik} = b_{ki} \tag{17.22}$$

pour toute valeur de i et k

La différentiation de $c(p)$ définie par l'équation (17.22) par rapport à p_i donne les équations suivantes :

$$c_i(p) = \frac{1}{2} \frac{2 \sum_{k=1}^n b_{ik} p_k}{\sqrt{\sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n b_{jk} p_j p_k}} \text{ pour } i = 1, \dots, n$$

$$= \frac{\sum_{k=1}^n b_{ik} p_k}{c(p)} = \frac{\sum_{k=1}^n b_{ik} p_k}{c(q)} \tag{17.23}$$

¹⁶Voir Diewert (1976, p. 130), et soit 2 la valeur du paramètre r .

¹⁷C'est Diewert (1974a, p. 133) qui a introduit ce terme dans la littérature économique.

¹⁸Fisher (1922, p. 247) a utilisé le terme de superlatif pour désigner l'indice des prix idéal de Fisher. Diewert a par conséquent adopté la terminologie de Fisher mais a essayé de donner des précisions sur ce que Fisher entend par superlatif. Pour ce dernier, un indice est superlatif s'il se rapproche de l'indice idéal correspondant de Fisher lorsque l'ensemble de données utilisé est le sien.

¹⁹Soit $c(p)$ la fonction de coût unitaire du consommateur. Diewert (1974a, p. 112) a montré que la fonction d'utilité correspondante $f(q)$ peut être définie comme suit : pour un vecteur de quantité strictement positif

$$f(q) = 1/\max_p \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : c(p) = 1 \right\}.$$

où $c_i(p) = \partial c(p)/\partial p_i$. Pour obtenir la première équation de (17.23), il est nécessaire d'utiliser les conditions de symétrie. Calculons maintenant la seconde équation de (17.23) au vecteur de prix observé à la période t , $p^t = (p_1^t, \dots, p_n^t)$ et divisons les deux membres de l'équation en résultant par $c(p^t)$. Nous obtenons l'équation suivante :

$$\frac{c_i(p^t)}{c(p^t)} = \frac{\sum_{k=1}^n b_{ik} p_k^t}{\{c(p^t)\}^2} \text{ pour } t = 0, 1 \text{ et } i = 1, \dots, n \quad (17.24)$$

Dans l'hypothèse d'un comportement de minimisation des coûts de la part du consommateur dans les périodes 0 et 1 et étant donné que la fonction de coût unitaire c définie par l'équation (17.22) est différentiable, les équations (17.16) se vérifieront. Reportons-nous maintenant à la définition de l'indice des prix idéal de Fisher, P_F , donnée par l'équation (15.12) au chapitre 15 :

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0} \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^0} \sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^1}}$$

$$= \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 \frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}} \sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^1}}$$

à partir de l'équation (17.16) pour $t = 0$

$$= \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 \frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^1}}$$

$$= \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 \frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}}$$

$$= \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 \frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^0 \frac{c_i(p^1)}{c(p^1)}}}$$

à partir de l'équation (17.16) pour $t = 1$

$$= \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^1 \frac{c_i(p^0)}{c(p^0)}}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n p_i^0 \frac{c_i(p^1)}{c(p^1)}}}$$

à partir de l'équation (17.22) et après annulation des termes

$$= \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \quad (17.25)$$

En conséquence, si l'on suppose que le consommateur affiche un comportement de minimisation des coûts dans les périodes 0 et 1 et manifeste, face aux n produits, des préférences correspondant à la fonction de coût unitaire définie par l'équation (17.22), l'indice des

prix idéal de Fisher P_F est exactement égal à l'indice de prix véritable, $c(p^1)/c(p^0)$ ²⁰.

17.31 Comme la fonction de coût unitaire quadratique homogène $c(p)$ définie par l'équation (17.22) est aussi une forme fonctionnelle souple, le fait que l'indice des prix idéal de Fisher P_F soit exactement égal à l'indice de prix véritable $c(p^1)/c(p^0)$ signifie que P_F est un indice superlatif²¹.

17.32 Supposons que les coefficients b_{ik} de l'équation (17.22) satisfassent aux contraintes suivantes :

$$b_{ik} = b_i b_k \text{ pour } i, k = 1, \dots, n \quad (17.26)$$

où les n nombres de b_i sont non négatifs. Dans ce cas spécial de l'équation (17.22), on peut voir que la fonction de coût unitaire se simplifie de la manière suivante :

$$c(p_1, \dots, p_n) = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n b_i b_k p_i p_k}$$

$$= \sqrt{\sum_{i=1}^n b_i p_i \sum_{k=1}^n b_k p_k} = \sum_{i=1}^n b_i p_i \quad (17.27)$$

En intégrant l'équation (17.27) dans le lemme de Shephard (17.15), on obtient l'identité ci-après pour les vecteurs de quantité de la période t , q_t :

$$q_i^t = u^t \frac{\partial c(p^t)}{\partial p_i} = b_i u^t \quad i = 1, \dots, n; t = 0, 1 \quad (17.28)$$

En conséquence, si le consommateur a des préférences qui correspondent à la fonction de coût unitaire définie par l'équation (17.22), où les coefficients b_{ik} satisfont aux contraintes (17.26), les vecteurs de quantité pour les périodes 0 et 1 sont alors égaux à un multiple du vecteur $b = (b_1, \dots, b_n)$; autrement dit, $q^0 = b u^0$ et $q^1 = b u^1$. Dans ces hypothèses, les indices de Fisher, de Paasche et de Laspeyres, P_F , P_P et P_L , coïncident tous. Les préférences qui correspondent à la fonction de coût unitaire définie par l'équation (17.27) ne sont toutefois pas compatibles avec un comportement normal du consommateur, car elles impliquent que celui-ci ne préférera pas les produits à meilleur marché si les prix relatifs varient de la période 0 à la période 1.

Moyenne quadratique des indices superlatifs d'ordre r

17.33 Il y a en fait beaucoup d'autres indices superlatifs; autrement dit, il existe un grand nombre d'indices

²⁰C'est Diewert qui a obtenu ce résultat (1976, p. 133-134).

²¹On a vu que l'indice de Fisher P_F est exact pour les préférences définies par l'équation (17.17), ainsi que pour les préférences qui sont duales de la fonction de coût unitaire définie par l'équation (17.22). Ces deux catégories de préférences ne coïncident pas en général. Cependant, si la matrice $n \times n$ symétrique A des a_{ik} a une matrice inverse, on peut alors montrer que la matrice $n \times n$ symétrique B des b_{ik} sera égale à A^{-1} .

de quantité $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ qui sont exactement égaux à $f(q^1)/f(q^0)$ et d'indices de prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ qui sont exactement égaux à $c(p^1)/c(p^0)$, où la fonction d'agrégation f ou la fonction de coût unitaire c est une forme fonctionnelle souple. Ci-après sont définies deux familles d'indices superlatifs.

17.34 Supposons que la moyenne quadratique de la fonction d'utilité d'ordre r du consommateur soit comme suit²² :

$$f^r(q_1, \dots, q_n) = r \sqrt[r]{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} q_i^{r/2} q_k^{r/2}} \quad (17.29)$$

où les paramètres a_{ik} satisfont aux conditions de symétrie $a_{ik} = a_{ki}$ pour toute valeur de i et k et le paramètre r satisfait à la contrainte $r \neq 0$. Diewert (1976, p. 130) a montré que la fonction d'utilité f^r définie par l'équation (17.29) est une forme fonctionnelle souple; autrement dit, elle peut donner une approximation de second ordre d'une forme fonctionnelle linéairement homogène arbitraire deux fois continuellement différentiable. Notons que, lorsque $r = 2$, f^r est égal à la fonction quadratique homogène définie par l'équation (17.17).

17.35 Définissons la moyenne quadratique des indices de quantité d'ordre r , Q^r , par :

$$Q^r(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^0 (q_i^1 / q_i^0)^{r/2}}}{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^1 (q_i^1 / q_i^0)^{r/2}}} \quad (17.30)$$

où $s_i^t = p_i^t q_i^t / \sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t$ est la part des dépenses d'ordinaire affectée au produit i dans la période t .

17.36 En utilisant exactement les mêmes techniques que celles employées aux paragraphes 17.27 à 17.32, nous pouvons montrer que Q^r est exact pour la fonction d'agrégation f^r définie par l'équation (17.29); autrement dit, la relation exacte ci-après entre l'indice de quantité Q^r et la fonction d'utilité f^r se vérifie :

$$Q^r(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{f^r(q^1)}{f^r(q^0)} \quad (17.31)$$

En conséquence, si l'on suppose que le consommateur affiche un comportement de minimisation des coûts dans les périodes 0 et 1 et manifeste face aux n produits des préférences correspondant à la fonction d'utilité définie par l'équation (17.29), la moyenne quadratique de l'indice de quantité d'ordre r Q^r est exactement égale à l'indice de quantité véritable, $f^r(q^1)/f^r(q^0)$ ²³. Étant donné que Q^r est exact pour f^r et que f^r est une forme fonctionnelle souple, on peut voir que la moyenne quadratique de l'indice de

quantité d'ordre r , Q^r , est un indice superlatif pour toute valeur de $r \neq 0$. Il y a donc un nombre infini d'indices de quantité superlatifs.

17.37 Pour chaque indice de quantité Q^r , on peut utiliser le test du produit (15.3) du chapitre 15 pour définir la moyenne quadratique implicite correspondante des indices de prix d'ordre r , P^{r*} :

$$P^{r*}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 Q^r(p^0, p^1, q^0, q^1)} = \frac{c^{r*}(p^1)}{c^{r*}(p^0)} \quad (17.32)$$

où c^{r*} est la fonction de coût unitaire correspondant à la fonction d'agrégation f^r définie par l'équation (17.29). Pour toute valeur de $r \neq 0$, la moyenne quadratique implicite des indices de prix d'ordre r , P^{r*} , est aussi un indice superlatif.

17.38 Lorsque $r = 2$, Q^r défini par l'équation (17.30) se réduit à Q_F , l'indice de quantité idéal de Fisher, et P^{r*} défini par l'équation (17.32), se réduit à P_F , l'indice des prix idéal de Fisher. Lorsque $r = 1$, Q^r défini par l'équation (17.30) se ramène à :

$$\begin{aligned} Q^1(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \frac{\sum_{i=1}^n s_i^0 \sqrt{\frac{q_i^1}{q_i^0}}}{\sum_{i=1}^n s_i^1 \sqrt{\frac{q_i^1}{q_i^0}}} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \sqrt{\frac{q_i^1}{q_i^0}}}{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 \sqrt{\frac{q_i^1}{q_i^0}}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{i=1}^n p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 \sqrt{q_i^0 q_i^1}}{\sum_{i=1}^n p_i^0 \sqrt{q_i^0 q_i^1}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \frac{1}{P_W(p^0, p^1, q^0, q^1)} \end{aligned} \quad (17.33)$$

où P_W est l'indice des prix de Walsh précédemment défini par l'équation (15.19) au chapitre 15. En conséquence, P^{1*} est égal à P_W , l'indice des prix de Walsh, et il est également un indice des prix superlatif.

17.39 Supposons que la moyenne quadratique de la fonction de coût unitaire d'ordre r du consommateur soit comme suit²⁴ :

$$c^r(p_1, \dots, p_n) = r \sqrt[r]{\sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n b_{ik} p_i^{r/2} p_k^{r/2}} \quad (17.34)$$

²²Terminologie attribuable à Diewert (1976, p. 129).

²³Voir Diewert (1976, p. 130).

²⁴Terminologie attribuable à Diewert (1976, p. 130); cette fonction de coût unitaire a été définie pour la première fois par Denny (1974).

où les paramètres b_{ik} satisfont aux conditions de symétrie $b_{ik} = b_{ki}$ pour toute valeur de i et k , et le paramètre r satisfait à la contrainte $r \neq 0$. Diewert (1976, p. 130) a montré que la fonction de coût unitaire c^r définie par l'équation (17.34) est une forme fonctionnelle souple; autrement dit, elle donne une approximation de second ordre d'une forme fonctionnelle linéairement homogène arbitraire deux fois continuellement différentiable. Notons que, lorsque $r = 2$, c^r est égale à la fonction quadratique homogène définie par l'équation (17.22).

17.40 Définissons la moyenne quadratique des indices de prix d'ordre r , P^r , par :

$$P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{r/2}}}{\sqrt[r]{\sum_{i=1}^n s_i^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-r/2}}} \quad (17.35)$$

où $s_i^t = p_i^t q_i^t / \sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t$ est la part des dépenses consacrée d'ordinaire au produit i dans la période t .

17.41 En utilisant exactement les mêmes techniques que celles employées aux paragraphes 17.27 à 17.32, nous pouvons montrer que P^r est exact pour la fonction d'agrégation définie par l'équation (17.34); en d'autres termes, la relation exacte ci-après entre l'indice P^r et la fonction de coût unitaire c^r se vérifie :

$$P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{c^r(p^1)}{c^r(p^0)} \quad (17.36)$$

En conséquence, si l'on suppose que le consommateur affiche un comportement de minimisation des coûts dans les périodes 0 et 1 et manifeste, face aux n produits, des préférences correspondant à la fonction de coût unitaire définie par l'équation (17.34), la moyenne quadratique des indices de prix d'ordre r , P^r , est exactement égale à l'indice de prix véritable, $c^r(p^1)/c^r(p^0)$ ²⁵. Étant donné que P^r est exact pour c^r et que c^r est une forme fonctionnelle souple, on peut voir que la moyenne quadratique des indices de prix d'ordre r , P^r , est un indice superlatif pour toute valeur de $r \neq 0$. Il y a donc un nombre infini d'indices de prix superlatifs.

17.42 Pour chaque indice des prix P^r , on peut utiliser le test du produit (15.3) du chapitre 15 afin de définir la moyenne quadratique implicite correspondante des indices de quantité d'ordre r , Q^{r*} :

$$Q^{r*}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)} = \frac{f^{r*}(p^1)}{f^{r*}(p^0)} \quad (17.37)$$

²⁵Voir Diewert (1976, p. 133-134).

où f^{r*} est la fonction d'agrégation correspondant à la fonction de coût unitaire c^r définie par l'équation (17.34)²⁶. Pour toute valeur de $r \neq 0$, la moyenne quadratique implicite des indices de quantité d'ordre r , Q^{r*} , est aussi un indice superlatif.

17.43 Lorsque $r = 2$, P^r , défini par l'équation (17.35) se réduit à P_F , l'indice de prix idéal de Fisher, et Q^{r*} défini par l'équation (17.37) se réduit à Q_F , l'indice de quantité idéal de Fisher. Lorsque $r = 1$, P^r défini par l'équation (17.35), se ramène à :

$$\begin{aligned} P^1(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \frac{\sum_{i=1}^n s_i^0 \sqrt{\frac{p_i^1}{p_i^0}}}{\sum_{i=1}^n s_i^1 \sqrt{\frac{p_i^1}{p_i^0}}} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \frac{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \sqrt{\frac{p_i^1}{p_i^0}}}{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 \sqrt{\frac{p_i^1}{p_i^0}}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \frac{\sum_{i=1}^n q_i^0 \sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{i=1}^n q_i^1 \sqrt{p_i^0 p_i^1}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} \frac{\sum_{i=1}^n q_i^1 \sqrt{p_i^0 p_i^1}}{\sum_{i=1}^n q_i^0 \sqrt{p_i^0 p_i^1}} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0} / Q_W(p^0, p^1, q^0, q^1) \end{aligned} \quad (17.38)$$

où Q_W est l'indice de quantité de Walsh précédemment défini à la note 30 du chapitre 15. D'où Q^{1*} est égal à Q_W , l'indice de quantité de Walsh, et donc également un indice de quantité superlatif.

Indices superlatifs : l'indice de Törnqvist

17.44 Les hypothèses émises aux paragraphes 17.9 à 17.17 au sujet du consommateur sont reprises ici. En particulier, on ne suppose pas, contrairement aux paragraphes 17.18 à 17.43, que la fonction d'utilité du consommateur fait nécessairement apparaître une homogénéité linéaire.

17.45 Avant d'arriver au résultat principal, il faut dégager un résultat préliminaire. Supposons que la fonction de n variables, $f(z_1, \dots, z_n) = f(z)$, est quadratique, c'est-à-dire

$$f(z_1, \dots, z_n) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i z_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} z_i z_k$$

et $a_{ik} = a_{ki}$ pour toute valeur de i et k (17.39)

²⁶La fonction f^{r*} peut être définie à l'aide de c^r telle que : $f^{r*}(q) = 1/\max_p \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : c^r(p) = 1 \right\}$.

où les paramètres a_i et a_{ik} sont constants. Soit $f_i(z)$ la dérivée partielle de premier ordre de f évaluée à z par rapport à la i ème composante de z , z_i . Soit $f_{ik}(z)$ la dérivée partielle de second ordre de f par rapport à z_i et z_k . Il est alors bien connu que l'approximation de second ordre par une série de Taylor d'une fonction quadratique est exacte; autrement dit, si f est définie par l'équation (17.39), pour deux points donnés, z^0 et z^1 , l'équation suivante se vérifie :

$$f(z^1) - f(z^0) = \sum_{i=1}^n f_i(z^0) \{z_i^1 - z_i^0\} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n f_{ik}(z^0) \{z_i^1 - z_i^0\} \{z_k^1 - z_k^0\} \quad (17.40)$$

Il est moins bien connu que la moyenne de deux approximations de premier ordre par la série de Taylor d'une fonction quadratique est elle aussi exacte; en d'autres termes, si f est définie par l'équation (17.39) ci-dessus, pour deux points donnés, z^0 et z^1 , l'équation suivante se vérifie²⁷ :

$$f(z^1) - f(z^0) = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \{f_i(z^0) + f_i(z^1)\} \{z_i^1 - z_i^0\} \quad (17.41)$$

Diewert (1976, p. 118) et Lau (1979) ont montré que l'équation (17.41) caractérise une fonction quadratique et ont appelé cette équation le *lemme d'approximation quadratique*. Dans le présent chapitre, l'équation (17.41) sera dénommée *identité quadratique*.

17.46 Supposons que la *fonction de coût* du consommateur²⁸, $C(u, p)$, ait la *forme fonctionnelle translog* suivante²⁹ :

$$\ln C(u, p) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_i \ln p_k + b_0 \ln u + \sum_{i=1}^n b_i \ln p_i \ln u + \frac{1}{2} b_{00} (\ln u)^2 \quad (17.42)$$

où \ln est la fonction logarithmique naturelle et où les paramètres a_i , a_{ik} et b_i satisfont aux contraintes suivantes :

$$a_{ik} = a_{ki}, \sum_{i=1}^n a_i = 1, \sum_{i=1}^n b_i = 0 \text{ et } \sum_{k=1}^n a_{ik} = 0 \quad \text{pour } i, k = 1, \dots, n \quad (17.43)$$

Ces contraintes paramétriques assurent que $C(u, p)$ définie par l'équation (17.42) est linéairement homogène par rapport à p , propriété qu'une fonction de coût doit

avoir. On peut montrer que la fonction de coût translog définie par l'équation (17.42) peut donner une approximation de second ordre par une série de Taylor d'une fonction de coût arbitraire³⁰.

17.47 Supposons que le consommateur ait des préférences qui correspondent à la fonction de coût translog et qu'il affiche un comportement de minimisation des coûts dans les périodes 0 et 1. Soient p^0 et p^1 les vecteurs de prix observés dans les périodes 0 et 1, et q^0 et q^1 les vecteurs de quantité observés dans les périodes 0 et 1. Ces hypothèses impliquent que :

$$C(u^0, p^0) = \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \text{ y } C(u^1, p^1) = \sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1 \quad (17.44)$$

où C est la fonction de coût translog définie ci-dessus. Appliquons maintenant le lemme de Shephard (équation (17.12)) et nous obtenons l'équation suivante :

$$q_i^t = \frac{\partial C(u^t, p^t)}{\partial p_i} \text{ pour } i = 1, \dots, n \text{ et } t = 0, 1 \\ = \frac{C(u^t, p^t)}{p_i^t} \frac{\partial \ln C(u^t, p^t)}{\partial \ln p_i} \quad (17.45)$$

À partir de l'équation (17.44), remplaçons $C(u^t, p^t)$ dans l'équation (17.45). Après multiplication croisée, nous obtenons ce qui suit :

$$\frac{p_i^t q_i^t}{\sum_{k=1}^n p_k^t q_k^t} = s_i^t = \frac{\partial \ln C(u^t, p^t)}{\partial \ln p_i} \text{ pour } i = 1, \dots, n \text{ et } t = 0, 1 \quad (17.46)$$

ou

$$s_i^t = a_i + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^t + b_i \ln u^t \text{ pour } i = 1, \dots, n \text{ et } t = 0, 1 \quad (17.47)$$

où s_i^t est la part des dépenses consacrée au produit i dans la période t .

17.48 Soit u^* la moyenne géométrique des niveaux d'utilité des périodes 0 et 1, c'est-à-dire

$$u^* = \sqrt{u^0 u^1} \quad (17.48)$$

Nous observons maintenant que le membre de droite de l'équation qui définit le logarithme naturel de la fonction de coût translog, soit l'équation (17.42), est une

²⁷Cette théorie et la relation précédente sont prouvées par simple vérification.

²⁸La fonction de coût du consommateur a été définie par l'équation (17.6) ci-dessus.

²⁹Cette fonction a été introduite dans la littérature économique par Christensen, Jorgenson et Lau (1971).

³⁰On peut aussi montrer que si tous les paramètres $b_i = 0$ et $b_{00} = 0$, $C(u, p) = uC(1, p) = uc(p)$; autrement dit, étant donné ces contraintes paramétriques additionnelles de la fonction de coût translog générale, les préférences homothétiques sont le résultat de ces contraintes. Notons qu'il est également supposé que l'utilité u est scalaire de sorte que cette fonction est toujours positive.

fonction quadratique des variables $z_i = \ln p_i$ si l'utilité est maintenue constante au niveau u^* . En conséquence l'identité quadratique (17.41) peut s'appliquer et nous obtenons l'équation suivante :

$$\begin{aligned}
 & \ln C(u^*, p^1) - \ln C(u^*, p^0) \\
 &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{\partial \ln C(u^*, p^0)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial \ln C(u^*, p^1)}{\partial \ln p_i} \right\} \\
 & \quad \{ \ln p_i^1 - \ln p_i^0 \} \\
 &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left(a_i + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^0 + b_i \ln u^* + a_i \right. \\
 & \quad \left. + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^1 + b_i \ln u^* \right) (\ln p_i^1 - \ln p_i^0) \\
 &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left(a_i + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^0 + b_i \ln \sqrt{u^0 u^1} + a_i \right. \\
 & \quad \left. + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^1 + b_i \ln \sqrt{u^0 u^1} \right) (\ln p_i^1 - \ln p_i^0) \\
 &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left(a_i + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^0 + b_i \ln u^0 + a_i \right. \\
 & \quad \left. + \sum_{k=1}^n a_{ik} \ln p_k^1 + b_i \ln u^1 \right) (\ln p_i^1 - \ln p_i^0) \\
 &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{\partial \ln C(u^*, p^0)}{\partial \ln p_i} + \frac{\partial \ln C(u^*, p^1)}{\partial \ln p_i} \right\} (\ln p_i^1 - \ln p_i^0) \\
 &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \{ s_i^0 + s_i^1 \} (\ln p_i^1 - \ln p_i^0)
 \end{aligned}$$

à partir de l'équation (17.47) (17.49)

On peut reconnaître en la dernière équation de (17.49) le logarithme de l'indice de Törnqvist–Theil P_T , défini par l'équation (15.81) au chapitre 15. En conséquence, par calcul exponentiel des deux membres de l'équation (17.49), nous obtenons l'égalité ci-après entre le coût de la vie véritable de la période 0 à la période 1, évalué au niveau d'utilité intermédiaire u^* , et l'indice de Törnqvist–Theil observable P_T ³¹ :

$$\frac{C(u^*, p^1)}{C(u^*, p^0)} = P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (17.50)$$

Comme la fonction de coût translog qui apparaît dans le membre de gauche de l'équation (17.49) est une forme fonctionnelle souple, l'indice de Törnqvist–Theil P_T est aussi un indice superlatif.

17.49 On se demande comment un ratio de fonctions de coût inobservables sous la forme qui apparaît dans le membre de gauche de l'équation ci-dessus peut

être exactement estimé à l'aide d'un indice observable. La clé du mystère est l'hypothèse de comportement de minimisation des coûts et l'identité quadratique (17.41), ainsi que le fait que les dérivées des fonctions de coût sont égales aux quantités, comme spécifié par le lemme de Shephard. En réalité, tous les indices exacts obtenus aux paragraphes 17.27 à 17.43 peuvent être calculés par transformation de l'identité quadratique et à l'aide du lemme de Shephard (ou de l'identité de Wold)³². Heureusement, pour la plupart des applications empiriques, l'hypothèse de préférences quadratiques (transformées) du consommateur est adéquate, de sorte que les résultats présentés aux paragraphes 17.27 à 17.49 sont fort utiles aux utilisateurs d'indices qui sont prêts à adopter l'approche économique de la théorie des indices³³. Pour l'essentiel, cette approche justifie fortement l'emploi de l'indice des prix de Fisher P_F défini par l'équation (15.12), de l'indice des prix de Törnqvist–Theil P_T défini par l'équation (15.81), de la moyenne quadratique implicite des indices de prix d'ordre r P^{r*} définie par l'équation (17.32) (quand $r = 1$, cet indice est l'indice des prix de Walsh défini par l'équation (15.19) au chapitre 15) et de la moyenne quadratique des indices de prix d'ordre r P^r définie par l'équation (17.35). Dans la section suivante, nous nous demandons si l'une de ces formules l'emporte sur les autres dans le choix de la «meilleure» solution.

Les propriétés d'approximation des indices superlatifs

17.50 Les résultats des paragraphes 17.27 à 17.49 offrent aux statisticiens de prix un grand nombre de formules indicielles qui semblent aussi bonnes les unes que les autres dans l'approche économique de la théorie des indices. Ces résultats soulèvent deux questions :

- L'une de ces formules est-elle préférable aux autres?
- Dans l'affirmative, laquelle?

17.51 En ce qui concerne la première question, Diewert (1978, p. 888) a montré que tous les indices superlatifs évoqués aux paragraphes 17.27 à 17.49 donnent les uns des autres une approximation de second ordre autour d'un point d'égalité des deux vecteurs de prix, p^0 et p^1 , et d'un point d'égalité des quantités, q^0 et q^1 . Cela signifie en particulier que les égalités suivantes sont valides pour toutes les valeurs

³²Voir Diewert (2002a).

³³Si, toutefois, les préférences du consommateur sont non homothétiques et que l'utilité varie grandement entre les deux situations considérées, il vaudrait alors mieux calculer séparément les véritables indices du coût de la vie de Laspeyres–Konüs et de Paasche–Konüs définis par les équations (17.3) et (17.4), $C(u^0, p^1)/C(u^0, p^0)$ et $C(u^1, p^1)/C(u^1, p^0)$, respectivement. À cet effet, il serait nécessaire de recourir à des calculs économétriques et d'estimer empiriquement la fonction de coût ou de dépense du consommateur.

³¹Ce résultat est à attribuer à Diewert (1976, p. 122).

de r et de s différentes de 0, sous réserve que $p^0 = p^1$ et $q^0 = q^1$.³⁴

$$P_T(p^0, p^1, q^0, q^1) = P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) = P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (17.51)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i'} &= \frac{\partial P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i'} \\ &= \frac{\partial P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i'} \end{aligned} \quad (17.52)$$

pour $i = 1, \dots, n$ et $t = 0, 1$

$$\begin{aligned} \frac{\partial P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i'} &= \frac{\partial P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i'} \\ &= \frac{\partial P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i'} \end{aligned} \quad (17.53)$$

pour $i = 1, \dots, n$ et $t = 0, 1$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i' \partial p_k'} &= \frac{\partial^2 P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i' \partial p_k'} \\ &= \frac{\partial^2 P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i' \partial p_k'} \end{aligned} \quad (17.54)$$

pour $i, k = 1, \dots, n$ et $t = 0, 1$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i' \partial q_k'} &= \frac{\partial^2 P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i' \partial q_k'} \\ &= \frac{\partial^2 P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial p_i' \partial q_k'} \end{aligned} \quad (17.55)$$

pour $i, k = 1, \dots, n$ et $t = 0, 1$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i' \partial q_k'} &= \frac{\partial^2 P^r(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i' \partial q_k'} \\ &= \frac{\partial^2 P^{s*}(p^0, p^1, q^0, q^1)}{\partial q_i' \partial q_k'} \end{aligned} \quad (17.56)$$

pour $i, k = 1, \dots, n$ et $t = 0, 1$

où l'indice des prix de Törnqvist–Theil P_T est défini par l'équation (15.81), la moyenne quadratique implicite des indices de prix d'ordre s , P^{s*} , est définie par l'équation (17.32) et la moyenne quadratique des indices de prix d'ordre r , P^r , par l'équation (17.35). Sur la base des

³⁴Pour prouver les égalités des équations (17.51) à (17.56), il faut tout simplement différentier les divers indices et calculer les dérivées à $p^0 = p^1$ et $q^0 = q^1$. En fait, les équations (17.51) à (17.56) restent valides, sous réserve que $p^1 = \lambda p^0$ et $q^1 = \mu q^0$ pour toute valeur de $\lambda > 0$ et $\mu > 0$, c'est-à-dire que le vecteur de prix de la période 1 soit proportionnel à celui de la période 0 et le vecteur de quantité de la période 1 à celui de la période 0.

résultats du précédent paragraphe, Diewert (1978, p. 884) a conclu que «tous les indices superlatifs se rapprochent beaucoup les uns des autres».

17.52 La conclusion susmentionnée n'est toutefois pas valide, même si les équations (17.51) à (17.56) le sont. Le problème, c'est que la moyenne des indices de prix d'ordre r , P^r et la moyenne quadratique implicite des indices de prix d'ordre s , P^{s*} sont des fonctions (continues) des paramètres r et s respectivement. En conséquence, plus r et s augmentent, plus les indices P^r et P^{s*} peuvent s'écartier, disons, de $P^2 = P_F$, l'indice idéal de Fisher. En fait, s'appuyant sur la définition (17.35) et les propriétés de limitation des moyennes d'ordre r ³⁵, Robert Hill (2000, p. 7) a montré que P^r a la limite suivante lorsque r tend vers plus ou moins l'infini :

$$\begin{aligned} \lim_{r \rightarrow +\infty} P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \lim_{r \rightarrow -\infty} P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) \\ &= \sqrt{\min_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \max_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)} \end{aligned} \quad (17.57)$$

On peut montrer, à l'aide de la méthode d'analyse de Hill, que la moyenne quadratique implicite des indices de prix d'ordre r a la limite suivante lorsque r tend vers plus ou moins l'infini :

$$\begin{aligned} \lim_{r \rightarrow +\infty} P^{r*}(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \lim_{r \rightarrow -\infty} P^{r*}(p^0, p^1, q^0, q^1) \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^0 \sqrt{\min_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \max_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)}} \end{aligned} \quad (17.58)$$

En conséquence, lorsque r est de niveau élevé, P^r et P^{r*} peuvent s'écartier sensiblement de P_T , P^1 , $P^{1*} = P_W$ (l'indice des prix de Walsh) et de $P^2 = P^{2*} = P_F$ (l'indice idéal de Fisher)³⁶.

17.53 Bien que les résultats théoriques et empiriques de Hill démontrent de façon concluante que tous les indices superlatifs ne se rapprochent pas nécessairement beaucoup les uns des autres, il reste à savoir à quel point les indices superlatifs les plus courants le font. Tous les indices superlatifs d'usage répandu, P^r et P^{r*} ,

³⁵Voir Hardy, Littlewood, and Pólya (1934).

³⁶Hill (2002) montre que c'est le cas pour deux ensembles de données. Ses séries chronologiques sont des données annuelles sur les dépenses et les quantités pour 64 composantes du produit intérieur brut des États-Unis sur la période 1977 à 1994. Pour cet ensemble de données, Hill (2002, p. 16) a trouvé que «les indices superlatifs peuvent différer d'un facteur de plus de 2 (c'est-à-dire de plus de 100 %), même si les indices de Fisher et de Törnqvist ne diffèrent jamais de plus de 0,6 %».

se situent dans l'intervalle $0 \leq r \leq 2$ ³⁷. Hill (2002, p. 16) a résumé comme suit ses conclusions sur l'écart séparant les indices de Törnqvist et de Fisher, après avoir fait toutes les comparaisons possibles entre deux points pour l'ensemble de données chronologiques considéré :

L'écart entre les indices superlatifs $S(0,2)$ présente lui aussi de l'intérêt puisque, dans la pratique, les indices de Törnqvist ($r = 0$) et de Fisher ($r = 2$) sont de loin les deux indices superlatifs les plus largement utilisés. Dans toutes les 153 comparaisons bilatérales, $S(0,2)$ est inférieur à l'écart entre l'indice de Paasche et celui de Laspeyres et, en moyenne, l'écart entre les indices superlatifs n'est que de 0,1 %. L'attention a été jusqu'à présent centrée presque exclusivement sur les indices superlatifs de l'intervalle $0 \leq r \leq 2$, et c'est pourquoi la fausse impression générale que tous les indices superlatifs se rapprochent beaucoup les uns des autres a persisté dans les ouvrages spécialisés.

En conséquence, pour l'ensemble de données chronologiques de Hill sur 64 composantes du produit intérieur brut des États-Unis pour la période 1977–94, après toutes sortes de comparaisons bilatérales possibles entre deux années quelconques, les indices de prix de Fisher et de Törnqvist ne s'écartent l'un de l'autre que de 0,1 % en moyenne. Cette correspondance étroite est compatible avec les résultats d'autres études empiriques fondées sur des données chronologiques annuelles³⁸. D'autres preuves en sont données au chapitre 19.

17.54 Les premiers chapitres du présent manuel indiquent que plusieurs indices ont l'air d'être les «meilleurs» selon le point de vue considéré. C'est ainsi que l'indice idéal de Fisher $P_F = P^2 = P^{2*}$, défini par l'équation (15.12), est celui qui paraît le meilleur d'un point de vue axiomatique, que l'indice des prix de Törnqvist–Theil P_T défini par l'équation (15.81), semble le meilleur dans une autre perspective axiomatique, ainsi que du point de vue stochastique, et l'indice de Walsh P_W , défini par l'équation (15.19) (lequel est égal à la moyenne quadratique implicite des indices de prix d'ordre r , P^{r*} , définie par l'équation (17.32) quand $r = 1$) a l'air d'être le meilleur dans le cas de l'indice des prix «pur». Il ressort des résultats présentés dans cette section que, pour les données chronologiques «normales», les valeurs obtenues pour ces trois indices seront quasiment les mêmes. Pour savoir exactement lequel de ces indices utiliser comme cible théorique ou indice effectif, l'office de statistique devra déterminer quelle approche de la théorie des indices cadre le mieux avec ses objectifs. À des fins pratiques, toutefois, il importe peu de savoir lequel de ces indices est choisi comme cible théorique pour comparer les prix d'une période à l'autre.

³⁷Diewert (1980, p. 451) a montré que l'indice de Törnqvist P_T est un cas limite de P^r quand r tend vers 0.

³⁸Voir, par exemple, Diewert (1978, p. 894) ou Fisher (1922), qui est reproduit dans Diewert (1976, p. 135).

Indices superlatifs et agrégation en deux étapes

17.55 La plupart des offices de statistique utilisent la formule de Laspeyres pour agréger les prix en deux étapes. Dans la première, on prend la formule de Laspeyres pour agréger les composantes de l'indice global (par exemple, produits alimentaires, vêtements et services); dans la seconde étape, ces sous-indices sont regroupés pour former l'indice global. On se pose naturellement la question suivante : l'indice calculé en deux temps coïncide-t-il avec celui qui est obtenu en une seule fois? Cette question est abordée, pour commencer, dans le contexte de la formule de Laspeyres³⁹.

17.56 Supposons que les données de prix et de quantité pour la période t , p^t y q^t , peuvent être exprimées sous forme de sous-vecteurs M comme suit :

$$p^t = (p^{t_1}, p^{t_2}, \dots, p^{t_M}) \text{ et } q^t = (q^{t_1}, q^{t_2}, \dots, q^{t_M})$$

$$\text{pour } t = 0, 1 \tag{17.59}$$

où la dimension des sous-vecteurs p^{tm} et q^{tm} est N_m pour $m = 1, 2, \dots, M$, la somme des dimensions N_m étant égale à n . Ces sous-vecteurs correspondent aux données de prix et de quantité pour les sous-composantes de l'indice des prix à la consommation pour la période t . Calculons maintenant les sous-indices pour chacune de ces composantes, allant de la période 0 à la période 1. Pour la période de référence, fixons le prix de chacune de ces sous-composantes, à, disons, P_m^0 ($m = 1, 2, \dots, M$), égal à 1 et fixons les quantités correspondantes pour la période de référence à, disons, Q_m^0 ($m = 1, 2, \dots, M$), égal à la valeur dans la période de référence de la consommation de la sous-composante en question pour $m = 1, 2, \dots, M$:

$$P_m^0 = 1 \text{ et } Q_m^0 = \sum_{i=1}^{N_m} p_i^{0m} q_i^{0m}$$

$$\text{pour } t = 0, 1 \tag{17.60}$$

Utilisons maintenant la formule de Laspeyres pour établir un indice de prix de chaque sous-composante pour la période 1, disons P_m^1 pour $m = 1, 2, \dots, M$, de l'IPC. Comme la dimension des vecteurs des sous-composantes, p^{tm} et q^{tm} , diffère de celle des vecteurs de prix et de quantité complets pour la période t , p^t et q^t , il est nécessaire d'utiliser différents symboles pour ces sous-indices de Laspeyres, soit P_L^m pour $m = 1, 2, \dots, M$. Les

³⁹Une grande partie de cette section est adaptée de Diewert (1978) et Alterman, Diewert et Feenstra (1999). Voir aussi Balk (1996b) pour un examen des autres définitions du concept d'agrégation en deux temps et pour des références aux ouvrages consacrés à ce sujet.

prix des sous-composantes de la période 1 sont définis comme suit :

$$P_m^1 = P_L^m(p^{0m}, p^{1m}, q^{0m}, q^{1m}) = \frac{\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{1m} q_i^{0m}}{\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{0m} q_i^{0m}} \quad (17.61)$$

pour $m = 1, 2, \dots, M$

Une fois que les prix de la période 1 pour les sous-indices M ont été définis par l'équation (17.61), on peut définir les quantités correspondantes pour la période 1 Q_m^1 pour $m = 1, 2, \dots, M$, en corrigeant les valeurs des sous-composantes de la période 1 Q_m^1 pour $m = 1, 2, \dots, M$, en corrigeant les valeurs des sous-composantes de la période 1 $\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{1m} q_i^{1m}$ des prix P_m^1

$$Q_m^1 = \frac{\sum_{i=1}^{N_m} p_i^{1m} q_i^{1m}}{P_m^1} \quad \text{pour } m = 1, 2, \dots, M \quad (17.62)$$

Exprimons maintenant les vecteurs de prix et de quantité des sous-composantes pour chaque période $t = 0, 1$ à l'aide des équations (17.60) à (17.62). Les vecteurs correspondants pour les périodes 0 et 1, P^0 et P^1 , sont définis en conséquence comme suit :

$$P^0 = (P_1^0, P_2^0, \dots, P_M^0) = 1_M \quad \text{et} \quad P^1 = (P_1^1, P_2^1, \dots, P_M^1) \quad (17.63)$$

où 1_M représente un vecteur de dimension M , et les composantes de P^1 sont définies par l'équation (17.61). Les vecteurs de quantité des sous-composantes pour les périodes 0 et 1, Q^0 et Q^1 , sont définis comme suit :

$$Q^0 = (Q_1^0, Q_2^0, \dots, Q_M^0) \quad \text{et} \quad Q^1 = (Q_1^1, Q_2^1, \dots, Q_M^1) \quad (17.64)$$

où les composantes de Q^0 sont définies par l'équation (17.60) et celles de Q^1 par l'équation (17.62). Les vecteurs de prix et de quantité dans les équations (17.63) et (17.64) représentent les résultats de la première étape de l'agrégation. Utilisons maintenant ces vecteurs comme base de départ dans le problème d'agrégation de la seconde étape; autrement dit, appliquons la formule de Laspeyres en utilisant les informations tirées des équations (17.63) et (17.64) comme données d'entrée. Comme les vecteurs de prix et de quantité qui sont pris comme base de départ dans la deuxième étape ont une dimension M alors que les vecteurs utilisés dans l'agrégation en une seule étape sont de dimension n , il est nécessaire de prendre un symbole différent pour le nouvel indice de Laspeyres, qui est P_L^* . Ainsi, l'indice de prix de

Laspeyres calculé en deux étapes peut être représenté par $P_L^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1)$. Il y a maintenant lieu de se demander si cet indice de Laspeyres obtenu en deux temps est égal à l'indice correspondant calculé en une seule étape P_L , qui a été étudié dans les sections précédentes du présent chapitre, c'est-à-dire si

$$P_L^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1) = P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad (17.65)$$

Si la formule de Laspeyres a été utilisée à chaque étape de l'agrégation, alors la réponse est oui : des calculs simples montrent que l'indice de Laspeyres calculé en deux étapes est égal à l'indice de Laspeyres calculé en une seule fois.

17.57 Supposons maintenant que c'est la formule de Fisher ou de Törnqvist qui est utilisée à chaque étape de l'agrégation. Supposons ainsi que, dans l'équation (17.61), la formule de Laspeyres $P_L^m(p^{0m}, p^{1m}, q^{0m}, q^{1m})$ est remplacée par celle de Fisher $P_F^m(p^{0m}, p^{1m}, q^{0m}, q^{1m})$ ou de Törnqvist $P_T^m(p^{0m}, p^{1m}, q^{0m}, q^{1m})$; et que, dans l'équation (17.65), $P_L^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1)$ est remplacé par P_F^* (ou P_T^*), et $P_L(p^0, p^1, q^0, q^1)$ par P_F (ou P_T). Peut-on alors obtenir la contrepartie du résultat de l'agrégation en deux étapes issu de la formule de Laspeyres, équation (17.65)? La réponse est non; on peut montrer que, en général,

$$P_F^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1) \neq P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) \quad \text{et} \quad (17.66)$$

$$P_T^*(P^0, P^1, Q^0, Q^1) \neq P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

De même, il n'y a pas associativité de l'agrégation pour la moyenne quadratique des indices d'ordre r , P^r , définie par l'équation (17.35) et la moyenne quadratique implicite des indices d'ordre r , P^{r*} , définie par l'équation (17.32).

17.58 On peut néanmoins montrer que, si l'associativité de l'agrégation dans l'application des formules de Fisher et de Törnqvist n'est pas parfaite, elle est quand même approximative. Plus précisément, on peut montrer que l'indice de Fisher calculé en deux temps P_F^* et l'indice de Fisher obtenu directement P_F dans l'inégalité (17.66), tous deux considérés comme des fonctions des variables $4n$ dans les vecteurs p^0, p^1, q^0, q^1 , donnent l'un de l'autre une approximation de second ordre autour d'un point d'égalité des deux vecteurs de prix (d'où $p^0 = p^1$) et d'un point d'égalité des deux vecteurs de quantité (d'où $q^0 = q^1$), résultat qui se vérifie également pour l'indice de Törnqvist calculé en deux temps et l'indice de Törnqvist obtenu en une seule étape dans l'équation (17.66)⁴⁰. Comme on l'a vu dans la section

⁴⁰Voir Diewert (1978, p. 889). En d'autres termes, une série d'égalités semblables aux équations (17.51) à (17.56) se vérifie lorsqu'elle se situe entre les indices en deux temps et les indices correspondants calculés en une seule étape. En fait, ces égalités restent valides sous réserve que $p^1 = \lambda p^0$ et $q^1 = \mu q^0$ pour toute valeur de $\lambda > 0$ et $\mu > 0$.

précédente, les indices de Fisher et de Törnqvist qui sont calculés en une seule étape ont la même propriété d'approximation, de sorte que les quatre indices dans l'inégalité (17.66) donnent les uns des autres une approximation de second ordre autour d'un point d'égalité (ou de proportionnalité) des prix et d'un point d'égalité (ou de proportionnalité) des quantités. En conséquence, pour les données chronologiques normales, les indices de Fisher et de Törnqvist calculés directement et ceux qui sont obtenus en deux étapes sont numériquement très proches les uns des autres. Ce résultat est illustré au chapitre 19 pour un ensemble de données artificielles⁴¹.

17.59 Une associativité de l'agrégation analogue (à celle obtenue avec les formules de Fisher et de Törnqvist, expliquée dans le paragraphe précédent) peut être observée pour la moyenne quadratique des indices d'ordre r , P^r , et pour la moyenne quadratique implicite des indices d'ordre r , P^{r*} ; voir Diewert (1978, p. 889). Néanmoins, les résultats de Hill (2000) impliquent ici encore que la propriété d'approximation au second ordre de la moyenne quadratique directement calculée des indices d'ordre r , P^r , par rapport à la moyenne correspondante obtenue en deux temps disparaît lorsque r tend vers plus ou moins l'infini. À titre d'illustration, prenons un exemple simple, dans lequel ne sont considérés que quatre produits au total. Supposons que le premier rapport de prix p_1^1/p_1^0 soit égal au nombre positif a , que le deuxième rapport de prix p_2^1/p_2^0 soit égal à b et que le dernier rapport de prix p_4^1/p_4^0 soit égal à c , avec $a < c$ et $a \leq b \leq c$. Sur la base de l'équation de Hill (17.57), la valeur limite de l'indice obtenu directement est :

$$\begin{aligned} \lim_{r \rightarrow +\infty} P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \lim_{r \rightarrow -\infty} P^r(p^0, p^1, q^0, q^1) \\ &= \sqrt{\min_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \max_i \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)} = \sqrt{ac} \end{aligned} \tag{17.67}$$

Formons maintenant un sous-agrégat avec les produits 1 et 2 et un autre sous-agrégat avec les produits 3 et 4. En utilisant de nouveau l'équation de Hill (17.57), nous trouvons que la valeur limite de l'indice des prix pour le premier sous-agrégat est égale à $[ab]^{1/2}$ et que celle de l'indice des prix pour le second sous-agrégat est égale à $[bc]^{1/2}$. Procédons maintenant à la seconde étape de l'agrégation; après application de l'équation de Hill, nous concluons que la valeur limite de l'indice en deux temps, lorsque la formule utilisée est P^r , est égale à $[ab^2c]^{1/4}$. En conséquence, lorsque r tend vers plus ou moins l'infini, la

valeur limite de l'indice obtenu directement par rapport à celle de l'indice calculé en deux temps est $[ac]^{1/2}/[ab^2c]^{1/4} = [acb^2]^{1/4}$. Comme b peut avoir n'importe quelle valeur entre a et c , le ratio de la valeur limite de l'indice obtenu directement P^r à celle de l'indice en deux temps correspondant peut être égal à n'importe quelle valeur comprise entre $[ac]^{1/4}$ et $[ca]^{1/4}$. Comme c/a est supérieur à 1 et a/c est inférieur à 1, on peut voir que le ratio de l'indice en une étape à celui en deux temps peut être arbitrairement éloigné de 1 lorsque r augmente, avec attribution d'une valeur appropriée pour a , b et c .

17.60 Les résultats du paragraphe précédent montre qu'il faut se garder de supposer que tous les indices superlatifs feront apparaître une associativité approximative de l'agrégation. Cependant, pour les trois indices superlatifs les plus couramment utilisés (l'indice idéal de Fisher P_F , l'indice de Törnqvist–Theil P_T et celui de Walsh P_W), les données empiriques disponibles indiquent que ces indices donnent lieu à une associativité suffisamment approximative de l'agrégation pour que les utilisateurs ne soient pas trop gênés par leur manque de correspondance éventuel⁴².

L'indice de Lloyd–Moulton

17.61 L'indice qui sera examiné dans cette section consacrée à l'approche économique de la théorie des indices pour les ménages uniques peut être très utile aux organismes statistiques qui ont des difficultés à établir un IPC en temps voulu. La formule de Lloyd–Moulton qui sera traitée dans la présente section fera usage des mêmes informations que l'indice de Laspeyres, auxquelles vient toutefois s'ajouter un autre élément d'information.

17.62 Dans cette section sont reprises les hypothèses émises au sujet du consommateur aux paragraphes 17.18 à 17.26 ci-dessus. En particulier, on suppose que la fonction d'utilité du consommateur $f(q)$ fait apparaître une homogénéité linéaire⁴³ et que la fonction de coût unitaire correspondante est $c(p)$. On suppose également que la fonction de coût unitaire a la forme fonctionnelle suivante :

$$\begin{aligned} c(p) &= \alpha_0 \left(\sum_{i=1}^n \alpha_i p_i^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)} \quad \text{si } \sigma \neq 1 \text{ ou} \\ \ln c(p) &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln p_i \quad \text{si } \sigma = 1 \end{aligned} \tag{17.68}$$

où α_i et σ sont des paramètres non négatifs, avec $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$. La fonction de coût unitaire définie par l'équation (17.68) correspond à une fonction d'agrégation à élasticité de substitution constante (CES), qui a été introduite

⁴¹Pour une comparaison empirique des quatre indices, voir Diewert (1978, p. 894–895). Pour l'indice canadien des prix à la consommation considéré dans cette étude, l'indice-chaîne de Fisher en deux temps pour 1971 était de 2,3228 et l'indice-chaîne correspondant de Törnqvist, calculé en deux étapes, était de 2,3230, mêmes valeurs que pour les indices correspondants obtenus directement.

⁴²Voir le chapitre 19 pour de plus amples informations sur cette question.

⁴³L'hypothèse de préférences homothétiques est donc retenue dans la présente section.

dans la littérature économique par Arrow, Chenery, Minhas et Solow (1961)⁴⁴. Le paramètre σ est l'élasticité de substitution; quand $\sigma = 0$, la fonction de coût unitaire définie par l'équation (17.68) devient linéaire par rapport aux prix et, partant, correspond à une fonction d'agrégation à coefficients fixes qui affiche une substituabilité nulle entre tous les produits. Quand $\sigma = 1$, la fonction d'agrégation ou fonction d'utilité correspondante est une fonction de Cobb–Douglas. Quand σ tend vers $+\infty$, la fonction d'agrégation correspondante f se rapproche d'une fonction d'agrégation linéaire qui fait apparaître une substituabilité infinie entre deux intrants. La fonction de coût unitaire CES définie par l'équation (17.68) n'est pas une forme fonctionnelle tout à fait souple (à moins que le nombre de produits n faisant l'objet de l'agrégation ne soit 2), mais elle est considérablement plus souple que la fonction d'agrégation à substituabilité nulle (c'est le cas particulier de l'équation (17.68), où σ est fixé à zéro) qui est exacte pour les indices de prix de Laspeyres et de Paasche.

17.63 Dans l'hypothèse d'un comportement de minimisation des coûts dans la période 0, le lemme de Shephard (17.12) nous dit que la consommation observée pendant la première période du produit i , q_i^0 sera égale à $u^0 \partial c(p^0)/\partial p_i$, où $\partial c(p^0)/\partial p_i$ est la dérivée partielle de premier ordre de la fonction de coût unitaire par rapport au prix de l' i ème produit évalué aux prix de la période 0, et $u^0 = f(q^0)$ est le niveau agrégé (inobservable) de l'utilité dans la période 0. En utilisant la forme fonctionnelle CES définie par l'équation (17.68) et en supposant que $\sigma \neq 1$, nous obtenons les équations suivantes :

$$\begin{aligned} q_i^0 &= u^0 \alpha_0 \left\{ \sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r \right\}^{(1/r)-1} \alpha_i (p_i^0)^{r-1} \\ \text{pour } r &= 1 - \sigma \neq 0 \text{ et } i = 1, 2, \dots, n \\ &= \frac{u^0 c(p^0) \alpha_i (p_i^0)^{r-1}}{\sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r} \end{aligned} \quad (17.69)$$

Ces équations peuvent être reformulées comme suit :

$$\frac{p_i^0 q_i^0}{u^0 c(p^0)} = \frac{\alpha_i (p_i^0)^r}{\sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r} \text{ pour } i = 1, 2, \dots, n \quad (17.70)$$

où $r = 1 - \sigma$. Considérons maintenant l'indice de Lloyd (1975) et Moulton (1996a) suivant :

$$P_{LM}(p^0, p^1, q^0, q^1) = \left\{ \sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{1-\sigma} \right\}^{1/(1-\sigma)} \text{ pour } \sigma \neq 1 \quad (17.71)$$

⁴⁴Dans les ouvrages de mathématiques, cette fonction d'agrégation ou fonction d'utilité est connue sous la forme d'une moyenne d'ordre r ; et, dans ce contexte, $r = 1 - \sigma$; voir Hardy, Littlewood, and Pólya (1934, p. 12–13).

où s_i^0 est la part des dépenses consacrée d'ordinaire au produit i dans la période 0 :

$$\begin{aligned} s_i^0 &= \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{k=1}^n p_k^0 q_k^0} \text{ pour } i = 1, 2, \dots, n \\ &= \frac{p_i^0 q_i^0}{u^0 c(p^0)} \text{ dans l'hypothèse d'un comportement de minimisation des coûts} \\ &= \frac{\alpha_i (p_i^0)^r}{\sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r} \text{ à partir de l'équation (17.70)} \end{aligned} \quad (17.72)$$

Si l'équation (17.72) est intégrée à l'équation (17.71), on a :

$$\begin{aligned} P_{LM}(p^0, p^1, q^0, q^1) &= \left\{ \sum_{i=1}^n s_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^r \right\}^{1/r} \\ &= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_i (p_i^0)^r \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^r}{\sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r} \right\}^{1/r} \\ &= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_i (p_i^1)^r}{\sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r} \right\}^{1/r} \\ &= \frac{\alpha_0 \left\{ \sum_{i=1}^n \alpha_i (p_i^1)^r \right\}^{1/r}}{\alpha_0 \left\{ \sum_{k=1}^n \alpha_k (p_k^0)^r \right\}^{1/r}} \\ &= \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \end{aligned}$$

pour $r = 1 - \sigma$ et sur la base de la définition (17.68).

(17.73)

17.64 L'équation (17.73) montre que l'indice de Lloyd–Moulton P_{LM} est exact pour les préférences CES. Lloyd (1975) et Moulton (1996a) ont obtenu séparément ce résultat, mais c'est Moulton qui a évalué la significativité de la formule (17.71) pour les besoins des offices de statistique. Notons que, pour une évaluation chiffrée de la formule (17.71), il est nécessaire de disposer de renseignements sur :

- la part des dépenses dans la période de référence s_i^0 ;

- les rapports de prix p_i^1/p_i^0 entre la période de référence et la période en cours;
- l'élasticité de substitution estimée entre les produits de l'agrégat, σ .

Les deux premiers éléments sont les types d'information que les organismes statistiques utilisent normalement pour calculer l'indice des prix de Laspeyres P_L (à noter que P_{LM} se réduit à P_L si $\sigma = 0$). En conséquence, si l'office de statistique est en mesure d'estimer l'élasticité de substitution σ sur la base de l'expérience passée⁴⁵, il peut alors calculer l'indice des prix de Lloyd-Moulton en s'appuyant essentiellement sur les mêmes informations qui servent à établir l'indice de Laspeyres classique. De plus, l'IPC obtenu ne comportera pas de biais de substitution à un degré d'approximation raisonnable⁴⁶. Bien entendu, la difficulté pratique à appliquer cette méthodologie tient au fait que les estimations de l'élasticité de substitution σ sont appelées à être quelque peu incertaines, et il se peut donc que l'indice de Lloyd-Moulton se voie reprocher de ne pas être objectif ou reproductible. L'office de statistique devra peser les avantages de la réduction du biais de substitution contre ces risques.

Préférences annuelles et prix mensuels

17.65 Revenons à l'indice de Lowe, $P_{Lo}(p^0, p^1, q)$, défini par l'équation (15.15) au chapitre 15. Aux paragraphes 15.33 à 15.64 de ce chapitre, il est indiqué que cette formule est souvent prise par les offices de statistique comme indice cible pour un IPC. Il y est également indiqué que, si les vecteurs de prix p^0 (vecteur de prix de la période de référence) et p^1 (vecteur de prix de la période en cours) sont mensuels ou trimestriels, le vecteur de quantité $q = (q^1, q^2, \dots, q_n)$ qui apparaît dans cet indice de panier-type est généralement considéré comme un vecteur annuel se rapportant à une année de référence, par exemple b , qui est antérieure à la période de référence

⁴⁵Pour la première application de cette méthodologie (dans le contexte de l'IPC), voir Shapiro and Wilcox (1997a, p. 121-123). Ces auteurs ont calculé les indices superlatifs de Törnqvist pour les États-Unis sur la période 1986-95 et établi ensuite l'indice CES de Lloyd-Moulton pour la même période en utilisant diverses valeurs de σ . Ils ont ensuite pris pour σ la valeur (soit 0,7) pour laquelle l'indice CES se rapproche le plus de l'indice de Törnqvist. C'est essentiellement la même méthodologie qui a été utilisée par Alterman, Diewert et Feenstra (1999) dans leur étude des indices des prix à l'importation et à l'exportation des États-Unis. Pour d'autres méthodes d'estimation de σ , voir Balk (2000b).

⁴⁶Le degré d'approximation jugé «raisonnable» dépend du contexte. L'hypothèse de préférences CES de la part du consommateur n'est pas raisonnable lorsqu'il s'agit d'estimer les élasticités de la demande : il faut au moins, dans ce cas, une approximation de second ordre des préférences du consommateur. Si l'on veut donner une approximation des dépenses du consommateur sur les produits considérés, toutefois, il est généralement indiqué d'opter pour une approximation CES.

prise pour les prix, mois 0. Par conséquent, en général, un organisme statistique établira tous les mois un IPC qui a la forme $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, où p^0 est le vecteur de prix se rapportant à la période de référence des prix, le mois 0; p^t le vecteur de prix se rapportant à la période en cours des prix, disons le mois t ; et q^b un vecteur de quantité (indice de panier-type) pour la période de référence b , qui est antérieure au mois 0⁴⁷. La question qui se pose ici est la suivante : cet indice peut-il être relié à un indice fondé sur l'approche économique de la théorie des indices?

L'indice de Lowe en tant qu'approximation d'un indice du coût de la vie véritable

17.66 Supposons que le consommateur ait les préférences définies par les vecteurs de consommation $q = [q^1, \dots, q_n]$ qui peuvent être représentés par la fonction continue d'utilité croissante $f(q)$. En conséquence, si $f(q^1) > f(q^0)$, le consommateur préfère le vecteur de consommation q^1 à q^0 . Soit q^b le vecteur de consommation annuel pour l'année de référence b et u^b le niveau d'utilité correspondant à $f(q)$ évaluée à q^b :

$$u^b = f(q^b) \quad (17.74)$$

17.67 Pour tout vecteur de prix positifs $p = [p_1, \dots, p_n]$ et pour tout niveau d'utilité réalisable u , la fonction de coût du consommateur, $C(u, p)$, peut être normalement définie par le minimum de dépenses requis pour que le niveau d'utilité u soit atteint lorsque le consommateur est confronté aux prix p :

$$C(u, p) = \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i q_i : f(q_1, \dots, q_n) = u \right\} \quad (17.75)$$

Soit $p^b = [p_1^b, \dots, p_n^b]$ le vecteur de prix annuels auxquels le consommateur est confronté dans l'année de référence b . Supposons que le vecteur de consommation observé pour l'année de référence $q^b = [q_1^b, \dots, q_n^b]$ apporte une solution au problème ci-après de minimisation des coûts pour l'année de référence :

$$C(u^b, p^b) = \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^b q_i : f(q_1, \dots, q_n) = u^b \right\} = \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b \quad (17.76)$$

La fonction de coût sera utilisée ci-dessous pour définir l'indice du coût de la vie du consommateur.

17.68 Soit p^0 et p^t les vecteurs des prix mensuels auxquels le consommateur est confronté aux mois 0 et t .

⁴⁷Comme indiqué au chapitre 15, le mois 0 est appelé la période de référence des prix et l'année b , la période de référence des pondérations.

L'indice du coût de la vie véritable, $P_K(p^0, p^t, q^b)$, entre les mois 0 et t , lorsque le niveau d'utilité de l'année de référence $u^b = f(q^b)$ est pris comme niveau de vie de référence, est défini par le ratio des coûts mensuels minimums liés au niveau d'utilité u^b :

$$P_K(p^0, p^t, q^b) = \frac{C(f(q^b), p^t)}{C(f(q^b), p^0)} \quad (17.77)$$

17.69 Sur la base de la définition du problème de minimisation des coûts mensuels correspondant au coût $C(f(q^b), p^t)$, on peut voir que l'inégalité suivante se vérifie :

$$\begin{aligned} C(f(q^b), p^t) &= \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^t q_i : f(q_1, \dots, q_n) = f(q_1^b, \dots, q_n^b) \right\} \\ &\leq \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b \end{aligned} \quad (17.78)$$

puisque le vecteur de quantité pour l'année de référence q^b est la solution au problème de minimisation des coûts. De même, sur la base de la définition du problème de minimisation des coûts mensuels correspondant aux coûts pour le mois 0, $C(f(q^b), p^0)$, on peut voir que l'inégalité suivante se vérifie :

$$\begin{aligned} C(f(q^b), p^0) &= \min_q \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i : f(q_1, \dots, q_n) = f(q_1^b, \dots, q_n^b) \right\} \\ &\leq \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b \end{aligned} \quad (17.79)$$

puisque le vecteur de quantité pour l'année de référence q^b est la solution au problème de minimisation des coûts.

17.70 Il se révélera utile d'exprimer les deux inégalités (17.78) et (17.79) sous la forme d'égalités. Cela peut se faire si les termes représentatifs du biais de substitution non négatifs, et e^t et e^0 , sont soustraits des membres de droite de ces deux inégalités. En conséquence, les inégalités (17.78) et (17.79) peuvent être reformulées comme suit :

$$C(u^b, p^t) = \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b - e^t \quad (17.80)$$

$$C(u^b, p^0) = \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b - e^0 \quad (17.81)$$

17.71 À partir des équations (17.80) et (17.81), et de la définition (5.15) donnée au chapitre 15 de l'indice de Lowe, on obtient l'égalité approximative ci-après pour l'indice de Lowe :

$$\begin{aligned} P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) &= \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b} = \frac{\{C(u^b, p^t) + e^t\}}{\{C(u^b, p^0) + e^0\}} \\ &\approx \frac{C(u^b, p^t)}{C(u^b, p^0)} = P_K(p^0, p^t, q^b) \end{aligned} \quad (17.82)$$

Par conséquent, si les termes représentatifs du biais de substitution non négatifs e^0 et e^t sont faibles, l'indice de Lowe qui compare les prix du mois 0 à ceux du mois t , $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, sera une bonne approximation de l'indice du coût de la vie véritable comparant les prix du mois 0 à ceux du mois t , $P_K(p^0, p^t, q^b)$.

17.72 Un peu de manipulation algébrique fait apparaître que l'indice de Lowe sera exactement égal à l'indice correspondant du coût de la vie si les termes représentatifs du biais de substitution satisfont à l'égalité suivante⁴⁸ :

$$\frac{e^t}{e^0} = \frac{C(u^b, p^t)}{C(u^b, p^0)} = P_K(p^0, p^t, q^b) \quad (17.83)$$

Les équations (17.82) et (17.83) peuvent être interprétées comme suit : si l'augmentation du niveau du biais de substitution du mois 0 au mois t est égale à la croissance entre le mois 0 et le mois t du coût minimum à supporter pour atteindre le niveau d'utilité de l'année de référence u^b , l'indice de Lowe observable, $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, sera exactement égal à l'indice correspondant du coût de la vie véritable, $P_K(p^0, p^t, q^b)$ ⁴⁹.

17.73 Il est difficile de savoir si la condition (17.83) sera satisfaite ou si les termes représentatifs du biais de substitution e^0 et e^t seront faibles. Aussi procède-t-on respectivement dans les paragraphes 17.74 à 17.83 à un développement limité au premier et au deuxième degré en utilisant la formule de Taylor.

Approximation de premier ordre du biais de l'indice de Lowe

17.74 L'indice du coût de la vie véritable comparant les prix du mois 0 à celui du mois t , lorsque le niveau d'utilité de l'année de référence u^b est pris comme niveau d'utilité de référence est le rapport de deux coûts inobservables, $C(u^b, p^t)/C(u^b, p^0)$. Cependant, ces coûts hypothétiques peuvent tous deux faire l'objet d'approximations par la série de Taylor à l'aide d'informa-

⁴⁸Cela suppose que e^0 est supérieur à zéro. Si e^0 est égal à zéro, pour avoir $P_K = P_{Lo}$, il faudra que e^t soit lui aussi égal à zéro.

⁴⁹On peut voir que, lorsque les prix du mois t sont égaux à ceux du mois 0, $e^t = e^0$ et $C(u^b, p^t) = C(u^b, p^0)$, l'égalité (17.83) est alors satisfaite et $P_{Lo} = P_K$. Cela n'est pas surprenant puisque les deux indices sont égaux à l'unité lorsque $t = 0$.

tions observables sur les prix et les quantités de l'année de référence. L'approximation du premier ordre de $C(u^b, p^t)$ par la série de Taylor autour du vecteur de prix annuel pour l'année de référence p^b est donnée par l'équation approximative suivante⁵⁰ :

$$\begin{aligned} C(u^b, p^t) &\approx C(u^b, p^b) + \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial C(u^b, p^b)}{\partial p_i} \right] [p_i^t - p_i^b] \\ &= C(u^b, p^b) + \sum_{i=1}^n q_i^b [p_i^t - p_i^b] \end{aligned}$$

à partir de l'hypothèse (17.76) et du lemme de Shephard (17.12)

$$\begin{aligned} &= \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^n q_i^b [p_i^t - p_i^b] \quad \text{à partir de 17.76} \\ &= \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b \end{aligned} \quad (17.84)$$

De même, l'approximation au premier ordre par la série de Taylor de $C(u^b, p^0)$ autour d'un vecteur de prix annuels pour l'année de référence p^b est donnée par l'équation approximative suivante :

$$\begin{aligned} C(u^b, p^0) &\approx C(u^b, p^b) + \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial C(u^b, p^b)}{\partial p_i} \right] [p_i^0 - p_i^b] \\ &= C(u^b, p^b) + \sum_{i=1}^n q_i^b [p_i^0 - p_i^b] \\ &= \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^n q_i^b [p_i^0 - p_i^b] \\ &= \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b \end{aligned} \quad (17.85)$$

17.75 Comparons l'équation approximative (17.84) à l'équation (17.80) et comparons ensuite l'équation (17.85) à l'équation (17.81); nous pouvons voir qu'avec le degré de précision de l'approximation de premier ordre utilisée dans les équations (17.84) et (17.85), les termes représentatifs du biais de substitution e^t et e^0 seront égaux à zéro. Nous appuyant sur ces résultats pour réinterpréter l'équation approximative (17.82), nous constatons que, si les vecteurs de prix pour le mois 0 et pour le mois t , p^0 et p^t , ne s'écartent pas trop du vecteur de prix pour l'année de référence p^b , l'indice de Lowe $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$ donnera une approximation de l'indice du coût de la vie véritable

⁵⁰Ce type d'approximation par la série de Taylor a été utilisé dans Schultze and Mackie (2002, p. 91) pour l'indice du coût de la vie, mais il est à attribuer pour l'essentiel à Hicks (1941–42, p. 134) dans le contexte de l'excédent de consommation. Voir aussi Diewert (1992b, p. 568) et Hausman (2002, p. 8).

$P_K(p^0, p^t, q^b)$ avec le degré de précision d'une approximation de premier ordre. Ce résultat est fort utile car il indique que, si les vecteurs de prix mensuels p^0 et p^t fluctuent seulement de façon aléatoire autour des prix de l'année de référence p^b (avec faibles variances), l'indice de Lowe donnera une bonne approximation d'un indice du coût de la vie théorique. Cependant, si l'on observe une tendance à long terme systématique des prix et que le mois t est assez éloigné du mois 0 (ou si la fin de l'année b est assez éloignée du mois 0), les approximations de premier ordre données par les équations approximatives (17.84) et (17.85) risquent de ne plus être valides et l'indice de Lowe peut comporter un biais considérable par rapport à l'indice du coût de la vie correspondant. L'hypothèse d'une tendance à long terme des prix sera explorée aux paragraphes 17.76 à 17.83.

Approximation de second ordre du biais de substitution de l'indice de Lowe

17.76 Une approximation de second ordre par la série de Taylor de $C(u^b, p^t)$ autour du vecteur de prix pour l'année de référence p^b est donnée par l'équation approximative suivante :

$$\begin{aligned} C(u^b, p^t) &\approx C(u^b, p^b) + \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial C(u^b, p^b)}{\partial p_i} \right] [p_i^t - p_i^b] \\ &\quad + \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] [p_i^t - p_i^b] [p_j^t - p_j^b] \\ &= \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b + \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] \\ &\quad \times [p_i^t - p_i^b] [p_j^t - p_j^b] \end{aligned} \quad (17.86)$$

où la dernière égalité est le résultat obtenu à partir de l'équation approximative (17.84)⁵¹. De même, une approximation de second ordre par la série de Taylor de $C(u^b, p^0)$ autour du vecteur de prix pour l'année de référence p^b est donnée par l'équation approximative suivante :

$$\begin{aligned} C(u^b, p^0) &\approx C(u^b, p^b) + \sum_{i=1}^n \left[\frac{\partial C(u^b, p^b)}{\partial p_i} \right] [p_i^0 - p_i^b] \\ &\quad + \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] [p_i^0 - p_i^b] [p_j^0 - p_j^b] \\ &= \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b + \left(\frac{1}{2} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] \\ &\quad \times [p_i^0 - p_i^b] [p_j^0 - p_j^b] \end{aligned} \quad (17.87)$$

⁵¹Ce type d'approximation de second ordre est à attribuer à Hicks (1941–42, p. 133–134) (1946, p. 331). Voir aussi Diewert (1992b, p. 568), Hausman (2002, p. 18), Schultze and Mackie (2002, p. 91). Pour d'autres méthodes de modélisation du biais de substitution, voir Diewert (1998a; 2002c, p. 598–603) et Hausman (2002).

où la dernière égalité est le résultat obtenu à partir de l'équation approximative (17.85).

17.77 Comparons l'équation approximative (17.86) à l'équation (17.80), et comparons ensuite l'équation approximative (17.87) à l'équation (17.81); nous pouvons voir que, avec le degré de précision d'une approximation de second ordre, les termes représentatifs du biais de substitution pour le mois 0 et le mois t , e^0 et e^t , seront égaux aux expressions suivantes, qui incluent les dérivées partielles de second ordre de la fonction de coût du consommateur $\partial^2 C(u^b, p^b)/\partial p_i \partial p_j$ évaluée au niveau de vie de l'année de référence u^b et aux prix de l'année de référence p^b :

$$e^0 \approx -\left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] [p_i^0 - p_i^b] [p_j^0 - p_j^b] \quad (17.88)$$

$$e^t \approx -\left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] [p_i^t - p_i^b] [p_j^t - p_j^b] \quad (17.89)$$

Comme la fonction de coût du consommateur $C(u, p)$ est une fonction concave au niveau des composantes du vecteur de prix p ⁵², on sait⁵³ que la matrice $n \times n$ (symétrique) des dérivées partielles de second ordre $[\partial^2 C(u^b, p^b)/\partial p_i \partial p_j]$ est semi-définie négative⁵⁴. En conséquence, pour les vecteurs de prix arbitraires p^b , p^0 et p^t , les membres de droite des approximations (17.88) et (17.89) seront non négatifs. En conséquence, avec le degré de précision d'une approximation de second ordre, les termes représentatifs du biais de substitution e^0 et e^t seront non négatifs.

17.78 Supposons maintenant que l'on observe une tendance systématique à long terme des prix. Posons en hypothèse que le dernier mois de l'année de référence des quantités précède de M mois le mois 0, mois de référence des prix, et que les prix suivent une tendance temporelle linéaire, à partir du dernier mois de l'année de référence des quantités. Nous supposons donc l'existence de constantes α_j pour $j = 1, \dots, n$ telles que le prix du produit j au mois t est donné par :

$$p_j^t = p_j^b + \alpha_j (M + t) \quad \text{pour } j = 1, \dots, n \text{ et } t = 0, 1, \dots, T \quad (17.90)$$

Par intégration de l'équation (17.90) dans les approximations (17.88) et (17.89), nous obtenons les approxi-

mations de second ordre suivantes des deux termes représentatifs du biais de substitution, e^0 et e^t ⁵⁵:

$$e^0 \approx \gamma M^2 \quad (17.91)$$

$$e^t \approx \gamma (M + t)^2 \quad (17.92)$$

où γ est défini comme suit :

$$\gamma = -\left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left[\frac{\partial^2 C(u^b, p^b)}{\partial p_i \partial p_j} \right] \alpha_i \alpha_j \geq 0 \quad (17.93)$$

17.79 Il convient de noter que le paramètre γ sera égal à zéro à deux conditions⁵⁶:

- Toutes les dérivées partielles de second ordre de la fonction de coût du consommateur $\partial^2 C(u^b, p^b)/\partial p_i \partial p_j$ soient égales à zéro.
- Chaque paramètre de la variation du prix du produit j , α_j soit proportionnel au prix correspondant de ce produit pour l'année de base p_j^b ⁵⁷.

D'un point de vue empirique, la première condition est peu plausible, car elle impliquerait que le consommateur ne remplace pas les produits dont le prix relatif augmenterait par d'autres produits. Il en est de même de la seconde condition, qui impliquerait que la structure des prix relatifs reste inchangée d'une période à l'autre. On supposera donc, dans ce qui suit, que γ est un nombre positif.

17.80 Pour simplifier, soit a le dénominateur de l'indice de Lowe pour le mois t , $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$, et b son dénominateur, nous avons :

$$a = \sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^b \quad (17.94)$$

$$b = \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^b \quad (17.95)$$

⁵⁵Notons que le biais approximatif de la période 0 défini par le membre de droite de l'approximation (17.91) est fixe, alors que le biais approximatif de la période t défini par le membre de droite de l'approximation (17.92) augmente quadratiquement avec le temps t . Par conséquent, le biais approximatif de la période t finira par l'emporter sur celui de la période 0 en cas de tendance temporelle linéaire, si on laisse t s'accroître suffisamment.

⁵⁶Une condition plus générale qui assure la positivité de γ est que le vecteur $[\alpha_1, \dots, \alpha_n]$ ne soit pas un vecteur propre du noyau de la matrice des dérivées partielles de second ordre $\partial^2 C(u, p)/\partial p_i \partial p_j$ (ayant 0 pour valeur propre).

⁵⁷On sait que $C(u, p)$ est linéairement homogène pour les composantes du vecteur de prix p ; voir Diewert (1993b, p. 109) par exemple. En conséquence, à l'aide du théorème d'Euler sur les fonctions homogènes, on peut montrer que p^b est un vecteur propre de la matrice des dérivées partielles de second ordre $\partial^2 C(u, p)/\partial p_i \partial p_j$ ayant 0 pour valeur propre et donc que $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [\partial^2 C(u, p)/\partial p_i \partial p_j] p_i^b p_j^b = 0$. Voir Diewert (1993b, p. 149)

pour une preuve détaillée de ce résultat.

⁵²Voir Diewert (1993b, p. 109–110).

⁵³Voir Diewert (1993b, p. 149).

⁵⁴Une matrice $n \times n$ symétrique A avec i ème élément égal à a_{ij} est semi-définie négative si, et seulement si, pour chaque vecteur $z = [z_1, \dots, z_n]$,

on a $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij} z_i z_j \leq 0$.

En utilisant l'équation (17.90) pour éliminer les prix p_i^0 du mois 0 de l'équation (17.94) et les prix du mois t , p_i^t de l'équation (17.95), nous obtenons les expressions ci-après pour a et b :

$$a = \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b M \quad (17.96)$$

$$b = \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b (M + t) \quad (17.97)$$

Nous supposons que a et b^{58} soient positifs et que

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b \geq 0 \quad (17.98)$$

L'hypothèse (17.98) implique qu'il n'y ait pas une déflation générale des prix.

17.81 Par définition, le biais de l'indice de Lowe pour le mois t , B^t , est égal à la différence entre l'indice du coût de la vie véritable $P_K(p^0, p^t, q^b)$ défini par l'équation (17.77) et l'indice de Lowe correspondant $P_{Lo}(p^0, p^t, q^b)$:

$$\begin{aligned} B^t &= P_K(p^0, p^t, q^b) - P_{Lo}(p^0, p^t, q^b) \\ &= \left\{ \frac{C(u^b, p^t)}{C(u^b, p^0)} \right\} - \left(\frac{b}{a} \right) \end{aligned}$$

à partir des équations (17.94) et (17.95)

$$= \left\{ \frac{[b - e^t]}{[a - e^0]} \right\} - \left(\frac{b}{a} \right)$$

à partir des équations (17.80) et (17.81)

$$\approx \left\{ \frac{[b - \gamma(M + t)^2]}{a - \gamma M^2} \right\} - \left(\frac{b}{a} \right)$$

à partir des équations (17.91) et (17.92)

$$\begin{aligned} &= \gamma \frac{\{(b - a)M^2 - 2aMt - at^2\}}{\{a[a - \gamma M^2]\}} \text{ après simplification} \\ &= \gamma \frac{\left\{ \left[\sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b t \right] M^2 - 2 \left[\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b + \sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b M \right] Mt - at^2 \right\}}{\{a[a - \gamma M^2]\}} \end{aligned}$$

à partir des équations (17.96) et (17.97)

$$= -\gamma \frac{\left\{ \left[\sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b t \right] M^2 + 2 \left[\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b \right] Mt + at^2 \right\}}{\{a[a - \gamma M^2]\}} < 0$$

à partir de l'équation (17.98) (17.99)

En conséquence, pour $t \geq 1$, l'indice de Lowe comportera un biais positif (avec le degré de précision d'une approximation de second ordre par la série de Taylor) par rapport à l'indice du coût de la vie véritable correspondant $P_K(p^0, p^t, q^b)$, puisque le biais approximatif défini par la dernière expression de l'équation (17.99) est la somme d'un terme non positif et de deux termes négatifs. En outre, ce biais approximatif augmentera quadratiquement avec le temps t^{59} .

17.82 Pour donner au lecteur une idée de l'ordre de grandeur du biais approximatif B^t défini par la dernière ligne de l'équation (17.99), considérons un cas spécial simple. Supposons qu'il y ait deux produits et que, dans l'année de référence, tous les prix et quantités soient égaux à 1. Par conséquent, $p_i^b = q_i^b = 1$ pour $i = 1, 2$ et $\sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b = 2$. Par hypothèse, $M = 24$, c'est-à-dire qu'il faut deux ans pour procéder au traitement des données de quantité pour l'année de référence avant d'utiliser l'indice de Lowe. Supposons que le taux de hausse mensuel du prix du produit 1 soit $\alpha_1 = 0,002$ de sorte que, après un an, le prix du produit 1 augmente de 0,024 ou 2,4 %. Supposons également que le prix du produit 2 baisse chaque mois, soit $\alpha_2 = -0,002$, de sorte que le prix du produit 2 baisse de 2,4 % pendant la première année suivant l'année de référence des quantités. Par conséquent, le prix relatif des deux produits s'écarterait d'environ 5 % par an. Enfin, supposons que $\partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_1 \partial p_1 = \partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_2 \partial p_2 = -1$ et $\partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_1 \partial p_2 = \partial^2 C(u^b, p^b) / \partial p_2 \partial p_1 = 1$. Ces hypothèses impliquent que l'élasticité propre de la demande de chaque produit soit de -1 au point d'équilibre de la consommation pour l'année de référence. Autrement dit :

$$2 = \sum_{i=1}^n p_i^b q_i^b = a = b \quad \sum_{i=1}^n \alpha_i q_i^b = 0 \quad M = 24; \gamma = 0,000008 \quad (17.100)$$

Après intégration des valeurs paramétriques définies par l'équation (17.100) dans l'équation (17.99), nous obtenons la formule suivante pour l'approximation du chiffre par lequel l'indice de Lowe dépassera l'indice du coût de la vie véritable correspondant au mois t :

$$-B^t = 0,000008 \frac{(96t + 2t^2)}{2(2 - 0,004608)} \quad (17.101)$$

La résolution de l'équation (17.101) pour $t = 12$, $t = 24$, $t = 36$, $t = 48$ et $t = 60$ aboutit à l'estimation suivante pour $-B^t$: 0,0029 (le biais approximatif de l'indice de Lowe à la fin de la première année d'utilisation de l'indice); 0,0069 (le biais après deux ans); 0,0121 (le biais après trois ans); 0,0185 (le biais après quatre ans);

⁵⁸Nous supposons également que $a - \gamma M^2$ soit positif.

⁵⁹Si M est grand par rapport à t , on peut alors voir que les deux premiers termes de la dernière équation de (17.99) peuvent l'emporter sur le dernier terme, qui est le terme quadratique en t .

0,0260 (le biais après cinq ans). En conséquence, à la fin de la première année, l'indice de Lowe ne dépassera l'indice du coût de la vie correspondant que d'environ un tiers de point de pourcentage, mais, à la fin de la cinquième année, il le dépassera d'environ 2,6 points, niveau qui n'est plus négligeable⁶⁰.

17.83 Les résultats chiffrés du précédent paragraphe donnent seulement une idée du niveau approximatif de l'écart entre un indice du coût de la vie et l'indice de Lowe correspondant. Le point important à souligner est que, au degré de précision d'une approximation de second ordre, l'indice de Lowe dépassera généralement l'indice du coût de la vie correspondant. Les résultats indiquent en outre, toutefois, que cet écart peut être ramené à un niveau négligeable si :

- le délai d'obtention des pondérations de quantité de l'année de référence est réduit au minimum;
- l'année de référence est changée aussi souvent que possible.

Par ailleurs, il y a lieu de noter que les résultats chiffrés dépendent de l'hypothèse qu'une tendance à long terme des prix est observée, ce qui n'est peut-être pas le cas⁶¹, et d'hypothèses quant à l'élasticité de la demande qui ne sont pas nécessairement justifiées⁶². Les offices de statistique doivent établir avec soin leurs propres estimations de l'écart entre un indice de Lowe et un indice du coût de la vie en tenant compte de la situation qui leur est propre.

Le problème des produits saisonniers

17.84 L'hypothèse que le consommateur a des préférences annuelles pour certains produits achetés dans l'année de référence des pondérations de quantité, et que ces préférences annuelles peuvent servir à déterminer les achats mensuels des mêmes produits est une hypothèse essentielle pour relier l'approche économique de la théorie des indices à l'indice de Lowe. Cette hypothèse est toutefois contestable en raison de la nature saisonnière de certains produits achetés. Le problème, c'est qu'il est fort probable que les fonctions de préférence des consommateurs changent systématiquement d'une saison à l'autre. Les coutumes nationales et les changements climatiques poussent les ménages à acheter certains biens et services pendant certains mois

et pas du tout dans d'autres mois. Par exemple, ils n'achètent des arbres de Noël qu'en décembre et généralement pas de vestes de ski pendant les mois d'été. Par conséquent, l'hypothèse que les préférences annuelles s'appliquent à chaque mois de l'année n'est acceptable qu'en tant qu'approximation très grossière de la réalité économique.

17.85 L'approche économique de la théorie des indices peut être adaptée en fonction des préférences saisonnières. L'approche économique la plus simple est celle qui consiste à supposer que le consommateur ait des préférences annuelles pour des produits classés non seulement selon leurs caractéristiques, mais aussi selon le mois d'achat⁶³. Par conséquent, au lieu de supposer que la fonction d'utilité annuelle du consommateur soit $f(q)$, où q est un vecteur dimensionnel n , on part de l'hypothèse que la fonction d'utilité annuelle du consommateur soit $F[f^1(q^1), f^2(q^2), \dots, f^{12}(q^{12})]$, où q^1 est un vecteur dimensionnel n des achats de produits faits en janvier, q^2 est un vecteur dimensionnel n des achats de produits faits en février, ..., et q^{12} est un vecteur dimensionnel des achats de produits faits en décembre⁶⁴. Les sous-fonctions d'utilité f^1, f^2, \dots, f^{12} représentent respectivement les préférences du consommateur lorsqu'il fait les achats en janvier, février, ..., et décembre. Ces sous-fonctions d'utilité mensuelle peuvent alors être agrégées à l'aide de la macrofonction d'utilité F pour définir l'utilité annuelle globale. On peut voir que ces hypothèses de préférences peuvent servir à justifier deux types d'indices du coût de la vie :

- Un indice annuel du coût de la vie qui compare les prix de tous les mois de l'année en cours avec les prix mensuels correspondants de l'année de référence⁶⁵.
- 12 indices mensuels du coût de la vie, auquel cas l'indice du mois m compare les prix du mois m de l'année en cours avec les prix du mois m de l'année de référence pour $m = 1, 2, \dots, 12$ ⁶⁶.

17.86 Les indices annuels de Mudgett–Stone comparent les coûts de l'année civile en cours avec les coûts correspondants de l'année de référence. Cependant, tout mois pourrait être choisi comme dernier mois de l'année en cours, et les prix et quantités de cette nouvelle année non civile pourraient être comparés aux prix et quantités de l'année de référence, c'est-à-dire que les prix de jan-

⁶⁰Notons que la durée relativement grande de M par rapport à t donne lieu à un biais qui augmente à peu près linéairement avec t et non quadratiquement.

⁶¹À des fins de simplification des calculs, nous avons supposé que la tendance des prix est linéaire et non géométrique, hypothèse qui aurait été plus naturelle.

⁶²Une autre hypothèse importante qui a été utilisée dans l'exemple numérique est celle qui porte sur l'ampleur de la divergence des prix. Si le vecteur de divergence des prix est doublé, soit $\alpha_1 = 0,004$ et $\alpha_2 = -0,004$, le paramètre γ quadruple et le biais approximatif quadruplera lui aussi.

⁶³Cette hypothèse et les indices annuels en résultant ont été proposés pour la première fois par Mudgett (1955, p. 97) et Stone (1956, p. 74–75).

⁶⁴Si certains produits ne sont pas disponibles dans certains mois m , ces produits peuvent être retirés des vecteurs de quantités mensuelles correspondants q^m .

⁶⁵Pour de plus amples détails sur la manière de mettre en place ce cadre, voir Mudgett (1955, p. 97), Stone (1956, p. 74–75) et Diewert (1998b, p. 459–460).

⁶⁶Pour de plus amples détails sur la manière de mettre en place ce cadre, voir Diewert (1999a, p. 50–51).

vier de l'année non civile seraient comparés aux prix de janvier de l'année de référence, les prix de février de l'année non civile seraient comparés aux prix de février de l'année de référence, et ainsi de suite. Si de nouvelles hypothèses sont formulées quant à la macrofonction d'utilité F , ce cadre peut servir à justifier un troisième type d'indice du coût de la vie : un indice annuel mobile⁶⁷. Cet indice compare les coûts supportés pendant les 12 mois passés pour atteindre le niveau d'utilité de l'année de référence avec les coûts correspondants de l'année de référence : les coûts de janvier de l'année mobile en cours sont comparés aux coûts de janvier de l'année de référence, les coûts de février de l'année mobile en cours sont comparés aux coûts de février de l'année de référence, et ainsi de suite. Ces indices mobiles peuvent être calculés pour chaque mois de l'année en cours et les séries obtenues peuvent être considérées comme des indices de prix (annuels) désaisonnalisés (non centrés)⁶⁸.

17.87 Il convient de noter qu'aucun des trois types d'indices décrits dans les deux paragraphes précédents ne permet de suivre les mouvements de prix d'un mois à l'autre; en d'autres termes, ils ne retracent pas les mouvements à court terme de l'inflation. Ce fait est évident pour les deux premiers types d'indice. Pour mettre en lumière ce problème dans le cas des indices annuels mobiles, considérons le cas spécial dans lequel le panier de produits achetés tous les mois est tout à fait particulier à chaque mois. Il est alors manifeste que, même si les trois types d'indices ci-dessus sont bien définis, aucun d'entre eux ne peut en aucune façon retracer les fluctuations mensuelles des prix, car il est impossible, vu les hypothèses adoptées dans le cas spécial, de comparer, dans leur évolution d'un mois à l'autre, des éléments qui ne sont pas comparables.

17.88 Heureusement, les achats des ménages pendant un mois ne sont pas, dans la pratique, tout à fait particuliers au mois en question. En conséquence, il est possible de comparer les prix d'un mois à ceux de l'autre si l'on se limite aux produits qui sont achetés tous les mois de l'année. Cette observation conduit à un quatrième type d'indice du coût de la vie, un indice mensuel mobile, qui recouvre des produits disponibles tous les mois de l'année⁶⁹. Ce modèle peut servir à justifier l'approche économique décrite aux paragraphes 17.66 à 17.83. Cependant, les produits qui sont achetés seulement pendant certains mois de l'année doivent être retirés du champ de l'indice. Malheureusement, il est

probable que les préférences mensuelles pour des produits qui sont toujours disponibles varient selon le consommateur et, si c'est le cas, l'indice mensuel mobile du coût de la vie (et l'indice de Lowe correspondant) défini en fonction de produits toujours disponibles fera généralement apparaître des fluctuations saisonnières. Cela limitera l'utilité de l'indice en tant qu'indicateur à court terme de l'inflation générale car il sera difficile de distinguer une fluctuation saisonnière d'un mouvement général systématique des prix⁷⁰. Notons par ailleurs que, si le champ de l'indice est limité aux produits toujours disponibles, l'indice mensuel mobile mois le mois qui en résulte ne sera pas complet, contrairement aux indices annuels mobiles, qui utilisent toutes les informations disponibles sur les prix.

17.89 Les considérations ci-dessus nous amènent à conclure que les offices de statistique auraient peut-être intérêt à établir au moins deux indices des prix à la consommation :

- Un indice annuel mobile qui serait complet et désaisonnalisé, mais qui ne permettrait pas nécessairement de retracer les fluctuations au mois le mois de l'inflation générale.
- Un indice mensuel mobile qui se limiterait aux produits non saisonniers (et, partant, ne serait pas complet), mais qui permettrait de retracer les mouvements à court terme de l'inflation générale.

Le problème du passage d'un prix zéro à un prix positif

17.90 Que faire lorsqu'un prix qui était égal à zéro devient positif? C'est la question que soulève Haschka (2003) dans sa récente étude. Il y donne deux exemples pour l'Autriche, où le tarif de parking et les frais hospitaliers ont été portés de zéro à un niveau positif. Dans pareil cas, il se trouve que les indices de panier-type ont un avantage sur les indices qui sont des moyennes géométriques pondérées de rapports de prix, car ils sont bien définis même si certains prix sont égaux à zéro.

17.91 Le problème peut être considéré dans le cadre du calcul des indices de Laspeyres et de Paasche. Supposons comme d'ordinaire que les prix p_i^t et les quantités q_i^t des n premiers produits soient positifs pour les périodes 0 et 1, que le prix du produit $n + 1$ soit zéro dans la période 0 et soit positif dans la période 1. Dans les deux périodes, la consommation du produit $n + 1$ est

⁶⁷Voir Diewert (1999a, p. 56–61) pour des précisions sur cette approche économique.

⁶⁸Voir Diewert (1999a, p. 67–68) pour un exemple empirique de l'application de cette approche aux indices de qualité. Le chapitre 22 présente un exemple empirique d'indices des prix sous forme d'indices annuels mobiles.

⁶⁹Les hypothèses à émettre sur les préférences pour justifier cette approche économique sont présentées dans Diewert (1999a, p. 51–56).

⁷⁰Le problème posé par l'utilisation de pondérations annuelles en vue de retracer les mouvements saisonniers des prix et quantités est qu'une variation du prix d'un produit hors saison peut être fortement amplifiée par l'application de pondérations annuelles. Baldwin (1990, p. 251) a observé ce problème dans le cas d'un indice des prix fondé sur des pondérations annuelles : «Mais un indice des prix est affecté si un produit saisonnier a la même part du panier dans tous les mois de l'année; cette part sera trop faible dans les mois où il sera de saison, et trop grande dans les mois hors saison». Les problèmes de saisonnalité sont considérés sous un angle plus pragmatique au chapitre 22.

positive. Les hypothèses sur les prix et quantités du produit $n + 1$ dans les deux périodes considérées peuvent se résumer comme suit :

$$p_{n+1}^0 = 0 \quad p_{n+1}^1 > 0 \quad q_{n+1}^0 > 0 \quad q_{n+1}^1 > 0 \quad (17.102)$$

En général, la hausse du prix du produit $n + 1$ par rapport à un niveau initial égal à zéro fera baisser sa consommation de telle sorte que $q_{n+1}^1 < q_{n+1}^0$, mais cette inégalité n'est pas requise pour l'analyse ci-dessous.

17.92 Soit P_L^n l'indice de Laspeyres qui compare les prix des périodes 0 et 1, limité aux n premiers produits, et soit P_L^{n+1} l'indice de Laspeyres, qui tient compte de tous les produits $n + 1$. Soit $v_i^0 = p_i^0 q_i^0$ la valeur des dépenses sur le produit i dans la période 0. De par la définition de l'indice de Laspeyres qui recouvre tous les produits $n + 1$:

$$\begin{aligned} P_L^{n+1} &= \frac{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^0 q_i^0} \\ &= P_L^n + \frac{p_{n+1}^1 q_{n+1}^0}{\sum_{i=1}^n v_i^0} \end{aligned} \quad (17.103)$$

où $p_{n+1}^0 = 0$ a servi à calculer la deuxième équation ci-dessus. En conséquence, l'indice de Laspeyres complet P_L^{n+1} qui recouvre tous les produits $n + 1$ est égal à l'indice de Laspeyres incomplet P_L^n (qui peut être exprimé sous la forme traditionnelle des rapports de prix et des parts de dépenses pour la période de référence), plus les dépenses mixtes ou hybrides $p_{n+1}^1 q_{n+1}^0$ divisés par les dépenses de la période de référence sur les n premiers produits, $\sum_{i=1}^n v_i^0$. Le statisticien de prix peut donc calculer

l'indice de Laspeyres complet en s'appuyant sur les informations dont il dispose et sur deux autres éléments d'information : le nouveau prix différent de zéro du produit $n + 1$ dans la période 1, p_{n+1}^1 , et une estimation de la consommation du produit $n + 1$ dans la période 0 (où il était gratuit), q_{n+1}^0 . Comme c'est souvent le gouvernement qui porte le prix zéro à un niveau positif, sa décision en la matière est généralement annoncée à l'avance, ce qui donne au statisticien de prix la possibilité d'établir une estimation de la demande de la période de référence, q_{n+1}^0 .

17.93 Soit P_P^n l'indice de Paasche comparant les prix de la période 0 et ceux de la période 1, limité aux n premiers produits, et soit P_P^{n+1} l'indice de Paasche re-

couvrant tous les produits $n + 1$. Par ailleurs, soit $v_i^1 = p_i^1 q_i^1$ la valeur des dépenses sur le produit i dans la période 1; d'après la définition de l'indice de Paasche recouvrant tous les produits $n + 1$, on a :

$$\begin{aligned} P_P^{n+1} &= \frac{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n+1} p_i^0 q_i^1} \\ &= P_P^n + \frac{v_{n+1}^1}{\sum_{i=1}^n p_i^0 q_i^1} \\ &= P_P^n + \frac{v_{n+1}^1}{\sum_{i=1}^n v_i^1 / (p_i^1 / p_i^0)} \end{aligned} \quad (17.104)$$

où $p_{n+1}^0 = 0$ a servi à calculer la deuxième équation ci-dessus. En conséquence, l'indice de Paasche complet P_P^{n+1} recouvrant tous les produits $n + 1$ est égal à l'indice de Paasche incomplet P_P^n (qui peut être exprimé sous la forme traditionnelle des rapports de prix et des parts de dépense pour la période en cours), plus les dépenses de la période en cours sur le produit $n + 1$, v_{n+1}^1 , divisées par la somme des dépenses de la période en cours sur les n premiers produits, v_i^1 , divisée par le rapport de prix de l' i ème rapport de prix pour les n premiers produits, p_i^1/p_i^0 . Le statisticien de prix peut donc calculer l'indice de Paasche complet en utilisant non seulement les informations dont il dispose, mais aussi les données sur les dépenses de la période en cours.

17.94 Une fois les indices complets de Laspeyres et de Paasche obtenus à l'aide des équations (17.103) et (17.104), on peut calculer l'indice complet de Fisher en prenant la racine carrée du produit de ces deux indices :

$$P_F^{n+1} = [P_L^{n+1} P_P^{n+1}]^{1/2} \quad (17.105)$$

Il convient de noter que l'indice complet de Fisher défini par l'équation (17.105) satisfait aux résultats d'exactitude démontrés aux paragraphes 17.27 à 17.32 ci-dessus; c'est-à-dire qu'il reste un indice superlatif même si les prix sont égaux à zéro dans une période et sont positifs dans l'autre. En conséquence, l'indice des prix de Fisher demeure une cible valable même si les prix sont égaux à zéro.

APPROCHE ÉCONOMIQUE DE LA THÉORIE DES INDICES : LE CAS DES MÉNAGES MULTIPLES 18

Introduction

18.1 Dans le chapitre précédent consacré à l'approche économique des indices, nous avons implicitement émis l'hypothèse que l'économie se comportait comme s'il n'existait qu'un seul consommateur. Le présent chapitre élargit cette approche à une économie regroupant un grand nombre de ménages ou de régions. Dans les équations qui suivent, nous supposons qu'il existe un nombre de ménages arbitraire, par exemple H . En principe, chacun d'eux pourrait avoir son propre indice des prix à la consommation. Dans la pratique, toutefois, il est nécessaire de regrouper les ménages en différentes catégories. Pour pouvoir appliquer l'approche économique de la théorie des indices, il faut supposer que, dans chaque catégorie, le groupe de ménages visé se comporte comme un seul et unique ménage. On peut aussi donner une interprétation régionale à la division de l'économie en H catégories de ménages : chaque catégorie de ménages correspond alors à un groupe de ménages d'une région du pays étudié.

18.2 Les concepts d'*indice ploutocratique* et d'*indice conditionnel* sont présentés aux paragraphes 18.3 à 18.13. Si l'on applique le concept ploutocratique, chaque ménage de l'économie reçoit, dans l'indice national, une pondération proportionnelle aux dépenses qu'il consacre aux différents produits au cours des deux périodes considérées. Si l'on applique le concept conditionnel, l'indice dépend de variables d'environnement susceptibles d'influencer les dépenses des ménages consacrées à ces produits. Le climat est un exemple de variable d'environnement : s'il fait froid, les ménages dépenseront davantage en fuel domestique. Nous montrons ensuite, aux paragraphes 18.14 à 18.22, comment un indice de prix de Fisher national peut donner une valeur approximative de l'indice du coût de la vie ploutocratique. Enfin, aux paragraphes 18.23 à 18.35, nous présentons un autre cadre conceptuel applicable aux indices nationaux : l'*indice démocratique*. Celui-ci donne à chaque ménage de l'économie considérée une pondération égale dans l'indice national (contrairement à l'indice ploutocratique, dans lequel les ménages qui dépensent davantage reçoivent une pondération plus élevée dans l'indice national).

Indices du coût de la vie ploutocratiques et limites observables

18.3 Dans la présente section, on considère une approche économique de l'indice des prix à la consommation (IPC) reposant sur l'*indice du coût de la vie*

ploutocratique défini pour la première fois par Prais (1959). Ce concept a été affiné par Pollak (1980, p. 276; 1981, p. 328), qui définit son *indice du coût de la vie de Scitovsky-Laspeyres* comme le rapport des dépenses totales requises pour permettre à chaque ménage de l'économie considérée d'atteindre sa surface d'indifférence dans la période de référence (aux prix de la période 1) aux dépenses correspondantes requises pour atteindre le même niveau de vie en utilisant les prix de la période 0. Ce concept sera expliqué de manière plus détaillée au paragraphe suivant.

18.4 Supposons qu'il y ait dans l'économie H ménages (ou régions), ainsi que n produits que les ménages consomment aux périodes 0 et 1 et que nous souhaitons inclure dans notre définition du coût de la vie. Soit $q = (q_1, q_2, \dots, q_n)$, vecteur de dimension n de la consommation des produits dans une période donnée, et $p_h^t = (p_{h1}^t, p_{h2}^t, \dots, p_{hn}^t)$, pour $t = 0, 1$, vecteur des prix du marché auxquels le ménage h est confronté dans la période t . Notons que l'on ne suppose pas que le même vecteur de prix des produits s'applique à chaque ménage. On pose en hypothèse que, outre les produits du marché qui figurent dans le vecteur q , chaque ménage est confronté à un vecteur de dimension M de variables d'environnement¹ ou démographiques² ou de biens publics, $e = (e_1, e_2, \dots, e_M)$. On suppose que, pendant les périodes 0 et 1, l'économie comprend H ménages (ou régions) et que les préférences d'un ménage h pour différentes combinaisons de produits du marché q et de variables d'environnement e peuvent être représentées par une fonction d'utilité continue $f^h(q, e)$ pour $h = 1, 2, \dots, H$ ³. On suppose aussi que, pour les périodes $t = 0, 1$ et pour les ménages $h = 1, 2, \dots, H$, le vecteur de consommation du ménage h qui est observé, à savoir $q_h^t = (q_{h1}^t, \dots, q_{hn}^t)$, est une solution au problème suivant de minimisation des dépenses du ménage h :

$$\min_q \left\{ p_h^t q : f^h(q, e_h^t) \geq u_h^t \right\} = C^h(u_h^t, e_h^t, p_h^t);$$

pour $t = 0, 1$ et $h = 1, 2, \dots, H$ (18.1)

¹C'est la terminologie utilisée par Pollak (1982a, p. 181) dans son modèle du concept conditionnel du coût de la vie.

²Caves, Christensen et Diewert (1982, p. 1409) utilisent les termes de variables démographiques ou de biens publics pour décrire le vecteur des variables de conditionnement e dans leur modèle général de l'indice des prix ou du coût de la vie de Konüs, alors que Diewert (2001) parle de variables d'environnement.

³On pose en hypothèse que chaque fonction $f^h(q, e)$ est continue et croissante dans les composantes de q et e , et concave dans les composantes de q .

où e_h^t est le vecteur d'environnement auquel le ménage h est confronté au cours de la période t , $u_h^t = f^h(q_h^t, e_h^t)$ le niveau d'utilité atteint par le ménage h pendant la période t , et C^h la fonction de coût ou de dépenses duale de la fonction d'utilité f^h ⁴. Fondamentalement, ces hypothèses signifient que chaque ménage affiche des préférences stables en ce qui concerne la même liste de produits pendant les deux périodes considérées, que les mêmes ménages apparaissent dans chaque période et que chacun d'eux choisit sa structure de consommation de la manière la plus économique possible compte tenu du vecteur d'environnement auquel il est confronté durant chaque période. Notons à nouveau que les prix qui s'appliquent aux ménages (ou régions) sont en général différents selon ces ménages (ou régions).

18.5 Ces hypothèses étant posées, nous suivons l'exemple de Pollack (1980; 1981) et Diewert (1983a, p. 190)⁵. La catégorie des *indices du coût de la vie ploutocratiques conditionnels*, $P^*(p^0, p^1, u, e_1, e_2, \dots, e_H)$ se rapportant aux périodes 0 et 1 pour le vecteur arbitraire des utilités des ménages $u = (u_1, u_2, \dots, u_H)$ et les vecteurs arbitraires des variables d'environnement des ménages e_h pour $h = 1, 2, \dots, H$, est définie comme suit :

$$P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u, e_1, e_2, \dots, e_H) = \frac{\sum_{h=1}^H C^h(u_h, e_h, p_h^1)}{\sum_{h=1}^H C^h(u_h, e_h, p_h^0)} \quad (18.2)$$

Le numérateur du membre de droite de l'équation (18.2) est la somme, pour l'ensemble des ménages, des coûts minimums $C^h(u_h, e_h, p_h^1)$ permettant à chaque ménage h d'atteindre le niveau d'utilité arbitraire u_h , sachant que tous les ménages sont confrontés au vecteur arbitraire des variables d'environnement e_h du ménage h mais aussi au vecteur de prix de la période 1, p_h^1 . Le dénominateur du membre de droite de l'équation (18.2) est la somme, pour l'ensemble des ménages, des coûts minimums $C^h(u_h, e_h, p_h^0)$ permettant à chaque ménage h d'atteindre le même niveau d'utilité arbitraire u_h , sachant que tous les ménages sont confrontés au même vecteur arbitraire des variables d'environnement du ménage h , e_h , mais aussi au vecteur des prix de la période 0 p_h^0 . Seules les variables de prix sont donc différentes au numérateur et au dénominateur de l'équation (18.2), ce qui est précisément le but recherché dans une définition théorique de l'indice des prix à la consommation.

18.6 Nous spécifions maintenant la définition générale (18.2) en remplaçant le vecteur d'utilité général, u , par le vecteur des utilités des ménages de la

période 0, $u^0 = (u_1^0, u_2^0, \dots, u_H^0)$ ou par celui de la période 1, $u^1 = (u_1^1, u_2^1, \dots, u_H^1)$. La définition générale est aussi spécifiée en remplaçant les vecteurs généraux d'environnement des ménages, $(e_1, e_2, \dots, e_H) = e$, par le vecteur des variables d'environnement des ménages de la période 0, $e^0 = (e_1^0, e_2^0, \dots, e_H^0)$ ou par celui de la période 1, $e^1 = (e_1^1, e_2^1, \dots, e_H^1)$. Si l'on choisit le vecteur des niveaux d'utilité et les variables d'environnement de la période de référence, on obtient l'*indice du coût de la vie de Laspeyres ploutocratique conditionnel*, $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e^0)$ ⁶. Si l'on opte pour le vecteur des niveaux d'utilité et les variables d'environnement de la période 1, on obtient l'*indice du coût de la vie de Paasche ploutocratique conditionnel*, $P^*(p_1^1, \dots, p_H^1, p_1^0, \dots, p_H^0, u^1, e^1)$. Il apparaît que ces deux indices satisfont à quelques inégalités intéressantes, qui sont établies ci-après.

18.7 Si l'on utilise la définition (18.2), l'indice du coût de la vie de Laspeyres ploutocratique conditionnel, $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e^0)$, peut être formulé comme suit :

$$\begin{aligned} P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e_1^0, e_2^0, \dots, e_H^0) &= \frac{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^0)} \\ &= \frac{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0} \text{ en utilisant l'équation (18.1) pour } t = 0 \\ &\leq \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^0}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0} \end{aligned} \quad (18.3)$$

puisque $C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1) = \min \{p_h^1 q \text{ tel que } f^h(q, e_h^0) \geq u_h^0\} \leq p_h^1 q_h^0$ et q_h^0 est une solution possible du problème de minimisation du coût pour $h = 1, 2, \dots, H$

$$= P_{PL}$$

où P_{PL} est défini comme l'*indice de prix de Laspeyres ploutocratique observable* (en principe),

⁴Pour plus de simplicité, nous utilisons dans cette section la notation $p \cdot q = \sum_{i=1}^n p_i q_i$ qui correspond au produit scalaire des vecteurs p et q , plutôt que la notation habituelle (somme).

⁵Ces auteurs proposent des généralisations de l'indice du coût de la vie ploutocratique formulé par Prais en 1959. Pollak et Diewert n'incluent pas les variables d'environnement dans leurs définitions de l'indice de coût de la vie applicable à un groupe.

⁶C'est le concept d'indice du coût de la vie que Triplett (2001) juge le plus utile pour mesurer l'inflation : «On souhaiterait peut-être produire un indice du coût de la vie conditionnel lié aux conditions météorologiques en vigueur dans la période de référence... Dans ce cas, l'hiver exceptionnellement froid n'influence pas le sous-indice conditionnel du coût de la vie qui maintient l'environnement constant... Cet indice partiel est probablement le concept de coût de la vie le plus utile pour une politique anti-inflationniste». Hill (1999, p. 4) souscrit à ce point de vue.

$\frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^0}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0}$ qui utilise comme pondérations en quantités les différents vecteurs de quantités des ménages ou des régions pour la période 0, (q_1^0, \dots, q_H^0) ⁷.

18.8 Si les prix sont égaux pour l'ensemble des ménages (ou régions), de sorte que

$$p_h^t = p^t \text{ pour } t = 0,1 \text{ et } h = 1,2,\dots,H, \quad (18.4)$$

l'indice de prix de Laspeyres ploutocratique (ou désagrégé), P_{PL} , est ramené à l'indice de Laspeyres agrégé ordinaire, P_L ; autrement dit, P_{PL} devient :

$$\begin{aligned} P_{PL} &= \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^0}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0} \\ &= \frac{p^1 \sum_{h=1}^H q_h^0}{p^0 \sum_{h=1}^H q_h^0} \\ &= \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} \\ &= P_L \end{aligned} \quad (18.5)$$

où le vecteur de quantités total pour la période t est défini comme suit :

$$q^t = \sum_{h=1}^H q_h^t \text{ pour } t = 0,1 \quad (18.6)$$

18.9 L'inégalité (18.3) établit que l'indice de prix de Laspeyres ploutocratique ou désagrégé observable (en principe), P_{PL} , marque la limite supérieure de l'indice du coût de la vie de Laspeyres conditionnel ploutocratique théorique, $^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e^0)$. Le cas particulier de l'inégalité (18.3) correspondant à l'hypothèse d'égalité des prix (18.4)⁸ a d'abord été établi par Pollak (1989, p. 182) dans le cas d'un ménage unique confronté à des variables d'environnement, et par Pollak (1980, p. 276) dans le cas de ménages multiples dont les fonctions d'utilité et de coût ne prennent pas en compte les variables d'environnement.

18.10 De la même manière, si l'on spécifie la définition (18.2), l'indice du coût de la vie de Paasche ploutocratique conditionnel, $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1)$, peut être formulé comme suit :

$$\begin{aligned} P^* &(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e_1^1, e_2^1, \dots, e_H^1) \\ &= \frac{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^1, e_h^1, p_h^1)}{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^1, e_h^1, p_h^0)} \\ &= \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^H C^h(u_h^1, e_h^1, p_h^0)} \text{ en utilisant l'équation (18.1)} \\ &\geq \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^1} \text{ en utilisant un argument de faisabilité} \\ &= P_{PP} \end{aligned} \quad (18.7)$$

où P_{PP} est l'indice de prix de Paasche ploutocratique ou désagrégé (au niveau des ménages), qui utilise $\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1 / \sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^1$ comme pondérations en quantités les différents vecteurs de quantités des ménages pour la période 1, (q_1^1, \dots, q_H^1) .

18.11 Si les prix sont égaux pour l'ensemble des ménages (ou régions), de sorte que les hypothèses (18.4) demeurent valables, l'indice de prix de Paasche désagrégé, P_{PP} , est ramené à l'indice de Paasche agrégé ordinaire, P_p ; autrement dit, P_{PP} devient :

$$\begin{aligned} P_{PP} &= \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^1} \\ &= \frac{p^1 \sum_{h=1}^H q_h^1}{p^0 \sum_{h=1}^H q_h^1} \\ &= \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \\ &= P_p \end{aligned} \quad (18.8)$$

18.12 Revenons à l'inégalité (18.7) : on constate que l'indice de prix de Paasche ploutocratique (ou désagrégé) observable, P_{PP} , marque la limite inférieure de l'indice du coût de la vie de Paasche conditionnel ploutocratique théorique, $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1)$. Diewert (1983a, p. 191) a d'abord établi l'inégalité (18.7) dans le cas où les fonctions d'utilité et de coût des ménages ne prennent pas en compte les variables d'environnement et où les prix sont égaux pour tous les ménages. Diewert a établi ensuite le cas général (2001, p. 223).

⁷On peut donc considérer que l'indice de Laspeyres ploutocratique est un indice de Laspeyres ordinaire, si ce n'est que chaque produit consommé par chaque ménage (ou dans chaque région) est considéré comme un produit distinct.

⁸Le cas général a été établi par Diewert (2001, p. 222).

18.13 On verra à la section suivante comment obtenir un indice du coût de la vie ploutocratique théorique assorti de limites inférieure et supérieure, plutôt que les indices théoriques figurant dans les inégalités (18.3) et (18.7), qui ne sont limités que d'un côté.

L'indice de prix de Fisher ploutocratique

18.14 Il est possible, en utilisant les inégalités (18.3) et (18.7) ainsi que les propriétés de continuité des indices du coût de la vie conditionnel ploutocratique $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u, e)$ définis par l'équation (18.2), de modifier la méthode de preuve employée par Konüs (1924) et Diewert (1983a, p. 191) et d'établir le résultat suivant⁹ :

Il existe un vecteur d'utilité de référence $u^* = (u_1^*, u_2^*, \dots, u_H^*)$ tel que le niveau d'utilité de référence d'un ménage h , u_h^* , se situe entre les niveaux d'utilité du ménage h pour les périodes 0 et 1, u_h^0 et u_h^1 respectivement pour $h = 1, \dots, H$, et des vecteurs d'environnement des ménages $e_h^* = (e_{h1}^*, e_{h2}^*, \dots, e_{hm}^*)$ tels que la même variable d'environnement e_{hm}^* de référence du ménage h se situe entre les niveaux où elle se situait aux périodes 0 et 1, soit e_{hm}^0 et e_{hm}^1 respectivement, pour $m = 1, 2, \dots, M$ et $h = 1, \dots, H$, et que l'indice du coût de la vie conditionnel ploutocratique $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^*, e^*)$ évalué à ce vecteur d'utilité de référence intermédiaire u^* et au vecteur de référence intermédiaire des variables d'environnement des ménages $e^* = (e_1^*, e_2^*, \dots, e_H^*)$ se situe entre les indices de prix de Laspeyres et de Paasche ploutocratiques observables (en principe), P_{PL} et P_{PP} , définis ci-dessus par les dernières égalités de (18.3) et (18.7).

18.15 Le résultat ci-dessus établit que l'indice des prix à la consommation conditionnel ploutocratique national théorique $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^*, e^*)$ se situe entre l'indice de Laspeyres ploutocratique ou désagrégé, P_{PL} , et l'indice de Paasche ploutocratique ou désagrégé, P_{PP} . Par conséquent, si P_{PL} et P_{PP} ne sont pas trop différents, il sera possible d'obtenir une bonne valeur approchée de l'indice des prix à la consommation ploutocratique national théorique en utilisant l'indice de Fisher ploutocratique ou désagrégé, P_{PF} , défini comme suit :

$$P_{PF} = \sqrt{P_{PL} P_{PP}} \quad (18.9)$$

L'indice de prix de Fisher ploutocratique P_{PF} se calcule comme l'indice de prix de Fisher ordinaire, si ce n'est que dans chaque région (ou pour chaque ménage), chaque produit est considéré comme un produit distinct. Bien entendu, cet indice satisfera à la condition de réversibilité temporelle.

18.16 Les offices de statistique ne calculent pas les indices de Laspeyres, Paasche et Fisher en faisant le pro-

duit scalaire des vecteurs des prix et des quantités, comme c'était le cas dans l'équation (18.9) et dans les définitions précédentes. Il sera donc utile d'obtenir, pour les indices de Laspeyres et de Paasche, des formules ne dépendant que des rapports de prix et des parts de dépenses. Pour cela, il nous faut établir quelques notations. Définissons la part des dépenses du ménage h consacrée au produit i dans la période t de la façon suivante :

$$s_{hi}^t = \frac{p_{hi}^t q_{hi}^t}{\sum_{k=1}^n p_{hk}^t q_{hk}^t}; \quad t = 0, 1; \quad h = 1, 2, \dots, H; \quad i = 1, 2, \dots, n; \quad (18.10)$$

Définissons ensuite la part des dépenses du ménage h dans la consommation totale pour la période t :

$$S_h^t = \frac{\sum_{i=1}^n p_{hi}^t q_{hi}^t}{\sum_{k=1}^H \sum_{i=1}^n p_{ki}^t q_{ki}^t} = \frac{p_h^t q_h^t}{\sum_{k=1}^H p_k^t q_k^t} \quad (18.11)$$

Et définissons enfin la part des dépenses nationales consacrée au produit i au cours de la période t :

$$\begin{aligned} \sigma_i^t &= \frac{\sum_{h=1}^H p_{hi}^t q_{hi}^t}{\sum_{k=1}^H p_k^t q_k^t} \quad t = 0, 1; \quad i = 1, 2, \dots, n \\ &= \sum_{h=1}^H \left(\frac{p_{hi}^t q_{hi}^t}{p_h^t q_h^t} \right) \left(\frac{p_h^t q_h^t}{\sum_{k=1}^H p_k^t q_k^t} \right) \\ &= \frac{\sum_{h=1}^H s_{hi}^t p_h^t q_h^t}{\sum_{k=1}^H p_k^t q_k^t} \\ &= \sum_{h=1}^H s_{hi}^t S_h^t. \end{aligned} \quad (18.12)$$

L'indice des prix de Laspeyres pour la région (ou le ménage) h est défini comme suit :

$$\begin{aligned} P_{Lh} &= \frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \quad h = 1, 2, \dots, H \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) p_{hi}^0 q_{hi}^0}{p_h^0 q_h^0} \\ &= \sum_{i=1}^n s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) \end{aligned} \quad (18.13)$$

18.17 Si l'on reprend l'équation (18.3), l'indice de prix de Laspeyres national ploutocratique, P_{PL} , peut être reformulé de la façon suivante :

⁹Voir Diewert (2001, p. 223). On notera que les fonctions de coût des ménages doivent être continues dans les variables d'environnement, ce qui limite effectivement les sortes de variables d'environnement que le résultat peut prendre en compte.

$$P_{PL} = \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^0}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0} \quad (18.14)$$

$$= \sum_{h=1}^H \left(\frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \right) \left(\frac{p_h^0 q_h^0}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^0} \right) = \sum_{h=1}^H \left(\frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \right) S_h^0 \quad (18.15)$$

$$= \sum_{h=1}^H S_h^0 \sum_{i=1}^n s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) \quad (18.16)$$

$$= \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^0 s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)$$

L'équation (18.15) montre que l'indice de prix de Laspeyres national ploutocratique est égal à la moyenne (pour la période 0), pondérée par les parts de dépenses régionales des indices de prix de Laspeyres régionaux. L'équation (18.16) montre que l'indice de prix de Laspeyres national est égal à la moyenne (pour la période 0), pondérée par les parts de dépenses, des rapports de prix régionaux, (p_{hi}^1/p_{hi}^0) , où la pondération correspondante, $S_h^0 s_{hi}^0$, est la part des dépenses nationales consacrée au produit i dans la région h au cours de la période 0.

18.18 L'indice de prix de Paasche pour la région (ou le ménage) h est défini comme suit :

$$P_{Ph} = \frac{p_h^1 q_h^1}{p_h^0 q_h^1} \quad h = 1, 2, \dots, H$$

$$= \frac{1}{\sum_{i=1}^n \left(\frac{p_{hi}^0}{p_{hi}^1} \right) p_{hi}^1 q_{hi}^1 / p_h^1 q_h^1}$$

$$= \frac{1}{\sum_{i=1}^n s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1}}$$

$$= \left\{ \sum_{i=1}^n s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \quad (18.17)$$

18.19 Si l'on reprend l'équation (18.7), l'indice de prix de Paasche national ploutocratique, P_{PP} , peut être reformulé comme suit :

$$P_{PP} = \frac{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^H p_h^0 q_h^1} \quad (18.18)$$

$$= \frac{1}{\left\{ \sum_{h=1}^H \left(\frac{p_h^0 q_h^1}{p_h^1 q_h^1} \right) \left(\frac{p_h^1 q_h^1}{\sum_{h=1}^H p_h^1 q_h^1} \right) \right\}}$$

$$= \frac{1}{\sum_{h=1}^H \left(\frac{p_h^0 q_h^1}{p_h^1 q_h^1} \right)^{-1} S_h^1} \quad (18.19)$$

$$= \left(\sum_{h=1}^H S_h^1 P_{Ph}^{-1} \right)^{-1}$$

$$= \left\{ \sum_{h=1}^H S_h^1 \sum_{i=1}^n s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \quad (18.20)$$

$$= \left\{ \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^1 s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1}$$

L'équation (18.19) indique que l'indice de prix de Paasche ploutocratique national est égal à la moyenne harmonique (pour la période 1), pondérée par les parts de dépenses régionales, des indices de prix de Paasche régionaux. L'équation (18.20) montre que l'indice de prix de Paasche national est égal à la moyenne harmonique (pour la période 1), pondérée par les dépenses, des rapports de prix régionaux, (p_{hi}^1/p_{hi}^0) où la pondération attribuée à ce rapport de prix, $S_h^1 s_{hi}^1$, est la part des dépenses nationales consacrée au produit i dans la région h au cours de la période 1.

18.20 Les formules des indices de Paasche et de Laspeyres ploutocratiques, P_{PP} et P_{PL} , données par les équations (18.20) et (18.16) peuvent être utilisées maintenant pour calculer l'indice de Fisher ploutocratique, $P_{PF} = [P_{PP} P_{PL}]^{1/2}$.

18.21 Si les prix sont égaux dans toutes les régions, les formules (18.16) et (18.20) se simplifient. La formule de l'indice de Laspeyres ploutocratique devient alors :

$$P_{PL} = \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^0 s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)$$

$$= \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^0 s_{hi}^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad \text{en utilisant les hypothèses de (18.4)}$$

$$= \sum_{i=1}^n \sigma_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad \text{en utilisant l'équation (18.12) pour } t = 0$$

$$= P_L \quad (18.21)$$

où P_L est l'indice de prix de Laspeyres agrégé ordinaire reposant sur l'hypothèse selon laquelle chaque ménage est confronté au même vecteur des prix des produits; pour la définition de P_L , voir l'équation (18.5). Dans l'hypothèse où les prix sont égaux pour tous les ménages, la formule de l'indice de Paasche ploutocratique devient :

$$\begin{aligned}
 P_{PP} &= \left\{ \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^1 s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \text{ en utilisant les hypothèses} \\
 &\quad \text{de (18.4)} \\
 &= \left\{ \sum_{h=1}^H \sum_{i=1}^n S_h^1 s_{hi}^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \\
 &= \left\{ \sum_{i=1}^n \sigma_i^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \text{ en utilisant l'équation (18.12)} \\
 &\quad \text{pour } t = 1 \\
 &= P_P \quad (18.22)
 \end{aligned}$$

où P_P est l'indice de prix de Paasche agrégé ordinaire reposant sur l'hypothèse selon laquelle chaque ménage est confronté au même vecteur des prix des produits; pour la définition de P_P , voir l'équation (18.8).

18.22 Par conséquent, dans l'hypothèse où les prix des produits sont identiques dans toutes les régions, seuls les rapports de prix «nationaux» et les parts des dépenses nationales consacrées aux produits se rapportant aux deux périodes considérées sont nécessaires pour calculer les indices de Laspeyres et de Paasche nationaux. En revanche, si les prix varient selon les régions, les formules simplifiées (18.21) et (18.22) ne sont pas valables; il convient alors d'appliquer les formules précédentes, (18.16) et (18.20), qui requièrent l'utilisation des rapports de prix régionaux et des parts des dépenses régionales.

Indices du coût de la vie démocratiques ou ploutocratiques?

18.23 Les indices ploutocratiques présentés plus haut pondèrent chaque ménage de l'économie considérée en fonction de ses dépenses au cours des deux périodes étudiées. Plutôt que de procéder à ce type de pondération, il est possible de définir des indices théoriques (et des approximations «pratiques» de ces indices) donnant une pondération égale à chaque ménage ou groupe de ménages d'une économie. Pour reprendre la terminologie de Prajs (1959), nous appellerons cet indice *démocratique*. Dans la présente section, nous nous réexaminons la théorie de l'indice ploutocratique élaborée aux paragraphes 18.3 à 18.22 sous l'angle des indices démocratiques.

18.24 En reprenant les hypothèses énoncées au paragraphe 18.4, définissons comme suit la classe des *indices du coût de la vie démocratiques conditionnels*, $P_D^*(p^0, p^1, u, e_1, e_2, \dots, e_H)$ se rapportant aux périodes 0 et 1 pour le vecteur arbitraire des utilités des ménages $u = (u, u_2, \dots, u_H)$ [, ou vecteur d'utilité.] et pour les vecteurs arbitraires des variables d'environnement des ménages e_h pour $h = 1, 2, \dots, H$:

$$\begin{aligned}
 P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u, e_1, e_2, \dots, e_H) \\
 = \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{C^h(u_h, e_h, p_h^1)}{C^h(u_h, e_h, p_h^0)} \quad (18.23)
 \end{aligned}$$

P_D^* est donc une moyenne arithmétique non pondérée simple des indices du coût de la vie conditionnels des différents ménages, $C^h(u_h, e_h, p_h^1)/C^h(u_h, e_h, p_h^0)$. Au numérateur et au dénominateur de ces indices conditionnels, seules les variables de prix diffèrent : c'est précisément ce que l'on recherche dans une définition théorique de l'indice des prix à la consommation. S'il n'y a pas de vecteur des variables d'environnement e_h dans la fonction de coût du ménage h , l'indice conditionnel $C^h(u_h, e_h, p_h^1)/C^h(u_h, e_h, p_h^0)$ devient un indice de Konüs ordinaire du coût de la vie véritable, du type défini au chapitre 17.

18.25 Spécifions maintenant la définition générale (18.23) en remplaçant le vecteur d'utilité général u par le vecteur des utilités des ménages de la période 0, $u^0 = (u_1^0, u_2^0, \dots, u_H^0)$, ou par celui de la période 1, $u^1 = (u_1^1, u_2^1, \dots, u_H^1)$. Poursuivons cette spécification de la définition générale en remplaçant les vecteurs d'environnement généraux des ménages, $(e_1, e_2, \dots, e_H) = e$, par le vecteur des variables d'environnement des ménages de la période 0, $e^0 = (e_1^0, e_2^0, \dots, e_H^0)$, ou par celui de la période 1, $e^1 = (e_1^1, e_2^1, \dots, e_H^1)$. Si l'on choisit le vecteur des niveaux d'utilité et les variables d'environnement de la période de référence, on obtient l'indice du coût de la vie de Laspeyres démocratique conditionnel, $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e^0)$; si l'on opte pour ceux de la période 1, on obtient l'indice du coût de la vie de Paasche démocratique conditionnel, $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1)$. Il apparaît que ces deux indices démocratiques vérifient quelques inégalités intéressantes, qui sont établies ci-après.

18.26 Si l'on spécifie la définition (18.23), l'indice du coût de la vie de Laspeyres démocratique conditionnel, $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e^0)$, peut s'exprimer comme suit :

$$\begin{aligned}
 P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^0, e_1^0, e_2^0, \dots, e_H^0) \\
 = \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^0)} \\
 = \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1)}{p_h^0 q_h^0} \\
 \text{en utilisant l'équation (18.1) pour } t = 0 \\
 \leq \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{p_h^1 q_h^0}{p_h^0 q_h^0} \quad (18.24)
 \end{aligned}$$

puisque $C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^1) = \min\{p_h^1 q : f^h(q, e_h^0) \geq u_h^0\} \leq p_h^1 q_h^0$ et q_h^0 est une solution possible du problème de minimisation des coûts pour $h = 1, 2, \dots, H$

$$= P_{DL}$$

où P_{DL} est défini comme l'indice de prix de Laspeyres démocratique observable (en principe), $\sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) p_h^1 q_h^0 / p_h^0 q_h^0$ qui utilise comme pondérations en quantités les différents vecteurs de quantité des ménages ou des régions pour la période 0, (q_1^0, \dots, q_H^0) .

18.27 De la même manière, si l'on spécifie la définition (18.23), l'indice du coût de la vie de Paasche démocratique conditionnel, $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1)$, peut s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1, e_2^1, \dots, e_H^1) \\ &= \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{C^h(u_h^1, e_h^1, p_h^1)}{C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^0)} \\ &= \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{p_h^1 q_h^1}{C^h(u_h^0, e_h^0, p_h^0)} \end{aligned}$$

en utilisant l'équation (18.1) pour $t = 1$

$$\geq \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \frac{p_h^1 q_h^1}{p_h^0 q_h^0}$$

en utilisant un argument de faisabilité

$$= P_{DP} \quad (18.25)$$

où P_{DP} est défini comme l'indice de prix de Paasche démocratique, $\sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) p_h^1 q_h^1 / p_h^0 q_h^0$, qui utilise chaque vecteur de quantités des ménages h pour la période 1, q_h^1 , comme pondération quantitative du terme h dans la somme des indices de Paasche des différents ménages. On peut donc voir que l'indice du coût de la vie de Paasche démocratique conditionnel théorique, $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^1, e^1)$, a pour limite inférieure l'indice de prix de Paasche démocratique observable (en principe) P_{DP} . Diewert (1983a, p. 191) a été le premier à formuler l'inégalité (18.25) dans le cas où il n'existe pas de variables d'environnement dans les fonctions d'utilité et de coût des ménages et où les prix sont égaux pour tous les ménages.

18.28 Voyons maintenant comment obtenir un indice du coût de la vie démocratique théorique qui ait pour limites supérieure et inférieure des indices observables. En utilisant les inégalités (18.24) et (18.25) et les propriétés de continuité des indices du coût de la vie démocratique conditionnel $P^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u, e)$ définis par l'équation (18.23), on peut modifier la méthode de preuve employée par Konüs (1924) et Diewert (1983a, p. 191) et arriver à la conclusion suivante :

Il existe un vecteur d'utilité de référence $u^* = (u_1^*, u_2^*, \dots, u_H^*)$ tel que le niveau d'utilité de référence u_h^* du ménage h se situe entre les niveaux d'utilité du ménage h pour les périodes 0 et 1, u_h^0 et u_h^1 respectivement, pour $h = 1, \dots, H$. Il existe aussi des vecteurs d'environnement des ménages, $e_h^* = (e_{h1}^*, e_{h2}^*, \dots, e_{hm}^*)$, tels que la m ème variable d'environnement de référence du ménage h , e_{hm}^* , se situe entre les niveaux où elle se situait aux périodes 0 et 1, soit e_{hm}^0 et e_{hm}^1 , respectivement, pour $m = 1, 2, \dots, M$ et $h = 1, \dots, H$. L'indice du coût de la vie démocratique conditionnel $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^*, e^*)$, évalué à ce vecteur d'utilité de référence inter-

médiaire u^* et au vecteur de référence intermédiaire des variables d'environnement des ménages $e^* = (e_1^*, e_2^*, \dots, e_H^*)$, se situe entre les indices de prix de Laspeyres et de Paasche démocratiques observables (en principe), P_{DL} et P_{DP} , définis plus haut par les dernières égalités des équations (18.24) et (18.25).

18.29 Le résultat ci-dessus établit que l'indice des prix à la consommation conditionnel démocratique national théorique $P_D^*(p_1^0, \dots, p_H^0, p_1^1, \dots, p_H^1, u^*, e^*)$ se situe entre l'indice de Laspeyres démocratique P_{DL} et l'indice de Paasche démocratique P_{DP} . Par conséquent, si P_{DL} et P_{DP} ne sont pas trop différents, on pourra obtenir une bonne valeur approximative de l'indice des prix à la consommation démocratique national théorique en utilisant l'indice de Fisher démocratique P_{DF} , défini comme suit :

$$P_{DF} = \sqrt{P_{DL} P_{DP}} \quad (18.26)$$

L'indice de prix de Fisher démocratique, P_{DF} , satisfera à la condition de réversibilité temporelle.

18.30 Il sera là aussi utile d'établir des formules d'indices de Laspeyres et de Paasche démocratiques reposant uniquement sur les rapports de prix et les parts des dépenses. Si l'on utilise la définition (18.10) pour la part des dépenses du ménage h consacrée au produit i pendant la période t , s_{hi}^t , les indices de prix de Laspeyres et de Paasche pour le ménage h peuvent s'exprimer sous forme de parts de la façon suivante :

$$P_{Ph} = \frac{p_h^1 q_h^1}{p_h^0 q_h^0} = \left\{ \sum_{i=1}^n s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1}; \quad h = 1, \dots, H \quad (18.27)$$

$$P_{Ph} = \frac{p_h^1 q_h^1}{p_h^0 q_h^0} = \left\{ \sum_{i=1}^n s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1}; \quad h = 1, \dots, H \quad (18.28)$$

En intégrant l'équation (18.27) dans la définition de l'indice de Laspeyres démocratique, P_{DL} , on obtient la formule suivante¹⁰ :

$$P_{DL} = \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \sum_{i=1}^n s_{hi}^0 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right) \quad (18.29)$$

¹⁰La comparaison entre la formule de l'indice de Laspeyres démocratique, P_{DL} , et la formule antérieure (18.16) de l'indice de Laspeyres ploutocratique, P_{PL} , montre que la pondération ploutocratique du i ème rapport de prix pour le ménage h est $S_h^0 s_{hi}^0$, alors que la pondération démocratique correspondante est $(1/H) s_{hi}^0$. Les ménages dont les dépenses sont plus importantes au cours de la période de référence, et dont les parts de dépenses S_h^0 sont par conséquent plus élevées, reçoivent une pondération plus forte dans l'indice ploutocratique que dans l'indice démocratique.

De même, en intégrant l'équation (18.28) dans la définition de l'indice de Paasche démocratique, P_{DP} , on obtient :

$$P_{DP} = \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) \left\{ \sum_{i=1}^n s_{hi}^1 \left(\frac{p_{hi}^1}{p_{hi}^0} \right)^{-1} \right\}^{-1} \quad (18.30)$$

18.31 La formule de l'indice de Laspeyres démocratique énoncée au paragraphe précédent se simplifie si l'on peut supposer que chaque ménage est confronté au même vecteur de prix à chacune des deux périodes considérées. À cette condition, l'équation (18.28) peut être reformulée de la façon suivante :

$$P_{DL} = \sum_{i=1}^n s_{di}^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0} \right) \quad (18.31)$$

où la part de dépenses démocratique consacrée au produit i dans la période 0, s_{di}^0 , est définie comme suit :

$$s_{di}^0 = \sum_{h=1}^H \left(\frac{1}{H} \right) s_{hi}^0; \quad i = 1, \dots, n \quad (18.32)$$

Ainsi, s_{di}^0 est simplement la moyenne arithmétique (sur l'ensemble des ménages) des parts de dépenses que chaque ménage consacre au produit i durant la période 0. La formule de l'indice démocratique de Paasche ne se simplifie pas de la même manière dans l'hypothèse où tous les ménages sont confrontés aux mêmes prix à chaque période, car l'équation (18.30) repose sur une moyenne harmonique.

18.32 Nous concluons à ce stade qu'un office de statistique peut construire des indices de Laspeyres, Paasche et Fisher démocratiques et ploutocratiques à condition de disposer d'informations sur les rapports de prix propres à chaque ménage, p_{hi}^1/p_{hi}^0 , et sur les dépenses pour les deux périodes considérées. Si l'on ne dispose que des données concernant les dépenses pour la période de référence, seuls les indices de Laspeyres démocratique et ploutocratique peuvent être établis.

18.33 Il convient maintenant d'aborder un problème pratique auquel se heurtent les offices de statistique : les enquêtes sur les dépenses de consommation des ménages utilisées à l'heure actuelle pour estimer les parts de dépenses de ces derniers ne sont pas très précises. De ce

fait, la ventilation par région des parts de dépenses consacrées aux différents produits, $S_h^0 s_{hi}^0$ et $S_h^1 s_{hi}^1$, qui apparaît dans les formules des indices de Laspeyres et de Paasche ploutocratiques, est en général entachée d'erreurs très importantes. De même, les parts des dépenses des différents ménages pour les deux périodes considérées, s_{hi}^0 et s_{hi}^1 qui sont nécessaires pour calculer les indices de Laspeyres et de Paasche démocratiques définis respectivement par les équations (18.29) et (18.30), sont elles aussi mesurées le plus souvent avec une marge d'erreur considérable. Il devrait donc être possible de réduire l'erreur globale en remplaçant les parts régionales des dépenses consacrées aux différents produits, s_{hi}^t , par les parts nationales de ces dépenses, σ_i^t , définies par l'équation (18.12). Une analyse approfondie de la situation à laquelle l'office de statistique est confronté permettra de déterminer si cette approximation est justifiée ou non. En général, l'office de statistique ne disposera pas d'informations complètes et précises sur les parts des dépenses des ménages et devra donc s'appuyer sur des estimations statistiques et des techniques de lissage pour obtenir les coefficients de dépenses nécessaires qui lui serviront à pondérer les rapports de prix recueillis.

18.34 On notera que le cadre de l'indice conditionnel utilisé ci-dessus peut être utilisé pour modéliser les situations où les préférences des ménages évoluent (continuellement) entre la période de référence et la période en cours : il suffit de choisir pour variable d'environnement le moment t . Les résultats théoriques présentés aux paragraphes 18.14 et 18.28 impliquent l'existence d'indices du coût de la vie se situant entre les limites d'indices de Laspeyres et de Paasche observables, où les fonctions de préférence des ménages retenues sont des préférences intermédiaires entre celles qui se rapportent aux deux périodes considérées. Comme d'ordinaire, si les limites observables ne sont pas trop éloignées, leur moyenne géométrique donne une approximation adéquate de ces indices du coût de la vie théoriques¹¹.

18.35 Turvey (2000) et Diewert (2001) font une analyse critique et soulignent certaines limites de l'approche économique de la théorie des indices¹².

¹¹Pour une analyse plus poussée de la théorie du coût de la vie dans le cadre de l'évolution des goûts, voir Balk (1989a).

¹²On trouvera un plaidoyer vigoureux en faveur de l'approche économique dans Triplett (2001).

Introduction

19.1 Afin que le lecteur puisse se faire une idée des écarts qui pourraient apparaître entre les divers indices si l'on utilisait un ensemble de données «réelles», la quasi-totalité des grands indices définis aux chapitres précédents sont calculés dans le présent chapitre à partir d'un ensemble de données artificielles composé des prix et quantités de six produits suivis sur cinq périodes. Ces données sont décrites aux paragraphes 19.3 et 19.4.

19.2 Ce chapitre s'articule comme suit. Dans la section commençant au paragraphe 19.5, nous calculons deux des premiers indices non pondérés, ceux de Carli et Jevons, ainsi que deux des premiers indices pondérés, ceux de Laspeyres et Paasche. Ces indices sont calculés à la fois sous forme d'indices à base fixe et d'indices-chaînes. Nous calculons ensuite divers indices à pondérations asymétriques¹ dans la section commençant au paragraphe 19.9, puis divers indices à pondérations symétriques² dans la section commençant au paragraphe 19.17. Certains de ces indices sont superlatifs, d'autres non. Dans la section commençant au paragraphe 19.23, nous calculons des indices superlatifs en passant par une double étape d'agrégation et comparons les indices agrégés en deux étapes qui en résultent à leurs contreparties établies en une seule étape. Dans la section suivante, nous calculons une série d'indices de Lloyd-Moulton³, que nous comparons aux indices superlatifs. Dans la section commençant au paragraphe 19.32, nous calculons deux décompositions additives de la variation en pourcentage de l'indice idéal de Fisher et comparons les décompositions qui en résultent, lesquelles font apparaître une grande similitude. Jusqu'à ce point, tous les indices calculés sont des *indices de prix bilatéraux* pondérés ou non pondérés, ce qui veut dire que la formule d'indice ne dépend que des données sur les prix et quantités se rapportant aux deux périodes dont les prix

sont calculés. Dans les trois dernières sections du chapitre, nous calculons des indices fondés sur des données se rapportant à trois périodes ou plus. Dans la section commençant au paragraphe 19.37, il s'agit d'indices de Lowe et de Young dans lesquels les données de la période 1 sont utilisées comme pondérations en quantités ou en parts de dépenses, en même temps que les données sur les prix pour les périodes 3 à 5, de sorte que la période de référence des pondérations est la période 1 tandis que la période de référence des prix est la période 3. Dans les deux dernières sections, enfin, ce sont des indices d'année intermédiaire reposant sur les formules de Lowe et de Young qui sont calculés. On se souviendra que, pour ces deux formules d'indice, la période de référence des prix ne coïncide pas avec la période de référence des pondérations. Il ne s'agit donc pas de formules d'indices bilatéraux.

L'ensemble de données artificielles

19.3 On peut postuler que la période considérée est comprise entre un et cinq ans. Les tendances des données sont en général plus prononcées qu'elles ne le laissent paraître en l'espace d'une seule année. Les données sur les prix et quantités sont récapitulées aux tableaux 19.1 et 19.2. Pour plus de commodité, les dépenses nominales pour la période t , $p^t q^t = \sum_{i=1}^n p_i^t q_i^t$, sont présentées en même temps que les parts de dépenses correspondantes pour la période t , $s_t^i = p_i^t q_i^t / p^t q^t$, au tableau 19.3.

19.4 Afin d'expliquer les tendances établies aux tableaux 19.1 à 19.3, posons que les quatre premiers produits représentent la consommation des diverses classes de *biens* dans certaines économies, tandis que les deux autres correspondent à la consommation de deux classes de services. Supposons que la première classe de produits correspond aux *produits de consommation agricole*; leur quantité fluctue autour de 1, et il en va de même pour son prix⁴. La seconde classe correspond aux *produits de consommation énergétiques*;

¹L'expression «pondérations asymétriques» signifie que les pondérations en quantités ou en valeurs associées aux prix ne proviennent que d'une seule des deux périodes comparées.

²L'expression de «pondérations symétriques» signifie que les pondérations en quantités ou en valeur associées aux prix sont intégrées dans la formule d'indice de façon symétrique ou égale.

³On se souviendra qu'au chapitre 17, il est indiqué qu'il existe un indice de Lloyd-Moulton distinct pour chaque paramètre d'élasticité de substitution estimée σ inséré dans la formule.

⁴Notons cependant que la part des dépenses consacrée aux produits agricoles affiche une tendance à la baisse dans le temps à mesure que l'économie se développe et que la tertiarisation progresse.

Tableau 19.1 Prix des six produits

Période t	p_1^t	p_2^t	p_3^t	p_4^t	p_5^t	p_6^t
1	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
2	1,2	3,0	1,3	0,7	1,4	0,8
3	1,0	1,0	1,5	0,5	1,7	0,6
4	0,8	0,5	1,6	0,3	1,9	0,4
5	1,0	1,0	1,6	0,1	2,0	0,2

Tableau 19.2 Quantités des six produits

Période t	q_1^t	q_2^t	q_3^t	q_4^t	q_5^t	q_6^t
1	1,0	1,0	2,0	1,0	4,5	0,5
2	0,8	0,9	1,9	1,3	4,7	0,6
3	1,0	1,1	1,8	3,0	5,0	0,8
4	1,2	1,2	1,9	6,0	5,6	1,3
5	0,9	1,2	2,0	12,0	6,5	2,5

Tableau 19.3 Dépenses et parts des dépenses aux six produits

Période t	$p^t q^t$	s_1^t	s_2^t	s_3^t	s_4^t	s_5^t	s_6^t
1	10,00	0,1000	0,1000	0,2000	0,1000	0,4500	0,0500
2	14,10	0,0681	0,1915	0,1752	0,0645	0,4667	0,0340
3	15,28	0,0654	0,0720	0,1767	0,0982	0,5563	0,0314
4	17,56	0,0547	0,0342	0,1731	0,1025	0,6059	0,0296
5	20,00	0,0450	0,0600	0,1600	0,0600	0,6500	0,0250

leur quantité affiche, durant les cinq périodes, une légère tendance à la hausse accompagnée de fluctuations mineures. On observera toutefois que son prix enregistre d'amples fluctuations d'une période à l'autre⁵. La troisième classe correspond aux *produits manufacturés traditionnels*. On suppose que le taux d'inflation plutôt élevé affiché par ce type de produit au cours des périodes 2 et 3 ralentit ensuite pour devenir très faible à la fin de la période considérée⁶. La consommation des produits manufacturés traditionnels apparaît relativement stable dans notre ensemble de données. La quatrième classe correspond aux *produits manufacturés de haute technologie*, tels que les ordinateurs, caméras vidéo ou disques compacts. La demande de ces produits de haute technologie est multipliée par 12 sur la période étudiée, alors que leur prix t dans la période finale représente un dixième à peine de celui affiché dans la première période. La cinquième classe correspond aux *services traditionnels*. Leur prix affiche une tendance similaire à

⁵C'est un exemple du phénomène observé par Szulc (1983). Notons que les fluctuations des prix de l'énergie retenues dans cet ensemble de données ne sont pas si irréalistes : au cours des quatre dernières années, le prix du baril de pétrole brut a oscillé en effet entre 12 et 40 dollars.

⁶Cela correspond à peu près à l'expérience enregistrée par la plupart des pays industrialisés de 1973 au milieu des années 90. Au total, donc, près de cinq années de fluctuations des prix sont ainsi comprises dans une de nos périodes.

celle des produits manufacturés, si ce n'est que les taux d'inflation d'une période sur l'autre sont un peu plus élevés. Toutefois, la demande de services traditionnels augmente à un rythme beaucoup plus soutenu que celle des produits manufacturés. La dernière classe, enfin, correspond aux *services à forte teneur technologique*, tels que les télécommunications, téléphones portables, services Internet ou services de transactions boursières. Le prix de ce dernier produit fait enregistrer une tendance très nette à la baisse, pour s'établir finalement à 20 % de son niveau initial, alors que la demande a quintuplé. Les fluctuations des prix et quantités de cet ensemble de données artificielles sont plus prononcées que les variations enregistrées d'une année sur l'autre dans un pays type, mais illustrent le problème rencontré par les statisticiens qui établissent un indice des prix à la consommation (IPC), à savoir que les variations des prix et quantités d'une année sur l'autre sont loin d'être proportionnelles pour l'ensemble des produits. Le choix de la formule d'indice est donc important.

Premiers indices des prix : les indices de Carli, Jevons, Laspeyres et Paasche

19.5 Tous les statisticiens connaissent l'*indice de Laspeyres* P_L défini par l'équation (15.5) et l'*indice de Paasche* P_P défini par l'équation (15.6) au chapitre 15. Ces indices sont présentés au tableau 19.4, en même temps que deux indices non pondérés qui ont été examinés aux chapitres précédents : l'*indice de Carli* défini par l'équation (16.45) et l'*indice de Jevons* défini par l'équation (16.47) au chapitre 16. Les indices du tableau 19.4 comparent les prix de la période t à ceux de la période 1 : ce sont donc des *indices à base fixe*. Par conséquent, l'indice de Carli pour la période t , P_C , est simplement la moyenne arithmétique des six rapports de prix, $\sum_{i=1}^6 (1/6)(p_i^t / p_i^1)$, et l'indice de Jevons pour la période t , P_J , est la moyenne géométrique des six rapports de prix, $\prod_{i=1}^6 (p_i^t / p_i^1)^{1/6}$.

19.6 Notons qu'une fois atteinte la période 5, l'écart entre les indices de prix à base fixe de Laspeyres et de Paasche est énorme : P_L est égal à 1,4400 alors que P_P s'établit à 0,7968, soit un écart de 81%. Ces deux indices reposant exactement sur la même justification théorique, on voit combien le choix de la formule d'indice est important. L'indice de Carli pour la période 5 égal à 0,98333, se situe entre les indices correspondants de Paasche et de Laspeyres, ce qui n'est pas le cas de l'indice de Jevons pour la période 5, qui s'établit à 0,63246. On observera que l'indice de Jevons est toujours nettement inférieur à l'indice de Carli correspondant. Il en ira toujours ainsi (à moins que les prix ne soient proportionnels dans les deux périodes considérées), car une moyenne géométrique

Tableau 19.4 Indices à base fixe de Laspeyres, Paasche, Carli et Jevons

Periode t	P_L	P_P	P_C	P_J
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,4200	1,3823	1,4000	1,2419
3	1,3450	1,2031	1,0500	0,9563
4	1,3550	1,0209	0,9167	0,7256
5	1,4400	0,7968	0,9833	0,6324

Tableau 19.5 Indices-chaînes de Laspeyres, Paasche, Carli et Jevons

Periode t	P_L	P_P	P_C	P_J
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,4200	1,3823	1,4000	1,2419
3	1,3646	1,2740	1,1664	0,9563
4	1,3351	1,2060	0,9236	0,7256
5	1,3306	1,1234	0,9446	0,6325

est toujours inférieure ou égale à la moyenne arithmétique correspondante⁷.

19.7 Il est intéressant de recalculer les quatre indices présentés au tableau 19.4 en utilisant le principe du chaînage plutôt que celui de la base fixe. On s'attend à ce que l'écart entre les indices de Paasche et de Laspeyres se réduise quand on a recours au chaînage. La liste de ces indices-chaînes est donnée au tableau 19.5.

19.8 La comparaison des tableaux 19.4 et 19.5 montre que le chaînage supprime près des deux tiers de l'écart entre les indices de Paasche et de Laspeyres. Cela dit, même les indices-chaînes de Paasche et de Laspeyres diffèrent d'environ 18 % dans la période 5, de sorte que le choix de la formule d'indice reste important. Notons que le chaînage n'influe pas sur l'indice de Jevons. C'est un avantage de cet indice, mais l'absence de pondération qui le caractérise est rédhibitoire⁸. Si l'on utilise l'approche économique de la théorie des indices, on s'attend à ce que la «vérité» se situe entre les indices de Paasche et de Laspeyres. Le tableau 19.5 montre que l'indice de Jevons non pondéré se situe très

⁷Selon le théorème des moyennes arithmétique et géométrique, voir Hardy, Littlewood, and Pólya (1934, p. 17).

⁸Le problème, avec la moyenne géométrique à pondérations symétriques, c'est que les baisses des prix des biens et services de haute technologie reçoivent la même pondération que les variations de prix des quatre autres produits (qui affichent une tendance à la hausse ou stationnaire), alors que les parts de dépenses consacrées aux produits de haute technologie restent plutôt faibles tout au long des cinq périodes. Par conséquent, les indices des prix pondérés ne montrent pas la baisse globale des prix dont rend compte l'indice non pondéré de Jevons. Ces observations quelque peu négatives sur l'emploi de la moyenne géométrique non pondérée comme formule d'indice à des niveaux d'agrégation plus élevés n'empêchent pas son utilisation aux niveaux d'agrégation les plus bas, pour lesquels on peut avancer une justification axiomatique très solide en faveur de l'emploi de cette formule. Si l'on utilise l'échantillonnage aléatoire au niveau d'agrégation le plus bas, la moyenne géométrique non pondérée devient, fondamentalement, l'indice de Laspeyres logarithmique.

en dessous de la fourchette acceptable. On notera aussi que le chaînage n'influe pas de façon systématique sur l'indice de Carli pour l'ensemble de données artificielles : aux périodes 3 et 4, l'indice-chaîne de Carli est supérieur à l'indice de Carli à base fixe correspondant; mais à la période 5, l'indice-chaîne de Carli est inférieur à l'indice de Carli à base fixe⁹.

Indices de prix à pondérations asymétriques

19.9 Dans cette section, nous comparons de façon systématique tous les indices de prix à pondérations asymétriques (à l'exception de celui de Lloyd-Moulton, qui sera examiné plus loin). Les indices à base fixe sont présentés au tableau 19.6. Les indices de Laspeyres et de Paasche à base fixe, P_L et P_P , sont les mêmes que les indices présentés au tableau 19.4. L'indice de Palgrave, P_{PAL} , est défini par l'équation (16.55). Les indices P_{GL} et P_{GP} sont les indices de Laspeyres et de Paasche géométriques¹⁰, qui sont des cas particuliers de la classe des indices géométriques définis par Konüs et Byushgens (1926); voir l'équation (15.78). Pour l'indice de Laspeyres géométrique, P_{GL} , la pondération en exposant α_i applicable au i ème rapport de prix est $s_i^!$, où $s_i^!$ représente la part de dépenses consacrée au produit i dans la période de référence. L'indice qui en résulte devrait être considéré comme une alternative à l'indice de Laspeyres à base fixe, car ils utilisent tous deux le même ensemble d'informations. Pour l'indice de Paasche géométrique, P_{GP} , la pondération en exposant applicable au i ème rapport de prix est $s_i^!$, où $s_i^!$ représente les parts de dépenses dans la période en cours. Enfin, l'indice P_{HL} est l'indice de Laspeyres harmonique défini par l'équation (16.59).

19.10 L'examen des données du tableau 19.6 pour la période 5 montre que l'écart entre tous ces indices à base fixe et pondérations asymétriques s'est creusé au point de dépasser même l'écart de 81 % enregistré précédemment entre les indices de Paasche et de Laspeyres à base fixe. Au tableau 19.6, l'indice de Palgrave pour la période 5 est environ trois fois plus élevé que l'indice de Laspeyres harmonique pour la période 5, P_{HL} . Là encore, cela corrobore la thèse selon laquelle le choix de la formule d'indice est très important car la croissance des prix et des quantités n'est pas proportionnelle dans la plupart des économies contemporaines.

19.11 On peut expliquer pourquoi certains des indices présentés au tableau 19.6 sont plus élevés que d'autres. Il est possible de démontrer qu'une moyenne arithmétique pondérée de n nombres est supérieure ou égale à la moyenne géométrique pondérée correspondante de ces n nombres,

⁹On peut s'attendre à ce que l'indice-chaîne de Carli soit supérieur à l'indice de Carli à base fixe pour de nombreux ensembles de données; voir Szulc (1983).

¹⁰Vartia (1978, p. 272) utilise les expressions de Laspeyres logarithmique et Paasche logarithmique.

Tableau 19.6 Indices à base fixe et pondérations asymétriques

Période t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,6096	1,4200	1,4846	1,3300	1,3824	1,2542
3	1,4161	1,3450	1,3268	1,2523	1,2031	1,1346
4	1,5317	1,3550	1,3282	1,1331	1,0209	0,8732
5	1,6720	1,4400	1,4153	1,0999	0,7968	0,5556

Tableau 19.7 Indices à pondérations asymétriques utilisant le principe du chaînage

Période t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,6096	1,4200	1,4846	1,3300	1,3824	1,2542
3	1,6927	1,3646	1,4849	1,1578	1,2740	0,9444
4	1,6993	1,3351	1,4531	1,0968	1,2060	0,8586
5	1,7893	1,3306	1,4556	1,0266	1,1234	0,7299

qui est, quant à elle, supérieure ou égale à la moyenne harmonique pondérée correspondante de ces n nombres¹¹. On voit que les trois indices P_{PAL} , P_{GP} et P_P utilisent tous les parts de dépenses de la période en cours s_i^t pour pondérer les rapports de prix (p_i^t/p_i^1), mais que P_{PAL} est la moyenne arithmétique pondérée de ces rapports de prix, tandis que P_{GP} est leur moyenne géométrique pondérée et P_P leur moyenne harmonique pondérée. Si l'on applique l'inégalité de Schlömilch, on doit donc observer que¹²:

$$P_{PAL} \geq P_{GP} \geq P_P \quad (19.1)$$

19.12 Le tableau 19.6 montre que les inégalités de (19.1) se vérifient pour chaque période. On peut aussi vérifier que les trois indices P_L , P_{GL} et P_{HL} utilisent tous les parts de dépenses de la période de référence s_i^1 pour pondérer les rapports de prix (p_i^t/p_i^1), mais que P_L est la moyenne arithmétique pondérée de ces rapports de prix, P_{GL} leur moyenne géométrique pondérée et P_{HL} leur moyenne harmonique pondérée. Si l'on applique l'inégalité de Schlömilch, on doit donc observer que¹³:

$$P_L \geq P_{GL} \geq P_{HL} \quad (19.2)$$

Le tableau 19.6 montre que les inégalités de (19.2) restent valables pour chaque période.

19.13 Tous les indices de prix à pondérations asymétriques sont comparés en utilisant le principe du chaînage et présentés au tableau 19.7.

19.14 Le tableau 19.7 montre que, même si le recours au chaînage réduit de façon spectaculaire l'écart

Tableau 19.8 Indices à base fixe et pondérations asymétriques pour les produits 3–6

Période t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,2877	1,2500	1,2621	1,2169	1,2282	1,1754
3	1,4824	1,4313	1,3879	1,3248	1,2434	1,1741
4	1,6143	1,5312	1,4204	1,3110	1,0811	0,9754
5	1,7508	1,5500	1,4742	1,1264	0,7783	0,5000

Tableau 19.9 Indices-chaînes à pondérations asymétriques pour les produits 3–6

Période t	P_{PAL}	P_L	P_{GP}	P_{GL}	P_P	P_{HL}
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,2877	1,2500	1,2621	1,2169	1,2282	1,1754
3	1,4527	1,4188	1,4029	1,3634	1,3401	1,2953
4	1,5036	1,4640	1,4249	1,3799	1,3276	1,2782
5	1,4729	1,3817	1,3477	1,2337	1,1794	1,0440

entre les indices de Paasche et de Laspeyres, P_P et P_L , par comparaison à ce que l'on observe pour les indices à base fixe correspondants du tableau 19.6, l'écart entre l'indice à pondérations asymétriques le plus élevé et l'indice à pondérations asymétriques le moins élevé dans la période 5 (à savoir, l'indice de Palgrave, P_{PAL} , et l'indice de Laspeyres harmonique, P_{HL}) ne diminue pas autant : l'écart est de $1,6720/0,5556 = 3,01$ pour les indices à base fixe, contre $1,7893/0,7299 = 2,45$ pour les indices-chaînes. Dans ce cas particulier, donc, le recours au principe du chaînage et l'utilisation concomitante d'une formule d'indice qui utilise les pondérations d'une seule des deux périodes comparées n'entraînent pas un resserrement significatif des énormes différences que ces formules engendrent quand on utilise le principe de la base fixe. Dans le cas des formules de Paasche et de Laspeyres, toutefois, le chaînage réduit très sensiblement l'écart entre ces deux indices.

19.15 Y a-t-il une explication aux résultats recensés au paragraphe précédent? Il est possible de montrer que les six indices que l'on retrouve dans les inégalités (19.1) et (19.2) ont au premier ordre la même approximation, autour du point d'égalité des prix et d'égalité des quantités. Si les données affichent une tendance régulière, on peut donc s'attendre à ce que les indices-chaînes affichent des valeurs plus proches les unes des autres que ne le font les indices à base fixe, car les variations des prix et des quantités des différents produits sont plus faibles quand on utilise le chaînage. C'est bien ce que l'on observe avec les indices de Paasche et de Laspeyres, mais pas dans les autres cas. Pour certains des produits compris dans l'ensemble de données, cependant, les prix et des quantités n'affichent pas de tendances régulières. Les prix des deux premières classes (produits agricoles et pétroliers), en particulier, accusent d'amples fluctuations dans les

¹¹Cela découle de l'inégalité de Schlömilch (1858); voir Hardy, Littlewood, and Pólya (1934, p. 26).

¹²Ces inégalités ont été observées par Fisher (1922, p. 92) et Vartia (1978, p. 278).

¹³Ces inégalités ont aussi été observées par Fisher (1922, p. 92) et Vartia (1978, p. 278).

deux sens. Comme l'observe Szulc (1983), cela tend à expliquer que les indices-chaînes affichent une plus forte dispersion que leurs contreparties à base fixe. Afin de déterminer si c'est ce problème de volatilité des prix qui conduit certains des indices-chaînes du tableau 19.7 à diverger de leurs contreparties à base fixe, tous les indices des tableaux 19.6 et 19.7 ont été calculés à nouveau, mais en excluant cette fois les produits 1 et 2. Les résultats obtenus en faisant abstraction de ces deux produits sont récapitulés aux tableaux 19.8 et 19.9.

19.16 Il apparaît que l'exclusion des produits dont les prix fluctuent fortement n'a pas pour effet de resserrer l'écart entre les indices-chaînes et leurs contreparties à base fixe. Nous en concluons que, si les données sur les prix et les quantités affichent une tendance assez bien établie dans le temps, le choix des indices-chaînes réduira très sensiblement la dispersion des indices à pondérations asymétriques. Dans la section suivante, nous calculons des formules d'indice qui utilisent les pondérations des deux périodes de manière symétrique ou égale.

Indices à pondérations symétriques : indices superlatifs et autres

19.17 Les indices à pondérations symétriques peuvent se décomposer en deux classes : les *indices superlatifs* et les *autres indices à pondérations symétriques*. Les indices superlatifs ont un lien étroit avec la théorie économique. Comme nous l'avons vu aux paragraphes 17.27 à 17.49 du chapitre 17, l'indice superlatif est exact quand il provient d'une fonction de préférence des consommateurs, ou de la fonction de coût duale, fournissant une approximation de second ordre des préférences (homothétiques) arbitraires. Quatre indices superlatifs importants ont été analysés aux chapitres précédents :

- l'indice de prix idéal de Fisher, P_F , défini par l'équation (15.12);
- l'indice de prix de Walsh, P_W , défini par l'équation (15.19) (cet indice des prix correspond aussi à l'indice des quantités Q^1 , défini par l'équation (17.33) du chapitre 17);
- l'indice de prix de Törnqvist–Theil, P_T , défini par l'équation (15.81);
- l'indice de prix implicite de Walsh, P_{IW} , qui correspond à l'indice de quantités de Walsh, Q_W , défini au chapitre (c'est aussi l'indice P^1 défini par l'équation (17.38)).

19.18 Ces quatre indices de prix superlatifs à pondérations symétriques sont présentés au tableau 19.10 sous forme d'indice à base fixe. Deux indices des prix à pondérations symétriques (qui ne sont pas

Tableau 19.10 Indices à base fixe et pondérations symétriques

Période t	P_T	P_{IW}	P_W	P_F	P_D	P_{ME}
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,4052	1,4015	1,4017	1,4011	1,4012	1,4010
3	1,2890	1,2854	1,2850	1,2721	1,2741	1,2656
4	1,2268	1,2174	1,2193	1,1762	1,1880	1,1438
5	1,2477	1,2206	1,1850	1,0712	1,1184	0,9801

Tableau 19.11 Indices à pondérations symétriques calculés en utilisant le chaînage

Période t	P_T	P_{IW}	P_W	P_F	P_D	P_{ME}
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,4052	1,4015	1,4017	1,4011	1,4012	1,4010
3	1,3112	1,3203	1,3207	1,3185	1,3193	1,3165
4	1,2624	1,2723	1,2731	1,2689	1,2706	1,2651
5	1,2224	1,2333	1,2304	1,2226	1,2270	1,2155

superlatifs)¹⁴ figurent également dans ce tableau 19.10, à savoir :

- l'indice de prix de Marshall Edgeworth, P_{ME} , défini par l'équation (15.18);
- l'indice de prix de Drobisch, P_D , défini par l'équation (15.12).

19.19 Notons que l'indice de Drobisch, P_D , est toujours supérieur ou égal à l'indice de Fisher correspondant, P_F . Cela tient au fait que l'indice de Fisher est la moyenne géométrique des indices de Paasche et de Laspeyres, alors que l'indice de Drobisch correspond à leur moyenne arithmétique, et qu'une moyenne arithmétique est toujours supérieure ou égale à la moyenne géométrique correspondante. Si l'on compare les indices à base fixe et pondérations asymétriques du tableau 19.6 aux indices à pondérations symétriques du tableau 19.10, il apparaît que l'écart entre l'indice le plus faible et l'indice le plus élevé dans la période 5 est bien moins important dans le cas des indices à pondérations symétriques. En effet, il est de $1,6720/0,5556 = 3,01$ pour les indices à pondérations asymétriques, mais de $1,2477/0,9801 = 1,27$ seulement pour les indices à pondérations symétriques. Si les comparaisons sont limitées aux indices superlatifs retenus pour la période 5 au tableau 19.10, l'écart se réduit encore pour s'établir à $1,2477/1,0712 = 1,16$; autrement dit, l'écart entre les indices superlatifs à base fixe n'est «que» de 16 %, contre 81 % ($1,4400/0,7968 = 1,81$) entre les indices de Paasche et de Laspeyres à base fixe. L'écart entre les

¹⁴Diewert (1978, p. 897) montre que l'indice de prix de Drobisch Sidgwick Bowley donne une approximation de second ordre de tout indice superlatif autour du point d'égalité des prix et d'égalité des quantités; autrement dit, P_{SB} est un *indice pseudo-superlatif*. Des calculs simples montrent que l'indice de Marshall Edgeworth, P_{ME} , est aussi pseudo-superlatif.

indices superlatifs devrait se réduire encore quand on utilise le principe du chaînage.

19.20 Calculons maintenant les indices à pondérations symétriques en utilisant le principe du chaînage. Les résultats obtenus sont présentés au tableau 19.11.

19.21 Un rapide coup d'œil au tableau 19.11 montre que *l'utilisation conjuguée du chaînage et des pondérations symétriques entraîne une réduction spectaculaire de l'écart entre tous les indices bâtis en utilisant ces deux principes*. L'écart entre tous les indices à pondérations symétriques dans la période 5 n'est que de $1,2333/1,2155 = 1,015$ ou 1,5 %, et l'écart entre les quatre indices superlatifs dans la période 5 est encore plus faible, puisqu'il s'établit à $1,2333/1,2224 = 1,009$, soit environ 0,1 %. L'écart observé dans la période 5 entre les deux indices superlatifs les plus communément utilisés — l'indice de Fisher, P_F , et celui de Törnqvist, P_T — est véritablement minuscule : $1,2226/1,2224 = 0,000215^{15}$.

19.22 Les résultats récapitulés au tableau 19.11 corroborent les résultats numériques présentés par Hill (2000) et Diewert (1978, p. 894); *les indices superlatifs les plus communément utilisés donneront en général des résultats numériques à peu près identiques*¹⁶. En particulier, les indices-chaînes de Fisher, Törnqvist et Walsh donneront en général des résultats très proches les uns des autres.

Indices superlatifs construits par agrégation en deux étapes

19.23 Notre attention se porte maintenant à faire les différences entre les indices superlatifs et leurs contreparties construites par agrégation en deux étapes; pour une analyse des questions soulevées et une liste des formules employées, voir paragraphes 17.55 à 17.60 du chapitre 17. En utilisant l'ensemble de données artificielles, nous combinons les quatre premières classes de produits en un *agrégat de biens* et les deux dernières en un *agrégat de services*. Dans la seconde étape de l'agrégation, les composantes de biens et de services sont agrégées en un indice d'ensemble.

19.24 Les résultats de l'agrégation en deux étapes utilisant la période 1 comme base fixe pour l'indice de Fisher, P_F , pour l'indice de Törnqvist, P_T , ainsi que pour l'indice de Walsh et l'indice implicite de Walsh, P_W et P_{IW} , sont récapitulés au tableau 19.12.

¹⁵Dans les autres périodes, les différences étaient néanmoins considérables. En moyenne sur les quatre dernières périodes, les indices-chaînes de Fisher et de Törnqvist différaient de 0,0025 point de pourcentage.

¹⁶Plus précisément, la moyenne quadratique superlative d'ordre r des indices de prix P^r définis par l'équation (17.35) et la moyenne quadratique implicite d'ordre r des indices de prix P^{r*} définis par l'équation (17.32) donneront en général une approximation étroite l'une de l'autre, à condition que r se situe dans l'intervalle $0 \leq r \leq 2$.

19.25 Le tableau 19.12 montre que les indices superlatifs à base fixe établis en une seule étape donnent en général des résultats assez proches de ceux de leurs contreparties à base fixe établis en deux étapes, sauf avec la formule de Fisher. La divergence entre l'indice de Fisher établi en une étape, P_F , et sa contrepartie établie en deux étapes, P_{F2S} , dans la période 5 est de $1,1286/1,0712 = 1,05$ ou 5 %. Les autres divergences sont inférieures ou égales à 2 %.

19.26 Les résultats de l'agrégation en deux étapes obtenus en utilisant les indices-chaînes sont présentés au tableau 19.13. Là encore, nous présentons les indices établis en une étape et leurs contreparties établies en deux étapes pour l'indice de Fisher, P_F , pour l'indice de Törnqvist, P_T , ainsi que pour l'indice de Walsh et l'indice implicite de Walsh, P_W et P_{IW} .

19.27 Le tableau 19.13 montre que les indices-chaînes superlatifs établis en une seule étape donnent en général des résultats très proches de ceux de leurs contreparties à base fixe établies en deux étapes. L'écart entre l'indice-chaîne de Törnqvist établi en une seule étape, P_T , et sa contrepartie en deux étapes, P_{T2S} , dans la période 5 est de $1,2300/1,2224 = 1,006$ ou 0,6 %. Les autres écarts sont tous inférieurs à celui-ci. Étant donné la forte dispersion des variations d'une période sur l'autre, ces erreurs associées à l'agrégation en deux étapes ne sont pas considérables.

Indices de prix de Lloyd–Moulton

19.28 La formule que nous illustrerons maintenant à l'aide de l'ensemble de données artificielles est l'indice de Lloyd (1975) et Moulton (1996), P_{LM} , défini par l'équation (17.71). Rappelons que cette formule suppose que l'on estime le paramètre σ , c'est-à-dire *l'élasticité de substitution* entre tous les produits agrégés. Rappelons aussi que, si σ est égal à 0, l'indice de Lloyd–Moulton se réduit à l'indice de Laspeyres ordinaire, P_L . Lorsque σ est égal à 1, l'indice de Lloyd–Moulton n'est pas défini, mais on peut démontrer que, lorsque σ approche de 1, la limite de $P_{LM\sigma}$ est P_{GL} , indice de Laspeyres géométrique ou indice de Laspeyres logarithmique ayant pour pondérations les parts de dépenses dans la période de référence. Cet indice utilise les mêmes informations de base que l'indice de Laspeyres à base fixe, P_L , dont il constitue une alternative possible pour les statisticiens chargés d'établir l'IPC. Ainsi que l'ont démontré Shapiro et Wilcox (1997a)¹⁷, l'indice de Lloyd–Moulton peut être utilisé pour donner une approximation de l'indice superlatif utilisant les mêmes informations que celles qui servent à construire un indice de Laspeyres à base fixe, à condition de disposer d'une estimation du para-

¹⁷Alterman, Diewert et Feenstra (1999) utilisent aussi cette méthodologie pour estimer des indices des prix superlatifs dans le contexte du commerce international.

Tableau 19.12 Indices superlatifs à base fixe établis en une et deux étapes

Période t	P_F	P_{F2S}	P_T	P_{T2S}	P_W	P_{W2S}	P_{IW}	P_{IW2S}
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,4011	1,4004	1,4052	1,4052	1,4017	1,4015	1,4015	1,4022
3	1,2721	1,2789	1,2890	1,2872	1,2850	1,2868	1,2854	1,2862
4	1,1762	1,2019	1,2268	1,2243	1,2193	1,2253	1,2174	1,2209
5	1,0712	1,1286	1,2477	1,2441	1,1850	1,2075	1,2206	1,2240

Tableau 19.13 Indices-chaînes superlatifs établis en une et deux étapes

Période t	P_F	P_{F2S}	P_T	P_{T2S}	P_W	P_{W2S}	P_{IW}	P_{IW2S}
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,4011	1,4004	1,4052	1,4052	1,4017	1,4015	1,4015	1,4022
3	1,3185	1,3200	1,3112	1,3168	1,3207	1,3202	1,3203	1,3201
4	1,2689	1,2716	1,2624	1,2683	1,2731	1,2728	1,2723	1,2720
5	1,2226	1,2267	1,2224	1,2300	1,2304	1,2313	1,2333	1,2330

Tableau 19.14 Indices-chaînes de Fisher et indices à base fixe de Lloyd–Moulton

Période t	P_F	P_{LM0}	$P_{LM0,2}$	$P_{LM0,3}$	$P_{LM0,4}$	$P_{LM0,5}$	$P_{LM0,6}$	$P_{LM0,7}$	$P_{LM0,8}$	P_{LM1}
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,4011	1,4200	1,4005	1,3910	1,3818	1,3727	1,3638	1,3551	1,3466	1,3300
3	1,3185	1,3450	1,3287	1,3201	1,3113	1,3021	1,2927	1,2831	1,2731	1,2523
4	1,2689	1,3550	1,3172	1,2970	1,2759	1,2540	1,2312	1,2077	1,1835	1,1331
5	1,2226	1,4400	1,3940	1,3678	1,3389	1,3073	1,2726	1,2346	1,1932	1,0999

mètre σ . Cette méthodologie sera testée à l'aide de l'ensemble de données artificielles. L'indice superlatif dont on cherche à donner une approximation est l'indice-chaîne de Fisher¹⁸ (qui donne lui-même une approximation très précise des autres indices-chaînes superlatifs présentés au tableau 19.11). L'indice-chaîne de Fisher, P_F figure à la colonne 2 du tableau 19.14, avec les indices de Lloyd–Moulton à base fixe, $P_{LM\sigma}$ pour σ égal à 0 (ce qui le ramène à l'indice de Laspeyres à base fixe, P_L), 0,2; 0,3; 0,4; 0,5; 0,6; 0,7; 0,8 et 1 (qui est l'indice géométrique à base fixe, P_{GL}). On notera que les indices de Lloyd–Moulton diminuent régulièrement à mesure que l'élasticité de substitution σ s'accroît¹⁹.

19.29 Le tableau 19.14 montre qu'il n'est pas possible de choisir une élasticité de substitution σ unique, telle que l'indice de prix de Lloyd–Moulton $P_{LM\sigma}$ soit très proche de l'indice-chaîne de Fisher P_F pour les périodes 2, 3, 4 et 5. Pour obtenir une approximation de P_F dans la période 2, il faut choisir une valeur de σ proche de 0,1; pour obtenir une approximation de P_F

dans la période 3, il faut choisir une valeur de σ proche de 0,3; pour obtenir une approximation de P_F dans la période 4, il faut choisir une valeur de σ comprise entre 0,4 et 0,5; et pour obtenir une approximation de P_F dans la période 5, il faut choisir une valeur de σ comprise entre 0,7 et 0,8²⁰.

19.30 Nous refaisons le calcul des indices de Lloyd–Moulton présentés au tableau 19.14, en utilisant cette fois le principe de chaînage pour leur construction; voir tableau 19.15. Une fois encore, l'objectif est d'obtenir une approximation de l'indice-chaîne de prix de Fisher, P_F , qui figure à la seconde colonne du tableau 19.15. Dans ce tableau, P_{LM0} est l'indice-chaîne de Laspeyres et P_{LM1} est l'indice-chaîne Laspeyres géométrique ou l'indice géométrique utilisant comme pondérations les parts de dépenses de la période précédente.

19.31 Le tableau 19.15 montre à nouveau qu'il n'est pas possible de choisir une élasticité de substitution σ unique, telle que l'indice de prix de Lloyd–Moulton $P_{LM\sigma}$ soit très proche de l'indice-chaîne de Fisher P_F pour

¹⁸Comme il existe encore une forte dispersion entre les indices superlatifs à base fixe et pour ainsi dire aucune dispersion entre les indices-chaînes superlatifs, c'est l'indice-chaîne de Fisher qui est pris comme indice cible, de préférence à tout autre indice superlatif à base fixe.

¹⁹Cela découle là encore de l'inégalité de Schlömilch (1858).

²⁰Il apparaît malheureusement que, pour cet ensemble de données, ni l'indice de Laspeyres à base fixe, $P_L = P_{LM0}$, ni l'indice géométrique pondéré à base fixe, $P_{GL} = P_{LM1}$, ne sont très proches de l'indice-chaîne de Fisher pour toutes les périodes. Pour des ensembles de données moins extrêmes, l'indice de Laspeyres à base fixe et l'indice géométrique à base fixe seront plus proches de l'indice-chaîne de Fisher.

Tableau 19.15 Indices-chaînes de Fisher et de Lloyd–Moulton

Période t	P_F	P_{LM0}	$P_{LM0.2}$	$P_{LM0.3}$	$P_{LM0.4}$	$P_{LM0.5}$	$P_{LM0.6}$	$P_{LM0.7}$	$P_{LM0.8}$	P_{LM1}
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,4011	1,4200	1,4005	1,3910	1,3818	1,3727	1,3638	1,3551	1,3466	1,3300
3	1,3185	1,3646	1,3242	1,3039	1,2834	1,2628	1,2421	1,2212	1,2002	1,1578
4	1,2689	1,3351	1,2882	1,2646	1,2409	1,2171	1,1932	1,1692	1,1452	1,0968
5	1,2226	1,3306	1,2702	1,2400	1,2097	1,1793	1,1488	1,1183	1,0878	1,0266

Tableau 19.16 Décomposition additive de la variation en pourcentage de l'indice de Fisher par Diewert

Période t	$P_F - 1$	$v_{F1}\Delta p_1$	$v_{F2}\Delta p_2$	$v_{F3}\Delta p_3$	$v_{F4}\Delta p_4$	$v_{F5}\Delta p_5$	$v_{F6}\Delta p_6$
2	0,4011	0,0176	0,1877	0,0580	-0,0351	0,1840	-0,0111
3	-0,0589	-0,0118	-0,1315	0,0246	-0,0274	0,0963	-0,0092
4	-0,0376	-0,0131	-0,0345	0,0111	-0,0523	0,0635	-0,0123
5	-0,0365	0,0112	0,0316	0,0000	-0,0915	0,0316	-0,0194

toutes les périodes. Pour obtenir une approximation de P_F dans la période 2, il faut choisir une valeur de σ proche de 0,1; pour obtenir une approximation de P_F dans la période 3, il faut choisir une valeur de σ proche de 0,2; pour obtenir une approximation de P_F dans la période 4, il faut choisir une valeur de σ comprise entre 0,2 et 0,3; et pour obtenir une approximation de P_F dans la période 5, il faut choisir une valeur de σ comprise entre 0,3 et 0,4. On notera cependant que, si l'on choisit une valeur de σ égale à 0,3 et si l'on utilise l'indice-chaîne de Lloyd–Moulton qui en résulte, $P_{LM,3}$ comme approximation de l'indice-chaîne de Fisher, P_F , on obtiendra alors une approximation de P_F bien meilleure que celle fournie par l'indice-chaîne de Laspeyres (voir P_{LM0} à la troisième colonne du tableau 19.15) ou l'indice de Laspeyres à base fixe (voir P_{LM0} à la troisième colonne du tableau 19.14)²¹. Les tableaux ci-dessus permettent de tirer provisoirement les conclusions suivantes quant à l'utilisation de l'indice de Lloyd–Moulton comme approximation des indices superlatifs :

- le paramètre d'élasticité de substitution σ utilisé dans la formule de Lloyd–Moulton ne restera sans doute pas constant dans le temps, et les offices de statistique devront par conséquent mettre à jour leurs estimations de σ à intervalles réguliers;
- l'utilisation de l'indice de Lloyd–Moulton comme estimateur préliminaire en temps réel d'un indice-chaîne superlatif semble justifiée, à condition que l'office de statistique soit en mesure de donner, moyennant un certain délai, des estimations des in-

²¹Pour cet ensemble de données particulier, les indices géométriques à base fixe ou en chaîne utilisant les pondérations en dépenses de la période 1 (voir la dernière colonne du tableau 19.14) ou les pondérations de la période précédente (voir la dernière colonne du tableau 19.15) ne donne pas une approximation très précise de l'indice-chaîne de Fisher. Pour des ensembles de données moins extrêmes, cependant, l'indice-chaîne de Laspeyres ou l'indice de Laspeyres géométrique pourraient donner une approximation satisfaisante d'un indice-chaîne superlatif.

indices-chaînes superlatifs. L'indice de Lloyd–Moulton serait un complément utile à l'indice de prix de Laspeyres à base fixe traditionnel.

Décompositions additives de la variation en pourcentage de l'indice idéal de Fisher

19.32 Les formules que nous illustrerons maintenant à l'aide de l'ensemble de données artificielles se rapportent aux *décompositions additives de la variation en pourcentage* de l'indice idéal de Fisher, examinées aux paragraphes 16.62 à 16.73 du chapitre 16²². Les différents chaînons de l'indice de prix de Fisher seront dans un premier temps décomposés en éléments additifs en utilisant les formules (16.38) à (16.40). Les résultats de la décomposition seront présentés au tableau 19.16. Nous obtenons donc $P_F - 1$, variation en pourcentage du chaînon de l'indice idéal de Fisher allant de la période $t - 1$ à la période t , et le facteur de décomposition $v_{Fi}\Delta p_i = v_{Fi}(p_i^t - p_i^{t-1})$ est la contribution à la variation totale en pourcentage de la variation du *ième* prix de p_i^{t-1} à p_i^t pour $i = 1, 2, \dots, 6$.

19.33 Le tableau 19.16 montre que l'indice des prix allant de la période 1 à la période 2 a augmenté d'environ 40 %, et que les principales contributions à cette variation sont venues de la hausse des prix des classes de produits 2, c'est-à-dire des produits énergétiques (18,77 %), et 5, c'est-à-dire des services traditionnels (18,4 %). La hausse du prix des produits manufacturés traditionnels (classe de produits 3) a contribué pour 5,8 % à la hausse globale de 40,11 %. Les baisses des prix des produits de haute technologie (classe de produits 4) et des services de haute technologie (classe de produits 6) ont compensé les autres hausses de -3,51 %

²²Voir Diewert (2002a, p. 73).

et $-1,11\%$ entre les périodes 1 et 2. De la période 2 à la période 3, la variation globale des prix a été négative : $-5,89\%$. Le lecteur peut se reporter à la ligne 3 du tableau 19.16 pour voir quelle a été la contribution de chacun des six prix à la variation globale observée. Il est manifeste qu'une forte variation du prix d'un poste donné i , conjuguée à une part de dépenses importante dans les deux périodes considérées, se traduira par un facteur de décomposition v_{Fi} élevé.

19.34 La série de calculs que nous illustrerons maintenant à l'aide de l'ensemble de données artificielles correspond à la décomposition additive de la variation en pourcentage de l'indice idéal de Fisher par Van Ijzeren (1987, p. 6), déjà citée dans la note 43 du chapitre 16²³. La contrepartie, pour les prix, de la décomposition additive d'un indice des quantités est :

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{i=1}^n q_{Fi}^* p_i^1}{\sum_{i=1}^n q_{Fi}^* p_i^0} \quad (19.3)$$

où les quantités de référence doivent dans tous les cas être définies. Van Ijzeren (1987, p. 6) montre que les pondérations de référence suivantes donnent une représentation additive exacte pour l'indice de prix idéal de Fisher :

$$q_{Fi}^* = (1/2)q_i^0 + \{(1/2)q_i^1 / Q_F(p^0, p^1, q^0, q^1)\} \quad (19.4)$$

pour $i = 1, 2, \dots, 6$

où Q_F et l'indice de quantités de Fisher global. En utilisant les pondérations en quantités de Van Ijzeren, q_{Fi}^* , on obtient donc la décomposition additive de la variation en pourcentage de l'indice de prix de Fisher proposée par Van Ijzeren :

$$P_F(p^0, p^1, q^0, q^1) - 1 = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^6 q_{Fi}^* p_i^1}{\sum_{i=1}^6 q_{Fi}^* p_i^0} \right\} - 1$$

$$= \sum_{i=1}^6 v_{Fi}^* \{p_i^1 - p_i^0\} \quad (19.5)$$

où la pondération du produit i selon Van Ijzeren, v_{Fi}^* , est définie comme suit :

$$v_{Fi}^* = q_{Fi}^* / \sum_{i=1}^6 q_{Fi}^* p_i^0$$

pour $i = 1, 2, \dots, 6$ (19.6)

19.35 Les chaînons de l'indice de prix de Fisher sont décomposés entre les différentes variations de prix

et afférentes à l'aide des formules (19.4) à (19.6) énumérées ci-dessus. Les résultats de cette décomposition sont présentés au tableau 19.17. Nous obtenons donc $P_F - 1$, variation en pourcentage du chaînon de l'indice idéal de Fisher allant de la période $t - 1$ à la période t , et le facteur de décomposition selon Van Ijzeren, $v_{Fi}^* \Delta p_i$ est la contribution que la variation du i ème prix entre p_i^{t-1} et p_i^t , pour $i = 1, 2, \dots, 6$, apporte à la variation totale en pourcentage.

19.36 La comparaison des données présentées dans les tableaux 19.16 et 19.17 montre que les différences entre les décompositions de l'indice de prix de Fisher par Diewert et Van Ijzeren sont très faibles. L'écart absolu maximal entre les $v_{Fi} \Delta p_i$ et les $v_{Fi}^* \Delta p_i$ est de 0,0018 (environ 0,2 point de pourcentage) seulement et l'écart absolu moyen est de 0,0003. Cela peut surprendre, vu la nature très différente des deux décompositions²⁴. Comme nous l'avons indiqué dans la note 43 du paragraphe 16.70 du chapitre 16, le Bureau of Economic Analysis des États-Unis utilise la décomposition de l'indice-chaîne de quantités de Fisher proposée par Van Ijzeren²⁵.

Indices de Lowe et de Young

19.37 Souvenons-nous que l'indice de Lowe a été défini par l'équation (15.15) au chapitre 15. Si nous souhaitons comparer les prix de la période t à ceux de la période 0, la formule de l'indice de Lowe est donnée par l'équation suivante :

$$P_{Lo}(p^1, p^t, q^b) = \frac{\sum_{i=1}^6 p_i^t q_i^b}{\sum_{i=1}^6 p_i^0 q_i^b} \quad (19.7)$$

où $q^b = [q_1^b, q_2^b, \dots, q_6^b]$ est le vecteur des quantités se rapportant à une période de référence b qui est antérieure à la période 0, période de référence pour les prix. Cet indice sera calculé pour les périodes t prenant les valeurs 3 à 5 pour l'ensemble de données artificielles, en posant que la période de référence des quantités b est la période 1 et la période de référence des prix 0 est la période 3; voir la colonne P_{Lo} du tableau 19.18.

19.38 Pour permettre les comparaisons, les indices de Laspeyres, Paasche et Fisher à base fixe sont aussi calculés pour les périodes 3, 4 et 5, la période 3 étant considérée comme la période de référence; voir les colonnes P_L , P_P et P_F respectivement. Les indices-chaînes de Laspeyres, Paasche et Fisher sont aussi calculés pour les périodes 3, 4 et 5, et reportés au ta-

²³Pour de plus amples informations sur cette décomposition, voir Reinsdorf, Diewert, and Ehemann (2002).

²⁴Reinsdorf, Diewert et Ehemann (2002) démontrent néanmoins que les termes des deux décompositions donnent une approximation de second ordre l'un de l'autre, autour de tout point où les deux vecteurs des prix sont égaux, de même que les deux vecteurs des quantités.

²⁵Voir Moulton and Seskin (1999), ainsi que Ehemann, Katz, and Moulton (2002).

Tableau 19.17 Décomposition de l'indice de Fisher par Van Ijzeren

Période t	$P_F - 1$	$V_{F1}^* \Delta p_1$	$V_{F2}^* \Delta p_2$	$V_{F3}^* \Delta p_3$	$V_{F4}^* \Delta p_4$	$V_{F5}^* \Delta p_5$	$V_{F6}^* \Delta p_6$
2	0,4011	0,0178	0,1882	0,0579	-0,0341	0,1822	-0,0109
3	-0,0589	-0,0117	-0,1302	0,0243	-0,0274	0,0952	-0,0091
4	-0,0376	-0,0130	-0,0342	0,0110	-0,0521	0,0629	-0,0123
5	-0,0365	0,0110	0,0310	0,0000	-0,0904	0,0311	-0,0191

Tableau 19.18 Indices de Lowe et de Young, indices de Laspeyres, Paasche et Fisher à base fixe et indices-chaînes de Laspeyres, Paasche et Fisher

Période t	P_{Lo}	P_Y	P_L	P_P	P_F	P_{LCH}	P_{PCH}	P_{FCH}
3	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
4	1,0074	0,9396	0,9784	0,9466	0,9624	0,9784	0,9466	0,9624
5	1,0706	0,9794	1,0105	0,8457	0,9244	0,9751	0,8818	0,9273

bleau 19.18; voir les colonnes P_{LCH} , P_{PCH} et P_{FCH} , respectivement. Le tableau 19.18 montre que l'indice de Lowe est supérieur aux six autres indices retenus pour ces comparaisons aux périodes 4 et 5. En particulier, l'indice de Lowe P_{Lo} est supérieur à l'indice de Laspeyres à base fixe P_L pour les périodes 4 et 5, ce qui est conforme à l'inégalité (15.37) énoncée au chapitre 15, où l'on soutient que l'indice de Lowe dépasserait l'indice de Laspeyres si les prix affichaient des tendances à long terme. Comparé aux indices cibles préférés que sont les indices idéaux de Fisher en chaîne ou à base fixe, P_F ou P_{FCH} , l'indice de Lowe est entaché d'un biais positif considérable pour cet ensemble de données artificielles présentant des tendances établies.

19.39 Rappelons, par commodité, la définition de l'indice de Young selon l'équation (15.48) du chapitre 15 :

$$P_Y(p^0, p^t, s^b) = \sum_{i=1}^n s_i^b (p_i^t / p_i^0) \quad (19.8)$$

Les parts de dépenses consacrées aux différents produits dans la période de référence correspondent aux s_i^b de l'équation (19.8), et la période de référence des prix est la période 0. Cet indice de Young sera calculé pour les périodes t allant de 3 à 5 pour l'ensemble des données artificielles en posant que la période de référence des quantités b est la période 1 et que la période de référence des prix 0 est la période 3; voir la colonne P_Y du tableau 19.18.

19.40 Pour les périodes 4 et 5, l'indice de Young se situe au-dessous des valeurs correspondantes de l'indice de Laspeyres à base fixe²⁶. Pour la période 4, l'indice de Young est égal à 0,9396, ce qui est inférieur à la valeur correspondante de l'indice de Fisher, qui s'établit

à 0,9624. Pour la période 5, cependant, l'indice de Young est de 0,9794, ce qui est supérieur aux valeurs correspondantes des deux indices cibles de Fisher, qui s'établissent à 0,9244 pour l'indice à base fixe et 0,9273 pour l'indice-chaîne. On peut donc dire que, comparé aux indices cibles préférés, l'indice de Young est entaché d'un biais important pour l'ensemble de données artificielles, même si ce biais ne joue pas toujours dans un sens donné.

Indices d'année intermédiaire fondés sur la formule de Lowe

19.41 Reprenons la formule de l'indice de Lowe (19.7). Dans la plupart des cas où les offices de statistique appliquent cette formule, le vecteur des quantités q se rapporte à une période antérieure à la période de référence des prix, qui est la période 1 dans l'ensemble de données artificielles. Toutefois, on peut aussi utiliser cette formule en prenant une période du vecteur des quantités intermédiaire, au milieu de celles des prix. Ainsi, le vecteur de référence des quantités q pourrait être une moyenne des vecteurs des quantités se rapportant aux périodes 1 à 5. C'est cette utilisation possible de la formule que nous examinerons dans la présente section. Dans la formule (19.7), le premier indice de Lowe, P_{Lo1} , donne donc à q une valeur égale à q^1 , vecteur des quantités pour la période 1 dans l'ensemble de données artificielles. Il apparaît que cet indice est identique à l'indice de Laspeyres à base fixe, P_L , déjà présenté au tableau 19.4. De même, le second indice de Lowe, P_{Lo2} , donne à q une valeur égale à la moyenne des vecteurs des quantités pour les périodes 1 et 2, $(1/2)(q^1 + q^2)$ ²⁷. Le troisième indice de Lowe, P_{Lo3} , donne à q une valeur égale à la moyenne des vecteurs des quanti-

²⁶Il est indiqué, au chapitre 15, que l'indice de Young peut être supérieur ou inférieur à l'indice de Laspeyres à base fixe correspondant, selon la sensibilité des parts de dépenses aux variations des prix.

²⁷Il s'agit de l'indice de Lowe pour l'ensemble de données artificielles, qui sera probablement le plus comparable à l'indice de type Lowe établi à l'heure actuelle par les offices de statistique.

Tableau 19.19 Les cinq indices de Lowe, l'indice d'année intermédiaire et les indices-chaînes de Törnqvist et de Fisher

Période t	P_{Lo1}	P_{Lo2}	P_{Lo3}	P_{Lo4}	P_{Lo5}	P_{MY}	P_T	P_F
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,4200	1,4010	1,3641	1,3068	1,2267	1,3055	1,4052	1,4011
3	1,3450	1,3366	1,2851	1,2142	1,1234	1,2031	1,3112	1,3185
4	1,3550	1,3485	1,2824	1,1926	1,0801	1,1772	1,2624	1,2689
5	1,4400	1,4252	1,3444	1,2321	1,0868	1,2157	1,2224	1,2226

Tableau 19.20 Les cinq indices de Young et les indices-chaînes de Törnqvist et de Fisher

Période t	P_{Y1}	P_{Y2}	P_{Y3}	P_{Y4}	P_{Y5}	P_T	P_F
1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
2	1,4200	1,5148	1,4755	1,4409	1,4355	1,4052	1,4011
3	1,3450	1,3567	1,3765	1,3943	1,4144	1,3112	1,3185
4	1,3550	1,3526	1,3917	1,4267	1,4584	1,2624	1,2689
5	1,4400	1,4632	1,4918	1,5173	1,5482	1,2224	1,2226

tés pour les périodes 1 à 3, $(1/3)(q^1 + q^2 + q^3)$. Le quatrième indice de Lowe, P_{Lo4} , donne à q une valeur égale à la moyenne des vecteurs des quantités pour les périodes 1 à 4, $(1/4)(q^1 + q^2 + q^3 + q^4)$. Enfin, le cinquième indice de Lowe, P_{Lo5} , donne à q une valeur égale à la moyenne des vecteurs des quantités pour les périodes 1 à 5, $(1/5)(q^1 + q^2 + q^3 + q^4 + q^5)^{28}$. Les cinq indices de Lowe qui en résultent sont présentés au tableau 19.19.

19.42 L'indice d'année intermédiaire $P_{MY} = P_{Lo}(p^1, p^t, q^3)$ a été défini du paragraphe 15.49 au paragraphe 15.53 du chapitre 15. C'est un indice de type Lowe dont le vecteur des quantités q choisi comme vecteur «représentatif» est q^3 , vecteur des quantités se rapportant à la période médiane de la série considérée (à savoir, les périodes 1 à 5 dans notre exemple numérique). Il est présenté à la septième colonne du tableau 19.19²⁹. L'indice d'année intermédiaire et les cinq indices de Lowe sont comparés aux deux «meilleurs» indices cibles, les indices-chaînes de Törnqvist et de Fisher, P_T et P_F , présentés dans les deux dernières colonnes du tableau 19.19.

19.43 Le tableau 19.19 montre qu'aucun des indices de type Lowe (pas plus que l'indice de période intermédiaire) n'est très proche des deux indices cibles (les indices-chaînes de Törnqvist et de Fisher) pour toutes les périodes³⁰. Si l'on choisissait des ensembles de données moins extrêmes, toutefois, il serait tout à fait possible que le cinquième indice de Lowe et l'indice de période intermédiaire donnent des approximations satisfaisantes des indices cibles.

²⁸Il s'agit de l'indice de panier-type pluriannuel de Walsh (1901, p. 431), dans lequel le vecteur des quantités choisi est la moyenne arithmétique des vecteurs des quantités dans la période considérée.

²⁹On peut vérifier que, si les données sur les quantités affichent des tendances temporelles exactement linéaires, l'indice de période intermédiaire P_{MY} sera exactement égal au cinquième indice de Lowe, P_{Lo5} .

³⁰Le quatrième indice de Lowe P_{Lo4} et l'indice de période intermédiaire P_{MY} semblent être les plus proches des indices cibles.

19.44 Si les données sur les prix affichent des tendances marquées auxquelles les consommateurs répondent par des effets de substitution normaux, il est peu probable que les indices de type Lowe — établis à partir des moyennes des données sur les quantités se rapportant aux deux premières périodes d'une longue série temporelle — pourront fournir une approximation satisfaisante d'un indice-chaîne superlatif. En général, ce type d'indice de type Lowe sera entaché d'un biais positif (comparé à un indice cible), comme le montre le tableau 19.19.

Indices de type Young

19.45 Reprenons l'indice de Young défini par l'équation (15.48) au chapitre 15 ou l'équation (19.8) ci-dessous. Si l'on souhaite comparer les prix de la période t à ceux de la période 1, la formule de l'indice de Young est donnée par l'équation (19.9) :

$$P_Y(p^1, p^t, s^b) = \sum_{i=1}^6 s_i^b (p_i^t / p_i^1) \quad \text{pour } t = 1, 2, \dots, 5 \quad (19.9)$$

où le vecteur des parts de dépenses $s^b = [s_1^b, \dots, s_6^b]$ est «représentatif» sur l'ensemble de la série de périodes considérée. Dans la plupart des applications de la formule par les offices de statistique, le vecteur des parts de dépenses dans la période de référence s^b est issu d'une période antérieure à la période de référence des prix, qui est la période 1 dans l'ensemble des données artificielles. Pour cet exemple, plutôt que d'ajouter de nouvelles données à l'ensemble des données artificielles que nous utilisons déjà, nous posons que le vecteur des parts de dépenses de référence s^b est égal à la moyenne des vecteurs des parts de dépenses se rapportant aux périodes 1 à 5. Dans la formule (19.9), le premier indice de type Young, P_{Y1} , donne donc à s^b une valeur égale à s^1 , vecteur des parts de dépenses pour la période 1 dans

l'ensemble de données artificielles. Il apparaît que cet indice est identique à l'indice de Laspeyres à base fixe P_L , présenté au tableau 19.4. De même, le second indice de type Young, P_{Y2} , donne à s^b une valeur égale à la moyenne des vecteurs des parts de dépenses pour les périodes 1 et 2, $(1/2)(s^1 + s^2)$. Le troisième indice de type Young, P_{Y3} , donne à s^b une valeur égale à la moyenne des vecteurs des parts de dépenses pour les périodes 1 à 3, $(1/3)(s^1 + s^2 + s^3)$. Le quatrième indice de type Young, P_{Y4} , donne à s^b une valeur égale à la moyenne des vecteurs des parts de dépenses pour les périodes 1 à 4, $(1/4)(s^1 + s^2 + s^3 + s^4)$. Enfin, le cinquième indice de type Young, P_{Y5} , donne à s^b une valeur égale à la moyenne des vecteurs des parts de dépenses pour les périodes 1 à 5, $(1/5)(s^1 + s^2 + s^3 + s^4 + s^5)$. Les cinq indices de type Young qui en résultent sont présentés au tableau 19.20. Ils sont comparés aux deux «meilleurs» indices cibles, les indices-chaînes de Törnqvist et de Fisher, P_T et P_F , présentés dans les deux dernières colonnes du tableau 19.20.

19.46 Le tableau 19.20 montre que tous les indices de type Young affichent un biais positif très important par rapport à ceux des indices-chaînes cibles de Törnqvist et de Fisher, P_T et P_F . Si l'on compare le tableau

19.19 au tableau 19.20, il apparaît que le biais des indices de type Young s'aggrave à mesure que les parts de dépenses deviennent plus représentatives des cinq périodes, alors que le biais positif des indices de Lowe tend à diminuer à mesure que le vecteur des quantités de référence devient plus représentatif de toutes les périodes.

19.47 On notera que les indices de type Young P_{Y2} à P_{Y5} sont tous supérieurs à P_{Y1} , qui est l'indice de Laspeyres à base fixe ordinaire. Il convient toutefois de reconnaître qu'ils ne sont pas du même type que les indices établis par les offices de statistique, dans lesquels la période de référence des pondérations précède la période de référence des prix. Comme il est expliqué aux paragraphes 19.39 à 19.42, ce type d'indice de Young peut être, selon le cas, supérieur ou inférieur à l'indice de Laspeyres à base fixe correspondant.

19.48 Les résultats présentés dans cette section et dans celle qui la précède peuvent être résumés comme suit : s'il paraît utile d'essayer de déterminer, pour la formule de Lowe, les pondérations en quantités représentatives de l'ensemble de la période couverte par l'indice, cela ne semble pas être le cas pour la formule de Young.

Introduction

20.1 Dans tous les pays, l'indice des prix à la consommation (IPC) est calculé en deux étapes (ou plus). Dans un premier temps, les indices des agrégats élémentaires sont estimés pour les agrégats de dépenses élémentaires d'un IPC. Dans une deuxième phase d'agrégation — suivie d'autres étapes, le cas échéant —, ces indices d'agrégat élémentaire sont combinés pour obtenir des indices de niveau supérieur utilisant comme pondérations les informations disponibles sur les dépenses relatives à chacun des agrégats élémentaires. Un agrégat élémentaire regroupe les dépenses consacrées à une série limitée et relativement homogène de produits définis dans la nomenclature des produits de consommation utilisée pour l'IPC. Des échantillons de prix sont recueillis au sein de chaque agrégat élémentaire, de sorte que les agrégats élémentaires servent de strates pour l'échantillonnage.

20.2 Les données sur les dépenses ou les quantités des différents biens et services ne sont en général pas disponibles au sein d'un agrégat élémentaire. Comme il n'existe pas de pondérations en quantités, ni de pondérations de dépenses, la théorie des indices esquissée du chapitre 15 au chapitre 19 n'est pas, pour l'essentiel, directement applicable. Ainsi que nous l'avons observé au chapitre 1, l'indice d'agrégat élémentaire est un concept plus primitif établi uniquement à partir de données de prix.

20.3 Quelle formule est la plus indiquée pour construire un indice d'agrégat élémentaire? C'est la question qui sera examinée dans le présent chapitre. La qualité d'un IPC dépend en grande partie de celle des indices d'agrégat élémentaire, car c'est sur la base de ces éléments qu'il est construit.

20.4 Comme il est expliqué au chapitre 6, les statisticiens doivent choisir des produits représentatifs au sein de chaque agrégat élémentaire, et relever ensuite des échantillons de prix pour chaque produit représentatif, le plus souvent à partir d'un échantillon de points de vente. Les produits dont les prix sont effectivement recueillis sont appelés *produits de l'échantillon*. Leurs prix sont relevés pendant une série de périodes successives. En règle générale, donc, un indice d'agrégat élémentaire est calculé à partir de deux séries d'observations appariées de prix. Dans la majeure partie du présent chapitre¹, nous supposons qu'il n'y a pas d'observations manquantes ni de

modification de la qualité des produits de l'échantillon, de sorte que l'on dispose de deux séries de prix parfaitement appariées. Le traitement des nouveaux produits qui apparaissent (ou des produits qui disparaissent) et des changements de qualité pose une question distincte et complexe, qui est examinée en détail aux chapitres 7, 8 et 21 du manuel.

20.5 Même si les pondérations en quantités ou les pondérations de dépenses ne sont en général pas disponibles pour les prix élémentaires relevés, il est utile d'envisager un *cadre idéal* dans lequel les informations sur les dépenses seraient disponibles. La question est examinée à la section suivante, où sont abordés aussi les problèmes que soulève l'agrégation dans le temps de prix étroitement définis. Cette réflexion permet de proposer une cible théorique pour les indices d'agrégat élémentaire «pratiques» établis uniquement à partir des données sur les prix.

20.6 Les difficultés liées au choix du niveau de désagrégation des agrégats élémentaires sont analysées aux paragraphes 20.23 à 20.37. Ces agrégats doivent-ils avoir une dimension régionale en plus de leur dimension de produit? Faut-il relever les prix auprès des magasins de détail ou des ménages? Tel est le genre de questions examinées dans cette section.

20.7 Les principales formules d'indices d'agrégat élémentaire utilisées dans la pratique sont présentées aux paragraphes 20.38 à 20.45, et certaines relations numériques entre les divers indices sont développées aux paragraphes 20.46 à 20.57.

20.8 Les chapitres 15 à 17 examinent les diverses approches de la théorie des indices dans le cas où l'on disposerait à la fois de données sur les prix et sur les quantités. Il est possible aussi de développer des approches axiomatique, économique et stochastique (échantillonnage) des indices d'agrégat élémentaire : ces trois méthodes sont examinées respectivement aux paragraphes 20.58 à 20.70, 20.71 à 20.86 et 20.87.

20.9 Les paragraphes 20.88 à 20.99 passent en revue certains travaux récents consacrés au relèvement des données par lecture optique, qui permet d'établir des agrégats élémentaires à partir d'informations portant à la fois sur les prix et les quantités.

20.10 Les paragraphes 20.100 à 20.111 développent une approche statistique simple des indices d'agrégat élémentaire, qui s'apparente à un modèle de régression hédonique très simplifié. La section finale, enfin, récapitule les divers résultats².

¹Le problème de la déperdition d'échantillon et du désappariement progressif avec le temps est évoqué brièvement dans le contexte des questions de classification aux paragraphes 20.23 à 20.37.

²Le présent chapitre s'inspire dans une large mesure des travaux récents de Dalén (1992), Balk (1994; 1998b; 2002) et Diewert (1995a; 2002c).

Indices d'agrégat élémentaire idéaux

20.11 Les agrégats couverts par l'IPC ou par l'indice des prix à la production (IPP) sont en général structurés selon une hiérarchie de type arborescent, telle que la Classification des fonctions de la consommation individuelle (COICOP)³ ou la Nomenclature générale des activités économiques dans les Communautés européennes (NACE). Un agrégat est un ensemble de transactions économiques portant sur un ensemble de produits durant une période déterminée. Chaque transaction économique a trait au transfert de propriété d'un produit (bien ou service) spécifique et bien défini à un endroit précis et à une date donnée, et se rapporte à une quantité et à un prix donnés. On calcule l'indice de prix d'un agrégat en faisant la moyenne pondérée des indices établis pour les sous-agrégats, les pondérations (des dépenses ou des ventes) et le type de moyenne étant déterminés par la formule d'indice. Il est possible de descendre les échelons de cette hiérarchie aussi loin que les informations disponibles permettent de décomposer les pondérations. Au niveau d'agrégation le plus bas, on obtient des *agrégats élémentaires*, qui sont pour l'essentiel de deux types :

- les agrégats pour lesquels on dispose de toutes les informations détaillées sur les prix et les quantités;
- les agrégats pour lesquels le statisticien décide d'utiliser un échantillon représentatif de produits ou de répondants, en raison du coût opérationnel ou de la charge de travail (dépouillement des réponses) qu'entraînerait la collecte de données détaillées sur les prix et quantités pour l'ensemble des transactions.

20.12 L'examen de cette question présente un intérêt pratique manifeste. Comme les agrégats élémentaires sont les éléments de base de l'IPC et de l'IPP, le choix d'une formule inadaptée à ce niveau peut être lourde de conséquences pour l'indice global.

20.13 Dans la présente section, nous supposons que des informations détaillées sont disponibles sur les prix et les quantités pour l'ensemble des transactions relatives à l'agrégat élémentaire pendant les deux périodes considérées, hypothèse qui nous permet de définir un agrégat élémentaire idéal. Nous assouplirons dans les sections suivantes cette hypothèse forte d'accès à des données détaillées sur les prix et quantités afférents aux transactions, mais il est nécessaire que notre indice d'agrégat élémentaire «pratique» repose sur une cible théorique idéale.

20.14 En principe, des données détaillées sur les prix et les quantités existent dans le monde extérieur

même si le statisticien n'y a pas accès. Il est fréquent que les données sur les transactions individuelles fassent l'objet d'une certaine agrégation au niveau des répondants (c'est-à-dire des points de vente ou entreprises), sous une forme inspirée en général du système d'information financière ou administrative de ces derniers. Ce niveau d'information déterminé par le répondant peut être qualifié de *niveau d'information de base*. Cependant, ce n'est pas forcément le meilleur niveau d'information auquel les statisticiens pourraient avoir accès. Il est toujours possible de demander au répondant de fournir des informations plus désagrégées. On peut l'inviter par exemple à communiquer des données hebdomadaires plutôt que mensuelles ou, le cas échéant, des informations régionales plutôt que mondiales; le répondant peut être invité aussi à communiquer des données selon une nomenclature des produits plus détaillée. Le niveau des transactions individuelles est le seul obstacle naturel qui s'oppose à une désagrégation plus poussée⁴.

20.15 Il convient maintenant d'aborder le problème qui se pose lorsqu'il existe des données détaillées sur les transactions individuelles au niveau de chaque ménage ou de chaque point de vente. Reprenons les indices de prix et de quantités, $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ et $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$ examinés au chapitre 15. Ces indices (bilatéraux) des prix et des quantités décomposent le ratio de valeurs V^1/V^0 en une variation des prix, $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$, et une variation des quantités, $Q(p^0, p^1, q^0, q^1)$. Dans ce contexte, on considère comme acquis que le prix et la quantité du produit i durant la période t , p_i^t et q_i^t respectivement, sont correctement définis. Cependant, ces définitions ne sont pas parfaitement claires puisque les consommateurs peuvent acheter individuellement le même produit à des prix différents durant la période t . De même, si l'on examine les ventes d'un magasin ou d'un point de vente précis, on constate que le même produit peut être vendu aux consommateurs à des prix très différents pendant la période concernée. Pour pouvoir appliquer un indice de prix bilatéral traditionnel se présentant sous la forme $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ examinée aux précédents chapitres de ce manuel, il faut donc résoudre d'abord un problème d'agrégation temporelle non trivial, afin d'obtenir les prix et quantités de base, p_i^t et q_i^t , qui composent les vecteurs de prix p^0 et p^1 et les vecteurs de quantité q^0 et q^1 .

20.16 Walsh⁵ et Davies (1924; 1932) proposent une solution à ce problème d'agrégation temporelle : ils estiment que la quantité appropriée à ce tout premier stade d'agrégation est la *quantité totale achetée* du pro-

³Triplett (2003, p. 160) se montre très critique envers le type de classification adopté dans la COICOP. Selon lui, il serait bon d'élaborer, pour l'IPC, une nomenclature mieux adaptée reposant à la fois sur la théorie économique et sur l'analyse empirique. Cela dit, il est très difficile de coordonner un système de classification pouvant être utilisé par l'ensemble des pays.

⁴Voir Balk (1994).

⁵Walsh explique son raisonnement de la façon suivante :

La moyenne à dégager de l'ensemble des prix déclarés pour le même type d'article est la moyenne arithmétique, et il convient de pondérer les prix par les quantités relatives vendues à ces prix (Walsh (1901, p. 96)).

Des questions intéressantes se posent alors : faut-il comptabiliser uniquement ce que le pays consomme ou ce qu'il produit, ou les deux? Par ailleurs, l'attribution d'un prix unique à chaque produit durant chaque période soulève des difficultés, puisque ce prix doit lui aussi être une moyenne. Les produits ne sont pas vendus à un prix unique dans

duit élémentaire étroitement défini, et que le prix correspondant est égal à la valeur des achats de ce produit divisée par le montant total acheté, ce qui correspond à une *valeur unitaire étroitement définie*.

Plus récemment, d'autres chercheurs ont adapté la solution de Walsh et Davies au problème de l'agrégation temporelle⁶. On notera que cette solution présente les avantages suivants :

- L'agrégat des quantités est intuitivement plausible : il est égal à la quantité totale du produit élémentaire étroitement défini achetée par le ménage (ou vendue par le magasin) durant la période considérée.
- Le produit du prix par la quantité donne la valeur totale des achats du ménage (ou des ventes du magasin) durant la période considérée.

20.17 La solution du problème d'agrégation temporelle présentée ci-dessus sera retenue comme représentative des concepts de prix et de quantité à ce tout premier stade d'agrégation. Reste à savoir quelle doit être la durée de la période durant laquelle la valeur unitaire est calculée. Cette question sera abordée à la section suivante.

20.18 Une fois choisie la définition théorique appropriée du prix et de la quantité d'un produit élémentaire au niveau d'agrégation le plus bas (c'est-à-dire la valeur unitaire étroitement définie et la quantité totale de ce produit vendue au point de vente ou la quantité totale achetée par un ménage unique ou un groupe de ménages), l'étape suivante consiste à examiner comment agréger ces prix et ces quantités élémentaires étroitement définis en un agrégat élémentaire global. Supposons qu'il existe M produits du niveau d'agrégation le plus bas, ou produits spécifiques, dans cette catégorie élémentaire choisie. Soit q_m^t la quantité de produit élémentaire m vendue pendant la période t , et p_m^t la valeur unitaire agrégée dans le temps correspondante pour $t = 0, 1$ et pour les produits élémentaires $m = 1, 2, \dots, M$. Soit $q^t = [q_1^t, q_2^t, \dots, q_M^t]$ et $p^t = [p_1^t, p_2^t, \dots, p_M^t]$ les vecteurs des quantités et des prix de la période t pour $t = 0, 1$. Il faut maintenant choisir une formule d'indice théoriquement idéale, $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$, qui permettra d'agréger les prix d'un produit élémentaire dans un rapport de prix agrégé global pour les M produits de l'agrégat élémentaire choisi. Le problème du choix d'une forme fonctionnelle pour $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ est identique au problème d'indice global examiné aux chapitres 15 à 17. Dans ces chapitres, quatre différentes approches de la théorie des in-

dices sont analysées en vue de déterminer les «meilleures» formules d'indice pour chacune d'elles. Si l'on adopte l'*approche des paniers-type*, les indices de prix de Fisher (1922) et Walsh (1901), P_F et P_W , semblent être les «meilleures» formules. Si l'on adopte l'*approche des tests*, c'est l'indice de Fisher qui est ainsi distingué, alors que l'*approche stochastique* de la théorie des indices met en avant la formule d'indice de Törnqvist–Theil (1967) P_T . Enfin, l'*approche économique* de la théorie des indices conclut que l'indice des prix de Walsh P_W , l'indice idéal de Fisher P_F et la formule d'indice de Törnqvist–Theil P_T sont aussi pertinents les uns que les autres. Il apparaît, en outre, que ces trois formules d'indice sont numériquement très proches. Peu importe donc quel indice est choisi⁷. Nous considérons donc que la *formule d'indice d'agrégat élémentaire théoriquement idéale* est l'une des trois formules suivantes : $P_F(p^0, p^1, q^0, q^1)$, $P_W(p^0, p^1, q^0, q^1)$ et $P_T(p^0, p^1, q^0, q^1)$, où la quantité du produit élémentaire m achetée durant la période t , à savoir q_m^t , est la quantité totale de ce produit étroitement défini achetée par le ménage durant la période t (ou vendue durant cette période par le point de vente) et le prix correspondant du produit m est p_m^t , valeur unitaire agrégée dans le temps, pour $t = 0, 1$ et pour les produits élémentaires $m = 1, 2, \dots, M$ ⁸.

20.19 Divers indices d'agrégat élémentaire «pratiques» sont définis aux paragraphes 20.38 à 20.45. Ces indices n'ayant pas de pondérations en quantités, ils sont uniquement fonction des vecteurs des prix p^0 et p^1 , qui contiennent les valeurs unitaires agrégées dans le temps pour les M produits élémentaires de l'agrégat élémentaire dans les périodes 0 et 1. En conséquence, si l'on compare une formule d'indice d'agrégat élémentaire pratique, telle que $P_E(p^0, p^1)$, à un indice d'agrégat élémentaire idéal, tel que l'indice des prix de Fisher (p^0, p^1, q^0, q^1) , P_E sera de toute évidence différent de P_F , puisque les prix ne sont pas pondérés selon leur importance économique dans la formule élémentaire pratique⁹.

(suite de la note 5)

L'ensemble du pays pendant une période donnée, ni même à un prix de gros unique sur leur principal marché. Des quantités variables de produits sont vendues à des prix différents, et l'on obtient la valeur intégrale en additionnant tous les montants dépensés (au même stade de progression du produit vers le consommateur) et le prix moyen en divisant la somme totale (ou la valeur intégrale) par les quantités totales (Walsh (1921a, p. 88)).

⁶Voir, par exemple, Szulc (1987, p. 13), Dalén (1992, p. 135), Reinsdorf (1994), Diewert (1995a, p. 20–21), Reinsdorf and Moulton (1997), Balk (2002) et Richardson (2003).

⁷Le théorème 5 de Diewert (1978, p. 888) montre que P_F , P_T et P_W donnent une approximation de second ordre les uns des autres autour d'un point d'égalité des prix et d'égalité des quantités; pour des résultats empiriques, voir Diewert (1978, p. 894), Hill (2000) et le chapitre 19.

⁸Toutes ces formules d'indice d'agrégat élémentaire idéal nécessitent bien sûr des pondérations en quantités (ou de dépenses) sur la période en cours et ne sont donc pas considérées, en général, comme des formules «pratiques» utilisables pour établir un IPC ordinaire (en glissement mensuel). Toutefois, à mesure que les offices de statistique introduisent des indices superlatifs sur une base rétrospective, il peut être possible d'obtenir des informations plus actuelles sur les pondérations, du moins aux niveaux d'agrégation élevés; voir Greenlees (2003). Gudnason (2003, p. 16) cite aussi des exemples où les informations recueillies pour l'IPC islandais suffisent pour calculer des indices d'agrégat élémentaire à l'aide d'une formule superlative. Quoi qu'il en soit, un indice cible est aussi nécessaire au niveau élémentaire qu'aux niveaux d'agrégations plus élevés.

⁹Hausman (2002, p. 14) note aussi qu'il est important de recueillir des données sur les quantités en plus des données sur les prix au niveau élémentaire, afin de permettre aux offices de statistique de procéder à des ajustements de la qualité plus précis.

Nous appellerons *erreur d'approximation des formules* cette différence entre les deux formules d'indice.

20.20 Les indices d'agrégat élémentaire pratiques peuvent aussi être entachés d'autres types d'erreurs :

- L'office de statistique n'est pas toujours en mesure de recueillir des données sur la totalité des M prix de l'agrégat élémentaire, et la collecte se limite alors à un échantillon de ceux-ci. Nous appellerons *biais de sélection ou de tirage* la différence qui en résulte entre l'agrégat élémentaire incomplet et la formule d'indice d'agrégat élémentaire théoriquement idéale.
- Même lorsque l'office de statistique relève le prix d'un produit élémentaire étroitement défini, il se peut que ce prix ne soit pas égal à la valeur unitaire agrégée dans le temps théoriquement appropriée. Cette utilisation d'un prix inapproprié au niveau d'agrégation le plus bas donne lieu à un *biais d'agrégation temporelle*¹⁰.
- Il se peut aussi que l'office de statistique classe certains produits distincts comme étant fondamentalement équivalents, ce qui peut causer un *biais d'agrégation de produits élémentaires*. Il est ainsi possible que, lorsque le même produit est vendu sous des emballages de dimension différente, seul le prix unitaire soit relevé pour les divers emballages. De même, il est possible que de petites différences de qualité entre produits ne soient pas prises en compte.
- On peut établir la valeur unitaire d'un produit élémentaire donné par une agrégation portant sur l'ensemble des ménages d'une région ou d'une catégorie démographique précise, ou sur l'ensemble des magasins et autres points de vente qui commercialisent ce produit dans une région donnée. Cette méthode peut donner lieu à un *biais d'agrégation portant sur les agents ou les entités*.

20.21 Les problèmes d'agrégation et de classification sont analysés plus en détail aux paragraphes 20.23 à 20.37.

20.22 Les cinq principales formules d'indices d'agrégat élémentaire sont présentées aux paragraphes 20.30 à 20.45, et les relations numériques qui existent entre elles sont analysées aux paragraphes 20.46 à 20.57. Les paragraphes 20.58 à 20.86 sont consacrés aux approches axiomatique et économique de ces indices, sous l'angle desquelles sont ensuite évaluées les cinq formules d'indices d'agrégat élémentaire utilisées dans la pratique.

¹⁰De nombreux offices de statistique envoient leurs enquêteurs dans les points de vente à des dates fixes pour relever des listes de prix de produits élémentaires. Les enquêteurs ne travaillant en général pas le week-end (période durant laquelle beaucoup de ventes ont lieu), les prix relevés ne sont peut-être pas parfaitement représentatifs de l'ensemble des transactions. Les prix relevés peuvent être considérés comme une approximation de la valeur unitaire agrégée dans le temps de ces produits, mais ils ne sont qu'une approximation.

Problèmes d'agrégation et de classification des agrégats élémentaires

20.23 Hawkes et Piotrowski (2003) font remarquer que la définition d'un agrégat élémentaire suppose une agrégation sur *quatre* dimensions possibles¹¹ :

- une dimension *temporelle* : la valeur unitaire d'un produit élémentaire peut être calculée pour toutes les transactions concernant ce produit sur un an, un mois, une semaine ou une journée;
- une dimension *spatiale* : la valeur unitaire d'un produit élémentaire peut être calculée pour toutes les transactions concernant ce produit dans un pays, une province (ou un État fédéré), une ville, un quartier, etc.;
- une dimension de *produit* : la valeur unitaire d'un produit élémentaire peut être calculée pour toutes les transactions concernant ce produit dans une catégorie générale (les denrées alimentaires, par exemple) ou plus précise (la margarine, par exemple), une marque particulière (sans tenir compte de la dimension de l'emballage) ou un produit élémentaire étroitement défini (un code-produit universel AC Nielsen donné, par exemple);
- une dimension *sectorielle* (ou dimension relative aux entités ou agents économiques), la valeur unitaire d'un produit élémentaire étant alors calculée pour une classe donnée de ménages ou de points de vente.

20.24 Nous examinerons successivement chacune de ces dimensions utilisables pour choisir le domaine de définition des agrégats élémentaires.

20.25 Lorsque la période temporelle se réduit, plusieurs problèmes apparaissent :

- Les achats (par les ménages) et les ventes (par les magasins) prennent un caractère erratique et sporadique. La fréquence des achats et des ventes non appariés augmente d'une période à une autre et, à la limite (si la période considérée n'est plus que d'une minute, par exemple), il n'y a plus d'appariement possible et la théorie des indices bilatéraux ne s'applique plus¹².
- Plus la période se raccourcit, plus les indices-chaînes affichent un biais de chaînage : en d'autres termes, lorsque la valeur obtenue au terme d'une chaîne de périodes revient à la valeur de la période initiale, l'indice-

¹¹Hawkes et Piotrowski (2003, p. 31) combinent les dimensions spatiale et sectorielle dans la dimension spatiale. Ils prennent en compte les travaux de Theil (1954) qui, le premier, a identifié trois dimensions d'agrégation : individus, produits et temps.

¹²Ce point est mentionné aux paragraphes 15.65 à 15.71 du chapitre 15, au sujet de l'indice de Divisia. David Richardson (2003, p. 51) soulève aussi cette question : «En définissant les produits élémentaires à l'aide d'une granularité plus fine (comme c'est le cas lorsque les prix relevés au cours de semaines différentes sont traités comme des produits élémentaires distincts), on accroît les données manquantes et les imputations».

chaîne ne revient pas, à l'unité. Comme on l'a vu aux paragraphes 15.76 à 15.97 du chapitre 15, les indices-chaînes ne doivent être utilisés que si les données sur les prix et les quantités enregistrent une évolution relativement régulière. Lorsque la période est courte, les fluctuations saisonnières¹³, soldes périodiques et campagnes de publicité¹⁴ peuvent entraîner d'amples fluctuations des prix et des quantités (c'est l'effet de *bouncing* décrit par Szulc, 1983, p. 548) : il n'est pas recommandé d'utiliser des indices-chaînes dans ce cas. Si l'on utilise des indices à base fixe sur cette courte période, les résultats dépendront en général très largement du choix de la période de référence. Dans un cadre saisonnier, il est possible que tous les produits ne se trouvent pas sur le marché durant la période de référence choisie¹⁵. Tous ces problèmes seront atténués si l'on choisit une période de référence plus longue de façon à ce que les variations à long terme des données dominent les fluctuations à court terme.

- Lorsque la période de référence se raccourcit, la quasi-totalité des biens deviennent *durables* en ce sens qu'ils sont utilisables non seulement pendant la période d'achat, mais aussi pendant les périodes ultérieures. La période d'achat ou d'acquisition se différencie par conséquent des périodes d'utilisation, ce qui crée de nombreuses complications¹⁶.
- Par ailleurs, lorsque la période de référence se raccourcit, les utilisateurs ne sont pas spécialement intéressés par les fluctuations à court terme de l'indice ainsi obtenu et demandent un lissage de ces résultats erratiques. Autrement dit, ils souhaitent que les nombreuses fluctuations (disons hebdomadaires ou quotidiennes) de l'indice soient résumées en variations de prix mensuelles ou trimestrielles. On ne doit donc pas s'attendre à ce que les utilisateurs soient très demandeurs d'indices à haute fréquence.

Compte tenu de ce qui précède, il est recommandé de calculer l'indice sur une période d'au moins quatre semaines ou d'un mois¹⁷.

¹³On trouvera au chapitre 22 un exemple de phénomène saisonnier mensuel dans lequel les indices-chaînes mensuels ne sont d'aucune utilité.

¹⁴On trouvera dans l'ouvrage de Feenstra et Shapiro (2003) un exemple d'indice superlatif hebdomadaire accusant un biais de chaînage très prononcé. Richardson (2003, p. 50-51) examine les problèmes posés par le choix de valeurs unitaires hebdomadaires ou mensuelles.

¹⁵On trouvera au chapitre 22 des propositions de solutions à ces problèmes de saisonnalité.

¹⁶On trouvera au chapitre 23 d'autres informations sur le traitement possible des biens durables dans l'IPC.

¹⁷En période d'inflation très élevée (voire d'hyperinflation), il peut être nécessaire d'utiliser des indices hebdomadaires ou même quotidiens. On notera par ailleurs que certains théoriciens des indices jugent nécessaire d'élaborer de nouvelles théories du comportement des consommateurs intégrant des données hebdomadaires ou quotidiennes : «certaines études ont analysé l'utilisation de valeurs unitaires pour réduire les variations de prix à haute fréquence, mais cela revient à supposer implicitement que ces variations ne sont qu'une forme de

20.26 Il faut aussi donner une dimension spatiale à l'agrégat élémentaire. Doit-on considérer les prix des produits élémentaires de chaque ville ou région comme des agrégats distincts ou convient-il de construire un agrégat de produits élémentaires à l'échelle nationale? De toute évidence, si l'on souhaite disposer d'IPC régionaux qui s'agrègeront en un IPC national, il faut relever les prix des produits élémentaires région par région. Mais quelle doit être la taille d'une «région»? Elle peut se limiter, par exemple, à un groupe de ménages vivant dans une zone définie par le code postal ou à un ensemble de points de vente à travers le pays¹⁸. Il n'existe pas, semble-t-il, de consensus sur le degré optimal de désagrégation spatiale¹⁹. Chaque office de statistique doit donc se forger sa propre opinion sur la question en tenant compte du coût de la collecte des données et des exigences des utilisateurs quant à la dimension spatiale de l'IPC.

20.27 Quel doit être le niveau de détail de la dimension de produit? L'éventail des méthodes possibles est large : on peut considérer tous les produits d'une catégorie générale comme équivalents, mais on peut aussi ne considérer comme équivalents que les produits conditionnés dans un emballage d'une dimension donnée et mis au point par un fabricant ou un prestataire de services donné. Toutes choses égales par ailleurs, Triplett (2002) insiste sur les avantages de l'appariement des produits au niveau le plus détaillé possible, car cette mé-

«bruit» des données et ne sont pas significatives dans le contexte de l'indice du coût de la vie, ce qui est discutable. Nous devons élaborer une théorie qui puisse se confronter aux données telles qu'elles sont, plutôt que tronquer celles-ci pour les faire cadrer avec la théorie (Triplett (2003, p. 153)). Tant que l'on n'aura pas créé de théories de ce type, l'approche pragmatique consistera à définir les valeurs unitaires des produits élémentaires sur une base mensuelle ou trimestrielle plutôt que quotidienne ou hebdomadaire.

¹⁸L'Islande n'utilise plus de pondérations régionales, mais se sert des points de vente comme unité géographique primaire; voir Gudnason (2003, p. 18).

¹⁹William J. Hawkes et Frank W. Piotrowski observent qu'il est tout à fait acceptable d'utiliser des agrégats élémentaires nationaux pour procéder à des comparaisons internationales :

Quand on essaye de comparer les prix des œufs sur le plan géographique, cependant, on constate que la mise en relation des points de vente ne fonctionne pas, car les œillets qui se trouvent d'un côté de la chaussure (ou les points de vente situés d'un côté de la rivière) ne correspondent pas à ceux qui se trouvent de l'autre côté. Lorsque nous procédons à des comparaisons interspatiales, nous n'avons donc pas d'autre choix que d'agréger les points de vente jusqu'au niveau régional (ou, dans le cas des parités de pouvoir d'achat, jusqu'au niveau national). Nous n'hésitons pas à y recourir pour les comparaisons interspatiales, mais nous sommes réticents à faire de même dans le cas des comparaisons intertemporelles. Pourquoi? (Hawkes and Piotrowski (2003, p. 31-32)).

On peut répondre à cette question en faisant valoir qu'il est préférable que des produits similaires soient appariés aussi étroitement que possible. C'est pourquoi les statisticiens préfèrent utiliser le niveau d'agrégation le plus détaillé, qui est le niveau des ménages et des points de vente dans le cas des comparaisons intertemporelles. Pour les comparaisons interrégionales, cependant, les appariements ne sont possibles que si des agrégats de produit ont été construits au niveau régional, comme Hawkes et Piotrowski l'indiquent ci-dessus.

thode empêche les différences de qualité d'obscurcir les comparaisons de prix d'une période sur l'autre. L'argument est plausible, mais quels sont alors les inconvénients de l'utilisation de la nomenclature de produits la plus détaillée possible? Le principal inconvénient est que plus la classification est détaillée, plus il est difficile d'apparier le produit élémentaire acheté ou vendu durant la période de référence avec le même produit acheté ou vendu durant la période en cours. En conséquence, plus la classification des produits est détaillée, plus le nombre de comparaisons possibles de prix appariés est réduit. Cela ne poserait pas de problème si les prix non appariés suivaient la même tendance que les prix appariés dans un agrégat élémentaire donné; mais ce n'est pas toujours le cas, au moins dans certaines situations²⁰. Plus le système de classification est détaillé, plus l'office statistique devra consacrer du temps (en principe) aux ajustements de la qualité ou à l'imputation de prix non appariés. L'utilisation d'un système de classification relativement primitif engendre un système d'ajustement de la qualité très économique (fondamentalement, on ne procède à aucun ajustement de la qualité ni à aucune imputation explicite pour les prix qui ne sont pas parfaitement appariés), mais ce système n'est pas forcément très exact. Tout bien considéré, il semble préférable d'utiliser la classification la plus détaillée possible.

20.28 La dernière question posée par le choix d'un système de classification concerne la dimension sectorielle : faut-il calculer la valeur unitaire d'un produit élémentaire donné au niveau du ménage, du point de vente ou d'une classe de ménages ou de points de vente?

20.29 Avant de répondre à cette question, il convient de se demander si c'est le ménage ou le point de vente qui constitue le niveau de détail le plus approprié pour la classification des entités. Si l'on adopte l'approche économique de l'IPC, le ménage est effectivement le niveau de détail le plus indiqué²¹. De toute évidence, un ménage unique ne constitue pas une très bonne unité de base pour l'observation des entités dans

la mesure où une grande partie de ses achats présente un caractère sporadique; il serait donc extrêmement difficile d'apparier les prix sur plusieurs périodes au niveau de ce ménage. En revanche, si les ménages sont regroupés sur une base suffisamment large, il devient théoriquement possible d'utiliser le ménage pour la classification des entités, plutôt que le point de vente comme c'est en général le cas. Il n'est pas fréquent d'utiliser les ménages à cet effet en raison des coûts et des difficultés que présente la collecte de données sur les prix et les dépenses à ce niveau²². Les données sur les prix sont relevées d'ordinaire dans les magasins de détail et autres points de vente qui proposent leurs produits principalement aux ménages. Cette méthode permet d'atténuer les problèmes d'appariement (mais non de les supprimer), car le magasin de détail vend généralement les mêmes produits de façon continue.

20.30 Si l'on agrège les dépenses de tous les ménages d'une région, la somme obtenue sera-t-elle égale aux ventes des magasins de détail de la région? La réponse est oui, sous certaines conditions. Celles-ci sont les suivantes : d'une part, les magasins ne vendent aucun produit élémentaire aux acheteurs qui ne font pas partie des ménages de la région (sont donc exclues les exportations régionales et les ventes aux entreprises et administrations publiques locales); d'autre part, les ménages de la région n'achètent pas d'autres produits de consommation que ceux proposés aux points de vente locaux (ce qui exclut par conséquent les importations des ménages et les transferts de produits aux ménages locaux par les administrations publiques). Ces conditions ne sont bien évidemment pas remplies dans la pratique, mais elles peuvent servir d'approximation initiale.

20.31 Une étude récente de Koskimäki et Ylä-Jarkko (2003) permet d'analyser les effets des *agrégations régionales* et des *agrégations de produits*. Ces travaux reposent sur des données obtenues par lecture optique durant la dernière semaine de septembre en 1998 et en 2000 pour un ensemble de produits (beurre, margarine et autres graisses végétales, huiles végétales, boissons gazeuses, jus de fruits et détergents), et fournies par la société AC Nielsen pour la Finlande. Au niveau le plus détaillé de la classification des produits élémentaires (le code universel des produits AC Nielsen), 1.028 produits élémentaires figurent dans l'échantillon, qui inclut au total 338 points de vente. Koskimäki et Ylä-Jarkko retiennent quatre niveaux de désagrégation spatiale :

- l'ensemble du pays (1 niveau);
- les provinces (4 niveaux);
- les régions AC Nielsen (15 niveaux);
- les points de vente (338 niveaux).

²⁰Silver et Heravi (2001a; 2001b; 2002; 2003, p. 286) et Koskimäki et Vartiä (2001) insistent sur ce point et étayent leur opinion par diverses preuves empiriques. Feenstra (1994) et Balk (2000b) élaborent des méthodes fondées sur la théorie économique pour traiter de l'adoption de nouveaux produits élémentaires.

²¹Deux auteurs insistent sur ce point dans un livre récent sur les indices de prix et les données obtenues par lecture optique :

Quoi qu'il en soit, les valeurs unitaires relevées dans les magasins sont différentes des prix proposés aux ménages et ne représentent pas le prix retenu dans l'indice du coût de la vie pour la période concernée, même si les valeurs unitaires sont regroupées par catégories de points de vente (Triplett (2003, p. 153–154)).

On notera en outre que la relation estimée n'est pas à proprement parler une fonction de la demande des consommateurs, mais plutôt une «fonction des ventes des établissements». Il n'est possible de passer aux fonctions de demande qu'après avoir fait des hypothèses supplémentaires précisant, par exemple, la répartition des consommateurs entre les établissements (Ley (2003, p. 380)).

²²Dans certaines circonstances, toutefois, il est possible de recueillir des données exactes au niveau des ménages; voir à ce sujet Gudnason (2003), qui a élaboré une méthodologie visant à recueillir des données sur les prix et les dépenses des ménages islandais à partir des tickets de caisse.

Tableau 20.1 Proportion des transactions de 2000 ayant pu être appariées à celles de 1998

	COICOP 5 chiffres	COICOP 7 chiffres	AC Nielsen marques	AC Nielsen Code universel des produits
Pays	1,000	1,000	0,982	0,801
Provinces	1,000	1,000	0,975	0,774
Régions AC				
Nielsen	1,000	1,000	0,969	0,755
Points de vente	0,904	0,904	0,846	0,617

Ils prennent aussi en considération quatre niveaux de désagrégation des produits :

- la classification de la COICOP à 5 chiffres (6 niveaux);
- la classification de la COICOP à 7 chiffres (26 niveaux);
- la classification par marques de AC Nielsen (266 niveaux);
- le Code universel des produits de AC Nielsen (1.028 produits).

20.32 Pour illustrer la possibilité d'apparier des produits sur une période de deux ans en fonction du degré de détail de la classification, Koskimäki et Ylä-Jarkko (2003, p. 10) dressent un tableau qui montre que la proportion de transactions susceptibles d'être appariées sur les deux années diminue progressivement à mesure que la nomenclature utilisée devient plus détaillée. Au niveau d'agrégation le plus élevé (niveau national et COICOP à 5 chiffres), la totalité des transactions peuvent être appariées sur la période de deux ans. Mais au niveau d'agrégation le plus détaillé (338 magasins multipliés par 1.028 produits, soit 347.464 cellules de classification), 61,7 % seulement de la valeur des transactions effectuées en 2000 peut être appariée aux transactions correspondantes de 1998. Le tableau 7 de Koskimäki et Ylä-Jarkko est reproduit au tableau 20.1.

20.33 Pour chacun des 16 niveaux de produits et de désagrégation régionale susmentionnés, Koskimäki et Ylä-Jarkko (2003, p. 9) établissent les indices de Laspeyres et de Fisher pour les produits disponibles en septembre 1998 et 2000. Leurs résultats sont récapitulés aux tableaux 20.2 et 20.3.

20.34 Certaines des tendances observées aux tableaux 20.2 et 20.3 peuvent être expliquées. Ainsi, le fait que les indices tendent à baisser à mesure que le niveau de détail de la nomenclature des produits augmente²³ signifie que les nouveaux produits inclus dans l'échantillon tendent à être plus coûteux que les produits existants. On observe des différences très marquées entre les résultats de la COICOP à 5 chiffres et ceux du Code universel des produits de AC Nielsen : il est sans doute préférable de travailler au niveau de désagrégation des produits le plus détaillé, même si cela crée

²³Les résultats au niveau des marques de AC Nielsen sont un contre-exemple de cette assertion d'ordre général.

Tableau 20.2 Indices des prix de Laspeyres par type de classification, septembre 1998–2000

	COICOP 5 chiffres	COICOP 7 chiffres	AC Nielsen marques	AC Nielsen Code universel des produits
Pays	1,079	1,031	1,046	1,023
Provinces	1,078	1,031	1,048	1,023
Régions AC				
Nielsen	1,078	1,031	1,048	1,025
Points de vente	1,086	1,040	1,060	1,028

Tableau 20.3 Indices des prix de Fisher par type de classification, septembre 1998–2000

	COICOP 5 chiffres	COICOP 7 chiffres	AC Nielsen marques	AC Nielsen Code universel des produits
Pays	1,080	1,032	1,048	1,015
Provinces	1,079	1,031	1,048	1,014
Régions AC				
Nielsen	1,079	1,030	1,047	1,014
Points de vente	1,089	1,034	1,049	1,011

un risque de biais puisque les nouveaux produits ne sont pas pris en compte. Il faudrait cependant que ce biais soit très prononcé pour que l'on ne recommande pas de travailler au niveau de désagrégation des produits le plus détaillé.

20.35 Les indices de Laspeyres tendent à augmenter à mesure que la classification régionale est affinée. Les acheteurs se reportant en effet sur les points de vente les moins chers, les valeurs unitaires des produits élémentaires seront d'autant plus faibles que le degré d'agrégation sera plus élevé. En d'autres termes, les indices de Laspeyres calculés au niveau des points de vente sont entachés d'un certain biais de substitution des points de vente (si l'on considère ce phénomène comme un biais).

20.36 L'aspect le plus frappant des tableaux 20.1 à 20.3 concerne les différences entre les indices de Laspeyres et de Fisher au niveau de désagrégation le plus détaillé. À ce stade, en effet, l'indice de Fisher (1,011) est inférieur de 1,7 point de pourcentage à l'indice correspondant de Laspeyres (1,028). Autrement dit, au niveau de désagrégation le plus détaillé, l'indice de Laspeyres appliqué à l'ensemble des données finlandaises présente un *biais de représentativité* ou *biais de substitution élémentaire* d'environ 0,85 point de pourcentage par an.

20.37 Notons que les comparaisons d'indices ci-dessus sont exemptes de tout problème de biais de chaînage, puisqu'il s'agit de comparaisons directes sur les deux années considérées. Elles ne devraient pas non plus être entachées d'un problème saisonnier, car la dernière semaine de septembre 1998 est comparée à la dernière semaine de septembre 2000.

Indices d'agrégat élémentaire utilisés en pratique

20.38 Supposons qu'il existe M produits élémentaires au niveau d'agrégation le plus bas (dits aussi produits spécifiques) dans la catégorie élémentaire choisie. Soit p_m^t le prix du produit élémentaire m pendant la période t pour $t = 0, 1$ et pour les produits élémentaires $m = 1, 2, \dots, M$. Soit également $p^t = [p_1^t, p_2^t, \dots, p_M^t]$ pour $t = 0, 1$ le vecteur de prix de la période t .

20.39 La première formule d'indice d'agrégat élémentaire largement utilisée, attribuée à l'économiste français Dutot (1738), se présente comme suit :

$$P_D(p^0, p^1) = \frac{\sum_{m=1}^M \frac{1}{M} p_m^1}{\sum_{m=1}^M \frac{1}{M} p_m^0} = \frac{\sum_{m=1}^M p_m^1}{\sum_{m=1}^M p_m^0} \quad (20.1)$$

L'indice d'agrégat élémentaire de Dutot est donc égal à la moyenne arithmétique des prix des M produits élémentaires durant la période 1 divisée par la moyenne arithmétique des prix des M produits élémentaires durant la période 0.

20.40 La deuxième de ces formules d'indice d'agrégat élémentaire, attribuée à l'économiste italien Carli (1764), se présente comme suit :

$$P_C(p^0, p^1) = \sum_{m=1}^M \frac{1}{M} \frac{p_m^1}{p_m^0} \quad (20.2)$$

L'indice d'agrégat élémentaire de Carli est donc égal à la moyenne arithmétique des ratios ou rapports de prix, p_m^1/p_m^0 , des M produits élémentaires.

20.41 La troisième de ces formules d'indice d'agrégat élémentaire, attribuée à l'économiste anglais Jevons (1863), se présente comme suit :

$$P_J(p^0, p^1) = \prod_{m=1}^M \sqrt[M]{\frac{p_m^1}{p_m^0}} \quad (20.3)$$

L'indice d'agrégat élémentaire de Jevons est donc égal à la moyenne géométrique des ratios ou rapports de prix, p_m^1/p_m^0 , des M produits élémentaires.

20.42 La quatrième formule d'indice d'agrégat élémentaire P_H est la moyenne harmonique des rapports de prix des M produits. Elle a été citée pour la première fois comme formule d'indice d'agrégat élémentaire, de façon incidente, par Jevons (1865, p. 121) et Coggeshall (1887) :

$$P_H(p^0, p^1) = \left[\sum_{m=1}^M \frac{1}{M} \left(\frac{p_m^1}{p_m^0} \right)^{-1} \right]^{-1} \quad (20.4)$$

20.43 Enfin, la cinquième formule d'indice d'agrégat élémentaire est la moyenne géométrique de la formule de Carli et de la formule harmonique : autrement dit, c'est la moyenne géométrique des moyennes arithmétique et harmonique des rapports de prix des M produits élémentaires :

$$P_{CSWD}(p^0, p^1) = \sqrt{P_C(p^0, p^1) P_H(p^0, p^1)} \quad (20.5)$$

Cette formule d'indice a été suggérée pour la première fois par Fisher (1922, p. 472) sous la forme de sa formule 101. Fisher a observé en outre de façon empirique, à partir de son ensemble de données, que P_{CSWD} était très proche de l'indice de Jevons, P_J , et que ces deux indices étaient ses «meilleures» formules d'indice non pondérées. Plus récemment, Carruthers, Sellwood et Ward (1980, p. 25) et Dalén (1992, p. 140) ont proposé à leur tour P_{CSWD} comme formule d'indice d'agrégat élémentaire.

20.44 Les formules élémentaires les plus fréquemment utilisées étant ainsi définies, reste à déterminer quelle est la «meilleure». De toute évidence, il ne peut être répondu à cette question tant que l'on n'a pas défini les propriétés souhaitables des indices d'agrégat élémentaire. Celles-ci seront définies de façon systématique aux paragraphes 20.46 à 20.57, mais nous en signalerons une dès maintenant ici : le *test de réversibilité temporelle*, déjà mentionné au chapitre 15. En l'occurrence, ce test pour l'indice d'agrégat élémentaire $P(p^0, p^1)$ devient :

$$P(p^0, p^1) P(p^1, p^0) = 1 \quad (20.6)$$

Ce test indique que, si les prix de la période 2 reviennent à leur niveau initial de la période 0, le produit de la variation des prix entre les périodes 0 et 1, $P(p^0, p^1)$, et de la variation des prix entre les périodes 1 et 2, $P(p^1, p^0)$, devrait être égal à l'unité : selon les conditions énoncées, nous devrions donc terminer là où nous avons commencé. On peut vérifier que les indices de Dutot, Jevons et Carruthers–Sellwood–Ward–Dalén, P_D , P_J et P_{CSWD} , satisfont tous au test de réversibilité temporelle, mais qu'il n'en va pas de même pour l'indice de Carli et les indices harmoniques, respectivement P_C et P_H . En fait, ces deux derniers indices échouent de la façon *biaisée* suivante :

$$P_C(p^0, p^1) P_C(p^1, p^0) \geq 1 \quad (20.7)$$

$$P_H(p^0, p^1) P_H(p^1, p^0) \leq 1 \quad (20.8)$$

les inégalités strictes des équations (20.7) et (20.8) étant valables sous réserve que le vecteur des prix de la période 1, p^1 , ne soit pas proportionnel à celui de la pé-

riode 0, p^0 ²⁴. En règle générale, donc, l'indice de Carli affichera un biais positif, et l'indice harmonique un biais négatif. Fisher (1922, p.s 66 et 383), qui a été semble-t-il le premier à démontrer le biais positif de l'indice de Carli²⁵, fait la remarque suivante quant à son utilisation par les offices de statistique : «Dans d'autres domaines que celui des indices, il constitue souvent le meilleur type de moyenne. Mais nous verrons que la moyenne arithmétique simple donne l'un des plus mauvais indices. Et même si cet ouvrage n'a pas d'autre effet que de conduire à l'abandon total de l'indice arithmétique simple, il n'aura pas été inutile» (Fisher (1922, p. 29–30).

20.45 Dans les sections suivantes, nous précisons certaines relations numériques entre les cinq indices d'agrégat élémentaire qui viennent d'être définis, avant de dresser une liste plus complète des propriétés souhaitables pour les indices d'agrégat élémentaire et puis d'évaluer les cinq formules élémentaires par rapport à ces propriétés ou tests.

Relations numériques entre les indices d'agrégat élémentaire les plus utilisés

20.46 Il est possible de démontrer²⁶ que les indices d'agrégat élémentaire de Carli et de Jevons, ainsi que les indices d'agrégat élémentaire harmoniques, satisfont aux inégalités suivantes :

$$P_H(p^0, p^1) \leq P_J(p^0, p^1) \leq P_C(p^0, p^1) \quad (20.9)$$

Autrement dit, l'indice harmonique est toujours inférieur ou égal à l'indice de Jevons, lequel est toujours inférieur ou égal à l'indice de Carli. En fait, les inégalités strictes de l'équation (20.9) sont valables à condition que le vecteur de prix de la période 0, p^0 , ne soit pas proportionnel au vecteur de prix de la période 1, p^1 .

20.47 Les inégalités de l'équation (20.9) ne nous disent pas dans quelle mesure l'indice de Carli dépassera celui de Jevons, ni de combien ce dernier dépassera l'indice harmonique. Nous établirons donc, dans le reste de cette section, des relations approximatives entre les cinq indices définis dans la section précédente, afin de fournir des indications pratiques sur l'ampleur relative de chaque indice.

²⁴Ces inégalités résultent du fait que la moyenne harmonique de M nombres positifs est toujours inférieure ou égale à la moyenne arithmétique correspondante; voir Walsh (1901, p. 517) ou Fisher (1922, p. 383–384). Il s'agit là d'un cas particulier de l'inégalité de Schlömilch; voir Hardy, Littlewood, and Pólya (1934, p. 26).

²⁵Voir aussi Pigou (1920, p. 59 et 70), Szulc (1987, p 12) et Dalén (1992, p. 139). Dalén (1994, p. 150–151) propose des explications intuitives intéressantes du biais positif de l'indice de Carli.

²⁶Chacun des trois indices P_H , P_J et P_C est une moyenne d'ordre r dans laquelle r est égal respectivement à -1 , 0 et 1 : les inégalités découlent donc de celle de Schlömilch; voir Hardy, Littlewood, and Pólya (1934, p. 26).

20.48 La première de ces relations approximatives est celle qui lie l'indice de Carli P_C à l'indice de Dutot P_D ²⁷. Pour chaque période t , définissons comme suit la moyenne arithmétique des M prix de cette période :

$$p^{t*} = \sum_{m=1}^M \frac{1}{M} p_m^t ; \quad t = 0, 1 \quad (20.10)$$

Définissons maintenant comme suit l'écart multiplicatif du m ème prix durant la période t par rapport au prix moyen de cette période, e_m^t :

$$p_m^t = p^{t*} (1 + e_m^t) ; \quad m = 1, \dots, M; t = 0, 1. \quad (20.11)$$

On observera également que les équations (20.10) et (20.11) impliquent que la somme des écarts e_m^t est égale à 0 durant chaque période :

$$\sum_{m=1}^M e_m^t = 0; \quad t = 0, 1. \quad (20.12)$$

20.49 Notons que l'indice de Dutot peut s'exprimer comme le rapport des prix moyens, p^{1*}/p^{0*} :

$$P_D(p^0, p^1) = \frac{p^{1*}}{p^{0*}} \quad (20.13)$$

20.50 Insérons maintenant l'équation (20.11) dans la définition de l'indice de Jevons (20.3) :

$$\begin{aligned} P_J(p^0, p^1) &= \prod_{m=1}^M \sqrt[M]{\frac{p^{1*}(1+e_m^1)}{p^{0*}(1+e_m^0)}} \\ &= \frac{p^{1*}}{p^{0*}} \prod_{m=1}^M \sqrt[M]{\frac{(1+e_m^1)}{(1+e_m^0)}} \text{ en utilisant l'équation (20.13)} \\ &= P_D(p^0, p^1) f(e^0, e^1) \end{aligned} \quad (20.14)$$

où $e^t = [e_1^t, \dots, e_M^t]$ pour $t = 0$ et 1 , et où la fonction f est définie comme suit :

$$f(e^0, e^1) = \prod_{m=1}^M \sqrt[M]{\frac{(1+e_m^1)}{(1+e_m^0)}} \quad (20.15)$$

20.51 Procédons au développement limité au second ordre de $f(e^0, e^1)$ par une série de Taylor autour de $e^0 = 0_M$ et $e^1 = 0_M$. À l'aide de l'équation (20.12), on

²⁷On notera que l'indice de Dutot peut aussi s'exprimer sous la forme d'une moyenne pondérée des rapports de prix : $P_D(p^0, p^1) = \sum_{i=1}^n \frac{p_i^1 / \sum_{j=1}^n p_j^0}{\sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0) p_i^0 / \sum_{j=1}^n p_j^0} = \sum_{i=1}^n (p_i^1 / p_i^0) w_i^0$, où la i ème pondération est définie comme suit : $w_i = p_i^0 / \sum_{j=1}^n p_j^0$. En conséquence, si les produits de l'agrégat élémentaire sont hétérogènes, les produits les plus chers dans les unités de mesure choisies recevront une forte pondération que ne justifient pas forcément les dépenses consacrées à ces produits.

peut vérifier²⁸ que l'on obtient la relation approximative de second ordre suivante entre P_J et P_D :

$$\begin{aligned} P_J(p^0, p^1) &\approx P_D(p^0, p^1)[1 + (1/2M)e^0e^1 - (1/2M)e^1e^0] \\ &= P_D(p^0, p^1)[1 + (1/2)\text{var}(e^0) - (1/2)\text{var}(e^1)] \end{aligned} \quad (20.16)$$

où $\text{var}(e^t)$ est la variance des écarts multiplicatifs durant la période t . Donc, pour $t = 0, 1$:

$$\begin{aligned} \text{var}(e^t) &:= \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M (e_m^t - e_m^{r^*})^2 \\ &= \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M (e_m^t)^2 \quad \text{puisque } e_m^{r^*} = 0 \text{ en utilisant} \\ &= \frac{1}{M} e^t e^t \quad \text{l'équation (20.12)} \end{aligned} \quad (20.17)$$

20.52 Dans des circonstances normales²⁹, il est probable que la variance des écarts des prix par rapport à leurs moyennes dans chaque période serait approximativement constante et que, dans ce cas, l'indice des prix de Jevons donnerait une approximation de second ordre de l'indice des prix de Dutot.

20.53 Notons que, si l'on excepte la formule de Dutot, les quatre autres indices d'agrégat élémentaire définis aux paragraphes 20.23 à 20.37 sont des fonctions des prix relatifs des M produits élémentaires sur lesquels porte l'agrégation. Ce constat est utilisé pour calculer les relations approximatives entre ces quatre indices d'agrégat élémentaire. Définissons donc le $m^{\text{ième}}$ rapport de prix comme suit :

$$r_m = \frac{p_m^1}{p_m^0}; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.18)$$

20.54 Définissons la moyenne arithmétique des M rapports de prix comme suit :

$$r^* = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M r_m = P_C(p^0, p^1) \quad (20.19)$$

où la dernière égalité découle de la définition (20.2) de l'indice de Carli. Enfin, définissons comme suit l'écart e_m du $m^{\text{ième}}$ rapport de prix, r_m , à partir de la moyenne arithmétique des M rapports de prix, r^* ³⁰ :

$$r_m = r^* (1 + e_m); \quad m = 1, \dots, M. \quad (20.20)$$

²⁸Cette relation approximative a été établie pour la première fois par Carruthers, Sellwood et Ward (1980, p. 25).

²⁹Certaines études indiquent que, si le taux d'inflation global enregistre d'amples variations, la variance des écarts des prix par rapport à leurs moyennes peut varier elle aussi. Par ailleurs, si la valeur de M est faible, il y aura des fluctuations d'échantillonnage dans les variances des prix d'une période à l'autre.

³⁰Notons que les écarts présentés sous forme de ratio e_m , définis par l'équation (20.20), sont différents des écarts présentés en niveau e_m^t , définis par l'équation (20.11).

20.55 On notera que les équations (20.19) et (20.20) impliquent que la somme des écarts e_m est nulle :

$$\sum_{m=1}^M e_m = 0 \quad (20.21)$$

20.56 Insérons maintenant l'équation (20.20) dans les définitions (20.2)–(20.5) de P_C , P_J , P_H et P_{CSWD} , afin d'obtenir les représentations suivantes de ces indices, établies en fonction du vecteur des écarts, $e = [e_1, \dots, e_M]$:

$$P_C(p^0, p^1) = \sum_{m=1}^M \frac{1}{M} r_m = r^* 1 = r^* f_C(e) \quad (20.22)$$

$$P_J(p^0, p^1) = \prod_{m=1}^M \sqrt[r_m]{r_m} = r^* \prod_{m=1}^M \sqrt[1+e_m]{1+e_m} = r^* f_J(e); \quad (20.23)$$

$$P_H(p^0, p^1) = \left[\sum_{m=1}^M \frac{1}{M} (r_m)^t \right]^{-1/t} = r^* \left[\sum_{m=1}^M \frac{1}{M} (1+e_m)^t \right]^{-1/t} = r^* f_H(e); \quad (20.24)$$

$$\begin{aligned} P_{CSWD}(p^0, p^1) &= \sqrt{P_C(p^0, p^1) P_H(p^0, p^1)} \\ &= r^* \sqrt{f_C(e) f_H(e)} = r^* f_{CSWD}(e) \end{aligned} \quad (20.25)$$

où la dernière identité de chacune des équations (20.22)–(20.25) sert à définir les fonctions d'écart, $f_C(e)$, $f_J(e)$, $f_H(e)$ et $f_{CSWD}(e)$. Les approximations de second ordre par une série de Taylor effectuées pour chacune de ces fonctions³¹ autour du point $e = 0_M$ sont les suivantes :

$$f_C(e) \approx 1; \quad (20.26)$$

$$f_J(e) \approx 1 - (1/2M)ee = 1 - (1/2) \text{var}(e); \quad (20.27)$$

$$f_H(e) \approx 1 - (1/M)ee = 1 - \text{var}(e); \quad (20.28)$$

$$f_{CSWD}(e) \approx 1 - (1/2M)ee = 1 - (1/2) \text{var}(e); \quad (20.29)$$

où l'équation (20.21) est utilisée de façon répétée pour calculer les approximations ci-dessus³². Au second ordre, l'indice de Carli P_C sera supérieur aux indices de Jevons et de Carruthers–Sellwood–Ward–Dalén, P_J et P_{CSWD} , de $(1/2) r^* \text{var}(e)$, soit r^* fois la moitié de la variance des M rapports de prix, p_m^1/p_m^0 . De même, au second ordre, l'indice harmonique P_H sera inférieur aux indices de Jevons et de Carruthers–Sellwood–Ward–Dalén, P_J et

³¹L'équation (20.22) montre que $f_C(e)$ est identiquement égal à 1, de sorte que l'expression (20.26) sera une égalité exacte plutôt qu'une approximation.

³²Ces approximations de second ordre ont été formulées par Dalén (1992, p. 143) pour le cas où $r^* = 1$ et Diewert (1995a, p. 29) dans le cas d'un r^* général.

P_{CSWD} , de r^* fois la moitié de la variance des M rapports de prix, p_m^1/p_m^0 .

20.57 On peut s'attendre empiriquement, à ce que les indices de Jevons et de Carruthers–Sellwood–Ward–Dalén soient très proches l'un de l'autre. Si l'on utilise le résultat de l'approximation précédente (20.16), l'indice de Dutot, P_D , devrait lui aussi être relativement proche de P_J et P_{CSWD} , avec quelques fluctuations au cours du temps dues à l'évolution des variances des vecteurs d'écart pour les périodes 0 et 1, e^0 et e^1 . On doit donc s'attendre à ce que ces trois indices d'agrégat élémentaire donnent à peu près les mêmes réponses numériques dans le cadre d'applications empiriques. En revanche, l'indice de Carli devrait être nettement supérieur à ces trois indices, la divergence s'accroissant à mesure que la variance des M rapports de prix augmente. On peut s'attendre de même à ce que l'indice harmonique soit nettement inférieur à ces trois indices, la divergence s'accroissant là aussi à mesure que la variance des M rapports de prix augmente.

Approche axiomatique des indices d'agrégat élémentaire

20.58 Reprenons l'approche axiomatique des indices de prix bilatéraux $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ présentée au chapitre 16. Dans le présent chapitre, l'indice d'agrégat élémentaire $P(p^0, p^1)$ ne dépend que des vecteurs de prix des périodes 0 et 1, p^0 et p^1 respectivement, de sorte que l'indice d'agrégat élémentaire est indépendant des vecteurs de quantités des périodes 0 et 1, q^0 et q^1 . Si l'on souhaite de nouveaux tests ou axiomes pour un indice d'agrégat élémentaire, une solution consiste à examiner la vingtaine d'axiomes mentionnés dans l'approche axiomatique de Fisher au chapitre 16 pour les indices de prix bilatéraux $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ et à les adapter à notre contexte. Autrement dit, on peut utiliser les anciens tests bilatéraux pour $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$, qui ne dépendent pas des vecteurs de quantités q^0 et q^1 , comme tests d'un indice d'agrégat élémentaire $P(p^0, p^1)$ ³³. C'est l'approche que nous avons adoptée dans la présente section.

20.59 Les huit premiers tests ou axiomes, d'une relative simplicité, ne sont pas controversés.

T1 : *continuité* : $P(p^0, p^1)$ est une fonction continue des M prix positifs de la période 0, $p^0 = [p_1^0, \dots, p_M^0]$, et des M prix positifs de la période 1, $p^1 = [p_1^1, \dots, p_M^1]$.

T2 : *identité* : $P(p, p) = 1$; autrement dit, si le vecteur des prix de la période 0 est égal au vecteur des prix de la période 1, l'indice est égal à l'unité.

T3 : *monotonie aux prix de la période en cours* : $P(p^0, p^1) < P(p^0, p)$ si $p^1 < p$; si un prix de la période 1 augmente, l'indice des prix augmente.

T4 : *monotonie aux prix de la période de référence* : $P(p^0, p^1) > P(p, p^1)$ si $p^0 < p$; si un prix de la période 0 augmente, l'indice des prix baisse.

T5 : *proportionnalité pour les prix courants* : $P(p^0, \lambda p^1) = \lambda P(p^0, p^1)$ si $\lambda > 0$; si tous les prix de la période 1 sont multipliés par le nombre positif λ , l'indice des prix initial est aussi multiplié par λ .

T6 : *proportionnalité inverse des prix de la période de référence* : $P(\lambda p^0, p^1) = \lambda^{-1} P(p^0, p^1)$ si $\lambda > 0$; si tous les prix de la période 0 sont multipliés par le nombre positif λ , l'indice des prix initial est multiplié par $1/\lambda$.

T7 : *test de la valeur moyenne* : $\min_m \{p_m^1/p_m^0 : m = 1, \dots, M\} \leq P(p^0, p^1) \leq \max_m \{p_m^1/p_m^0 : m = 1, \dots, M\}$; l'indice des prix se situe entre les plus petits et les plus grands rapports de prix.

T8 : *traitement symétrique des points de vente* : $P(p^0, p^1) = P(p^{0*}, p^{1*})$, où p^{0*} et p^{1*} expriment la même permutation des composantes de p^0 et p^1 ; si nous modifions l'ordre des points de vente (ou des ménages) auprès desquels les prix ont été relevés au cours des deux périodes, l'indice d'agrégat élémentaire reste inchangé.

Eichhorn (1978, p. 155) a montré que les tests T1, T2, T3 et T5 impliquent le test T7, de sorte que les tests ci-dessus ne sont pas tous indépendants d'un point de vue logique.

20.60 Les tests suivants, plus controversés, ne sont pas nécessairement acceptés par tous les statisticiens.

T9 : *le test de bouncing des prix* : $P(p^0, p^1) = P(p^{0*}, p^{1**})$ où p^{0*} et p^{1**} expriment des permutations différentes, le cas échéant, des composantes de p^0 et p^1 . Si nous apportons des modifications (qui peuvent être différentes) à l'ordre des prix relevés durant les deux périodes, l'indice d'agrégat élémentaire demeure inchangé.

20.61 Le test T8 est à l'évidence un cas particulier du test T9 où les deux permutations de l'ordre initial des prix doivent être identiques. Le test T9 implique donc le test T8. Le test T9 a été formulé par Dalén (1992, p. 138), qui l'a justifié en suggérant que l'indice des prix devrait rester inchangé dans le cas où l'oscillation (*bouncing*) des prix aux points de vente serait telle que les points de vente ne feraient qu'échanger des prix entre eux durant les deux périodes. En dépit de l'attrait que présente son côté intuitif, ce test n'est pas conforme à l'idée selon laquelle les prix dans un point de vente doivent être appariés individuellement, d'une période à l'autre. Quand il existe des différences de qualité au sein d'un point de vente, il est préférable d'apparier les prix d'une période à l'autre plutôt que de ne pas les apparier.

20.62 Le test suivant a été proposé aussi par Dalén (1992) dans le contexte des indices d'agrégat élémentaire :

T10 : *test de réversibilité temporelle* : $P(p^1, p^0) = 1/P(p^0, p^1)$; autrement dit, si les données des périodes 0 et 1 sont interverties, l'indice des prix qui en résulte devrait être égal à l'inverse de l'indice des prix initial.

³³Cette approche est utilisée par Diewert (1995a, p. 5–17), qui s'inspire des travaux antérieurs de Eichhorn (1978, p. 152–160) et Dalén (1992).

Étant donné que de nombreux statisticiens approuvent le choix de l'indice des prix de Laspeyres dans le cadre des indices bilatéraux et que celui-ci ne satisfait pas au test de réversibilité temporelle, il est évident que tous ne considèrent pas que son application aux indices d'agrégat élémentaire est fondamentale et qu'il faut impérativement satisfaire à ce test. Ils n'en sont pas moins nombreux à juger ce test fondamental, car il est difficile d'accepter un indice qui donne une réponse différente lorsque l'ordre temporel est inversé.

20.63 Le test suivant est une forme renforcée du test de réversibilité temporelle :

T11 : *transitivité* : $P(p^0, p^1)P(p^1, p^2) = P(p^0, p^2)$; le produit de l'indice des prix allant de la période 0 à la période 1 par l'indice des prix allant de la période 1 à la période 2 est égal à l'indice des prix allant directement de la période 0 à la période 2.

Les tests de transitivité et d'identité impliquent le test de réversibilité temporelle (soit $p^2 = p^0$). Le test de transitivité est donc essentiel au renforcement du test de réversibilité temporelle et il est peu probable que les statisticiens qui n'acceptent pas le test de réversibilité temporelle acceptent le test de transitivité. En général, cependant, le test de transitivité présente une propriété très souhaitable : il correspond à la généralisation d'une propriété valable pour un seul rapport de prix.

20.64 Le test suivant est très important :

T12 : *Commensurabilité* : $P(\lambda_1 p_0^1, \dots, \lambda_M p_M^0; \lambda_1 p_1^1, \dots, \lambda_M p_M^1) = P(p_1^0, \dots, p_M^0; p_1^1, \dots, p_M^1) = P(p^0, p^1)$ pour tous les $\lambda_1 > 0, \dots, \lambda_M > 0$; l'indice d'agrégat élémentaire ne change pas si l'on modifie les unités de mesure utilisées pour chaque produit.

La quasi-totalité des statisticiens accepte la validité de ce test dans le contexte des indices bilatéraux. Il est plus controversé, en revanche, dans le cadre des indices d'agrégat élémentaire. Si les M produits élémentaires de l'agrégat élémentaire sont tous homogènes, il est logique de mesurer tous les produits dans les mêmes unités. Si l'on change l'unité de mesure du produit homogène, la version modifiée du test T12 doit donc restreindre tous les λ_m au même nombre (disons λ), et le test T12 modifié devient alors :

$$P(\lambda p^0, \lambda p^1) = P(p^0, p^1); \lambda > 0. \quad (20.30)$$

On notera que le test T12 modifié sera satisfait si les tests T5 et T6 le sont aussi. Dans le cas où les produits élémentaires de l'agrégat élémentaire sont homogènes, il n'est donc pas nécessaire de procéder au test T12 initial (non modifié).

20.65 Dans la pratique, chaque agrégat élémentaire se compose en général de milliers de produits élémentaires et l'hypothèse de l'homogénéité du produit élémentaire n'est pas justifiée. Il est important alors que l'indice d'agrégat élémentaire satisfasse au test de commensurabilité, puisque les unités de mesure des produits hétérogènes de l'agrégat élémentaire sont arbitraires, et les statisticiens peuvent modifier l'indice en changeant simplement d'unité de mesure pour certains produits élémentaires.

20.66 Nous avons ainsi terminé de dresser la liste des tests de l'indice d'agrégat élémentaire. Il reste maintenant à déterminer le nombre de tests auxquels satisfait chacun des cinq indices d'agrégat élémentaire définis aux paragraphes 20.38 à 20.45.

20.67 Des calculs simples montrent que l'indice d'agrégat élémentaire de Jevons, P_J , satisfait à tous les tests et apparaît donc comme le « meilleur » du point de vue de cette approche axiomatique particulière des indices d'agrégat élémentaire.

20.68 L'indice de Dutot, P_D , satisfait à tous les tests, à l'exception notable du test de commensurabilité, T12. Cela représente un grave inconvénient si l'agrégat élémentaire comprend des produits hétérogènes, et les statisticiens doivent donc utiliser cet indice avec prudence.

20.69 Le test de *bouncing* des prix, T9, et le test de transitivité, T11, sont les seuls auxquels ne satisfait pas la moyenne géométrique de l'indice d'agrégat élémentaire de Carli et de l'indice d'agrégat élémentaire harmonique, P_{CSWD} . L'échec à ces deux tests n'est sans doute pas rédhibitoire, de sorte que les statisticiens peuvent recourir à cet indice s'ils décident, pour telle ou telle raison, de ne pas utiliser la formule de Jevons. Comme on l'a vu aux paragraphes 20.38 à 20.45, P_{CSWD} sera numériquement très proche de P_J .

20.70 L'indice d'agrégat élémentaire de Carli et l'indice d'agrégat élémentaire harmonique, P_C et P_H , ne satisfont pas aux tests de *bouncing* des prix T9, de réversibilité temporelle T10 et de transitivité T11, mais passent avec succès tous les autres. Là encore, l'échec aux tests T9 et T11 n'est pas rédhibitoire, mais le fait de ne pas satisfaire au test de réversibilité temporelle T10 pose un sérieux problème : les statisticiens doivent également utiliser ces indices avec prudence.

Approche économique des indices d'agrégat élémentaire

20.71 Reprenons les notations retenues et les analyses développées aux paragraphes 20.38 à 20.45 et supposons que chaque acheteur des produits inclus dans l'agrégat élémentaire affiche, pour le vecteur d'achat $q = [q_1, \dots, q_M]$ des préférences pouvant être représentées par la fonction d'agrégation (ou d'utilité) linéaire homogène $f(q)$. Supposons aussi que chaque acheteur s'efforce de minimiser ses coûts durant chaque période. Alors, comme nous l'avons vu au chapitre 17, on peut démontrer que certaines formes fonctionnelles spécifiques de la fonction d'agrégation ou d'utilité $f(q)$ ou de sa fonction de coût unitaire duale $c(p)$ ³⁴ conduisent à des formes fonctionnelles spécifiques pour l'indice des prix $P(p^0, p^1, q^0, q^1)$ avec :

³⁴La fonction de coût unitaire est définie comme suit : $c(p) = \min_q \{ \sum_{m=1}^M p_m q_m : f(q) = 1 \}$.

$$P(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{c(p^1)}{c(p^0)} \quad (20.31)$$

20.72 Supposons que les fonctions d'agrégation f des acheteurs soient définies comme suit³⁵ :

$$f(q_1, \dots, q_M) \uparrow \min_m \{q_m/a_m : m = 1, \dots, M\} \quad (20.32)$$

où les a_m sont des constantes positives. Sous ces hypothèses, on peut démontrer que l'équation (20.31) devient³⁶ :

$$\frac{c(p^1)}{c(p^0)} = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^1} = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \quad (20.33)$$

et les vecteurs de quantités des achats effectués durant les deux périodes doivent être proportionnels :

$$q^1 = \lambda q^0 \text{ pour certains } \lambda > 0. \quad (20.34)$$

20.73 La première équation (20.33) montre que l'indice du coût de la vie véritable, $c(p^1)/c(p^0)$, sous les hypothèses retenues pour la fonction d'agrégation f dans l'équation (20.32), est égal à l'indice des prix de Laspeyres, $P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) = p^1 q^0 / p^0 q^1$. Voyons comment diverses formules élémentaires permettent d'estimer cette formule de Laspeyres sous les différentes hypothèses d'échantillonnage des prix.

20.74 Afin de justifier l'emploi de la formule élémentaire de Dutot, écrivons la formule d'indice de Laspeyres comme suit :

$$P_L(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{m=1}^M p_m^1 q_m^0}{\sum_{m=1}^M p_m^0 q_m^0} = \frac{\sum_{m=1}^M \rho_m^0 p_m^1}{\sum_{m=1}^M \rho_m^0 p_m^0} \quad (20.35)$$

où les *probabilités des produits élémentaires pour la période de référence* ρ_m^0 sont définies comme suit :

$$\rho_m^0 = \frac{q_m^0}{\sum_{m=1}^M q_m^0}; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.36)$$

Ainsi, la probabilité du produit élémentaire m , ρ_m^0 , pour la période de référence est égale au rapport des achats du produit m effectués durant la période de référence par le total des achats consacrés à tous les produits de la catégorie de produits élémentaires concernée durant la période de référence. Notons que ces définitions exigent que les mêmes unités s'appliquent à tous les produits élémentaires de la catégorie considérée³⁷.

³⁵Les préférences qui correspondent à cette fonction f sont qualifiées de «préférences de Leontief» (1936) ou «préférences de substitution nulle».

³⁶Voir Pollak (1983). Notation : $p^1 q^0$ est défini comme la somme, $\sum_{i=1}^n p_i^1 q_i^0$, etc.

³⁷Les probabilités définies par l'équation (20.36) n'ont aucune signification si les produits ne sont pas homogènes.

20.75 Il est facile maintenant de voir comment la formule (20.35) peut être transformée en une base de sondage rigoureuse pour échantillonner les prix de la catégorie de produits considérée³⁸. Si les prix des produits élémentaires de cette catégorie sont échantillonnés proportionnellement à leurs probabilités durant la période de référence, ρ_m^0 , l'indice de Laspeyres défini par la première égalité de (20.35) peut être estimé par l'indice de Dutot défini dans la deuxième égalité de l'équation (20.35). En général, avec un dispositif d'échantillonnage approprié, l'utilisation de la formule de Dutot au niveau d'agrégation élémentaire *pour des produits homogènes* peut être parfaitement cohérente avec un concept d'indice de Laspeyres.

20.76 La formule de Dutot peut être aussi cohérente avec un concept d'indice de Paasche. Si l'on utilise la formule de Paasche au niveau d'agrégation élémentaire, on obtient la formule suivante :

$$P_p(p^0, p^1, q^0, q^1) = \frac{\sum_{m=1}^M p_m^1 q_m^1}{\sum_{m=1}^M p_m^0 q_m^1} = \frac{\sum_{m=1}^M \rho_m^1 p_m^1}{\sum_{m=1}^M \rho_m^1 p_m^0} \quad (20.37)$$

où les probabilités associées aux produits durant la période 1, ρ_m^1 , sont définies comme suit :

$$\rho_m^1 = \frac{q_m^1}{\sum_{m=1}^M q_m^1}; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.38)$$

En conséquence, la probabilité associée au produit élémentaire m durant la période 1, ρ_m^1 , est égale au rapport entre la quantité du produit m achetée durant la période 1 et le total des achats consacrés à tous les produits élémentaires de la catégorie de produits considérée durant cette période.

20.77 À nouveau, il est facile de voir comment la formule (20.37) peut être transformée en une base de sondage rigoureuse pour l'échantillonnage des prix de la catégorie de produits considérée. Si les prix des produits élémentaires de cette catégorie sont échantillonnés proportionnellement à leurs probabilités durant la période 1, ρ_m^1 , l'indice de Paasche défini par la première égalité de l'équation (20.37) peut être estimé par l'indice de Dutot défini dans la deuxième égalité de cette même équation. En règle générale, et moyennant un dispositif d'échantillonnage approprié, l'utilisation de la formule de Dutot au niveau d'agrégation élémentaire (pour un agrégat élémentaire homogène) peut être parfaitement cohérente avec le concept d'indice de Paasche.

20.78 Plutôt que d'utiliser les représentations de panier-type pour les indices de Laspeyres et de Paasche, il

³⁸Pour plus de détails, voir Balk (2002, p. 8–10).

est possible de se servir des représentations de la part des dépenses pour ces deux indices. On utilise alors les parts de dépenses s_m^0 ou s_m^1 comme pondérations des probabilités pour les rapports de prix. Si les prix relatifs des produits primaires de la catégorie considérée sont échantillonnés avec des pondérations proportionnelles à leur part des dépenses dans cette catégorie durant la période de référence, l'indice de Carli ci-dessous

$$P_C(p^0, p^1, s^0) = \sum_{m=1}^M s_m^0 \frac{p_m^1}{p_m^0} \quad (20.39)$$

aura une espérance mathématique égale à l'indice de Laspeyres³⁹. Contrairement aux équations (20.35) et (20.37), la formule (20.39) n'exige pas, bien sûr, que les produits soient homogènes.

20.79 Si les prix relatifs des produits élémentaires de la catégorie considérée sont échantillonnés avec des pondérations proportionnelles à leur part des dépenses dans cette catégorie durant la période 1, l'indice harmonique suivant

$$P_H(p^0, p^1, s^1) = \left(\sum_{m=1}^M s_m^1 \left(\frac{p_m^1}{p_m^0} \right)^{-1} \right)^{-1} \quad (20.40)$$

aura une espérance mathématique égale à l'indice de Paasche.

20.80 Les résultats ci-dessus montrent que l'indice d'agrégat élémentaire de Dutot peut se justifier comme une approximation d'un indice de prix de Laspeyres ou de Paasche pour un agrégat élémentaire homogène si les méthodes d'échantillonnage des prix sont appropriées. Ils montrent aussi que l'indice d'agrégat élémentaire de Carli et l'indice d'agrégat élémentaire harmonique peuvent se justifier en tant qu'approximation d'un indice des prix de Laspeyres ou de Paasche si les méthodes d'échantillonnage des prix sont appropriées.

20.81 Souvenons-nous que l'hypothèse faite dans l'équation (20.32) au sujet de la fonction f faisait des indices de Laspeyres et de Paasche les «véritables» agrégats élémentaires du point de vue de l'approche économique des indices d'agrégat élémentaire. Supposons maintenant que l'on remplace l'hypothèse (20.32) par l'hypothèse suivante de préférences de type Cobb–Douglas (1928) ci-dessous⁴⁰ :

$$f(q_1, \dots, q_M) = \prod_{m=1}^M q_m^{\beta_m}; \beta_m > 0 \text{ for } m = 1, \dots, M$$

; et $\sum_{m=1}^M \beta_m = 1$ (20.41)

20.82 Si l'on retient l'hypothèse (20.41), le véritable indice d'agrégat élémentaire économique est⁴¹ :

$$\frac{c(p^1)}{c(p^0)} = \prod_{m=1}^M \left(\frac{p_m^1}{p_m^0} \right)^{\beta_m} \quad (20.42)$$

20.83 Il apparaît que, si les acheteurs affichent les préférences de Cobb–Douglas ci-dessus, les dépenses consacrées aux produits élémentaires seront proportionnelles durant les deux périodes, de sorte que :

$$p_m^1 q_m^1 = \lambda p_m^0 q_m^0 \text{ pour } m = 1, \dots, M \text{ et pour certains } \lambda > 0 \quad (20.43)$$

Dans ces conditions, les parts de dépenses de la période de référence, s_m^0 , seront égales aux parts de dépenses correspondantes de la période 1, s_m^1 , ainsi qu'aux β_m correspondants; autrement dit, l'hypothèse (20.41) implique que :

$$s_m^0 = s_m^1 = \beta_m; m = 1, \dots, M. \quad (20.44)$$

En conséquence, si les prix relatifs des produits élémentaires de la catégorie considérée sont échantillonnés avec des pondérations proportionnelles à leurs parts de dépenses dans la catégorie considérée durant la période de référence, l'indice de Jevons suivant

$$\ln P_J(p^0, p^1, s^0) = \sum_{m=1}^M s_m^0 \ln \frac{p_m^1}{p_m^0} \quad (20.45)$$

convergera vers le logarithme de l'agrégat élémentaire de prix véritable défini par l'équation (20.42)⁴².

20.84 Ces résultats montrent que l'indice d'agrégat élémentaire de Jevons peut se justifier comme approximation d'un indice des prix de type Cobb–Douglas pour un agrégat élémentaire hétérogène si la méthode d'échantillonnage des prix est appropriée.

20.85 L'hypothèse des préférences de Leontief implique que les vecteurs des quantités se rapportant aux deux périodes considérées seront proportionnels — voir l'équation (20.34). En revanche, l'hypothèse des préférences de Cobb–Douglas implique que ce sont les vecteurs des dépenses qui seront proportionnels sur les deux périodes — voir l'équation (20.43). Les théoriciens des indices débattent depuis longtemps des avantages comparés des hypothèses de quantités proportionnelles et de dépenses proportionnelles. Jevons (1865, p. 295) et Ferger (1931, p. 39; 1936, p. 271) sont au nombre des auteurs qui pensaient que l'hypothèse des dépenses proportionnelles était la plus probable au niveau empirique. Ces auteurs ne pouvaient pas s'appuyer sur l'approche économique de la théorie des indices, mais ils ont compris intuitivement, de même que Pier-

³⁹Pour un calcul rigoureux de la base de sondage, voir Balk (2002, p. 13–14).

⁴⁰Ces préférences ont été introduites un peu plus tôt par Konüs et Byushgens (1926).

⁴¹Voir Pollak (1983).

⁴²Pour un calcul rigoureux, voir Balk (2002, p. 11–12).

son (1895, p. 332), que des effets de substitution se produisaient et que l'hypothèse des dépenses proportionnelles était donc plus plausible que celle des quantités proportionnelles.

20.86 Les résultats de la section précédente justifient, dans une certaine mesure, que l'on utilise l'indice d'agrégat élémentaire de Jevons non pondéré de préférence aux indices de Dutot et de Carli non pondérés ou de l'indice harmonique non pondéré, à condition toutefois que l'hypothèse des dépenses proportionnelles soit plus probable que celle des quantités proportionnelles. Cette justification n'en est pas moins très faible, car il faut que la méthode d'échantillonnage des prix des produits élémentaires soit adéquate pour que les résultats soient justifiés. L'utilisation des indices de Dutot et de Carli non pondérés ou de l'indice harmonique non pondéré (sans une méthode d'échantillonnage appropriée) ne peut donc pas être vraiment justifiée du point de vue de l'approche économique. Néanmoins, les résultats obtenus dans la présente section justifient fortement l'utilisation d'un indice de Jevons convenablement pondéré de préférence à d'autres indices pondérés puisque, d'un point de vue économique, il est beaucoup plus probable que les élasticités de substitution croisées soient proches de l'unité (ce qui correspond aux préférences de Cobb–Douglas) que de zéro (préférences de Leontief). Si l'on pose que, dans l'indice de Jevons pondéré, les pondérations des probabilités sont la moyenne arithmétique des parts de dépenses consacrées au produit élémentaire dans les périodes 0 et 1, et si l'on utilise les valeurs unitaires étroitement définies comme concept de prix, l'indice de Jevons pondéré devient un type d'indice d'agrégat élémentaire idéal (voir paragraphes 20.11 à 20.22).

Approche des indices d'agrégat élémentaire par l'échantillonnage

20.87 Dans la section précédente, nous avons vu que des indices d'agrégat élémentaire pondérés de façon appropriée peuvent donner une approximation de divers indices d'agrégat élémentaire de la population économique, et que cette approximation est d'autant plus exacte que la couverture de l'échantillon se rapproche de l'ensemble des produits. À l'inverse, on constate que l'indice d'agrégat élémentaire non pondéré du type défini aux paragraphes 20.38 à 20.45 ne peut pas, en général, s'approcher de l'indice d'agrégat élémentaire théoriquement idéal défini aux paragraphes 20.11 à 20.22, même si tous les prix des produits de l'agrégat élémentaire sont échantillonnés⁴³. En conséquence, plutôt que de s'en tenir au seul échantillonnage des prix, les statisticiens devront recueillir des informations sur les valeurs (ou quantités) des transactions correspondant aux

prix échantillonnés, de façon à constituer, sur la base de l'échantillon, des agrégats élémentaires qui se rapprocheront de l'agrégat élémentaire idéal ciblé à mesure que la taille de cet échantillon augmentera. Plutôt que de se borner à recueillir un échantillon de prix, il faudra recueillir des quantités (ou valeurs) associées à l'échantillon de manière à construire un indice de Fisher, de Törnqvist ou de Walsh pour l'échantillon. Cet indice d'agrégat élémentaire superlatif reposant sur des échantillons se rapprochera de l'indice d'agrégat élémentaire idéal pour la population visée à mesure que la taille de l'échantillon augmentera. Cette approche de la construction d'indices d'agrégat élémentaire à partir d'échantillonnages est recommandée par Pigou (1920, p. 66–67), Fisher (1922, p. 380), Diewert (1995a, p. 25) et Balk (2002)⁴⁴. En particulier, Pigou (1920, p. 67) propose d'utiliser l'indice des prix idéal de Fisher reposant sur un échantillon pour déflater la variation de la valeur pour l'agrégat considéré, afin d'obtenir une estimation de la variation du volume pour cet agrégat.

Utilisation de données obtenues par lecture optique dans la construction d'agrégats élémentaires

20.88 Jusqu'à une période relativement récente, il n'était pas possible de déterminer dans quelle mesure un indice d'agrégat élémentaire non pondéré du type défini aux paragraphes 20.38 à 20.45 s'approchait d'un agrégat élémentaire idéal. Les données obtenues par lecture optique (informations détaillées sur les prix et les quantités de produits vendus dans les points de vente au détail), permettent maintenant de calculer des agrégats élémentaires idéaux pour certaines strates de produits élémentaires et de comparer les résultats avec les estimations des offices de statistique concernant les variations de prix dans la même catégorie de produits élémentaires. Naturellement, ces estimations de prix reposent en général sur l'utilisation des formules de Dutot, Jevons ou Carli. Les citations ci-dessous reflètent les conclusions d'un grand nombre d'études consacrées aux données obtenues par lecture optique.

Un deuxième développement notable est survenu au cours de la période récente : les offices de statistique sont désormais à travailler à partir de données obtenues par lecture optique, à savoir des données électroniques produites par le magasin sur le lieu de vente et regroupant diverses informations sur les achats (prix, quantités, localisation, date, heure) accompagnées d'une description du produit par marque ou modèle. Ces données détaillées peuvent contribuer notamment à l'amélioration de la qualité des indices au niveau élémentaire.

⁴³L'exemple numérique mentionné aux paragraphes 20.91 à 20.99 illustre ce point.

⁴⁴Balk (2002) donne les détails de cette base de sondage. Hausman (2002) est un autre auteur moderne pour qui il importe de recueillir des informations sur les quantités en même temps que sur les prix au niveau élémentaire.

Parmi les études récentes consacrées à cette question, on citera Silver (1995), Reinsdorf (1996), Bradley, Cook, Leaver, and Moulton (1997), Dalén (1997), de Haan and Oppendoes (1997) et Hawkes (1997). Ces travaux ont débouché sur les estimations suivantes du biais des indices d'agrégat élémentaire (sur une base annuelle) : 1,1 point de pourcentage pour les téléviseurs au Royaume Uni; 4,5 points pour le café aux États-Unis; 1,5 point pour le ketchup, le papier hygiénique, le lait et le thon aux États-Unis; 1 point pour les graisses, les détergents, les céréales du petit déjeuner et le poisson congelé en Suède; 1 point pour le café aux Pays-Bas et 3 points pour le café aux États-Unis. Ces estimations de biais intègrent aussi bien les biais d'agrégat élémentaire que les biais de substitution des points de vente et sont sensiblement plus élevées que les estimations approximatives que nous avons faites, à savoir 0,255 et 0,41 point de pourcentage. Par ailleurs, on ne sait pas exactement dans quelle mesure il est possible de généraliser ces estimations de biais de grande ampleur aux autres produits (Diewert (1998a, p. 54–55)).

Avant d'étudier les résultats, il convient de se pencher sur certaines conclusions générales sur les données obtenues par lecture optique. Soulignons que les résultats utilisés ici ont trait à une expérience dans laquelle les mêmes données ont été utilisées pour comparer des méthodes différentes. Les résultats concernant l'indice des prix de détail du Royaume-Uni ne peuvent leur être comparés, puisqu'ils reposent sur des pratiques et des données très différentes : les données sont recueillies par des enquêteurs et présentent aussi bien des avantages que des inconvénients (Fenwick, Ball, Silver, and Morgan (2003)). Pour autant, il est bon de reprendre les observations de Diewert (2002c) sur le poste «appareils électriques» de l'indice des prix de détail du Royaume-Uni, composée d'un large éventail d'appareils (fers à repasser, grille-pain, réfrigérateurs, etc.), qui est passé de 98,6 à 98,0 entre janvier et décembre 1998, soit une baisse de 0,6 point de pourcentage. Diewert compare ces résultats à ceux des machines à laver le linge et note qu'«il se peut que les prix des composantes de l'indice des appareils électriques (autres que les machines à laver) aient suffisamment augmenté durant cette période pour annuler la forte baisse apparente du prix des machines à laver le linge, mais cela me semble plutôt improbable». Diverses études ont été réalisées sur des produits similaires à l'aide de données obtenues par lecture optique durant la période considérée. Les indices-chaînes de Fisher ont été calculés de cette manière (les indices de prix de détail — dans l'année — sont des indices de Laspeyres à base fixe) et on a constaté qu'ils avaient baissé d'environ 12 % pour les téléviseurs (Silver and Heravi, 2001a), 10 % pour les machines à laver le linge (voir tableau 7), 7,5 % pour les machines à laver la vaisselle, 15 % pour les appareils photo et 5 % pour les aspirateurs (Silver and Heravi, 2001b). Ces résultats sont très différents des résultats obtenus pour la section de l'indice des prix de détail et laissent penser que la disparité relevée au sujet des machines à laver le linge n'est peut-être pas une anomalie, comme le note Diewert. Les méthodes et sources de données traditionnelles semblent produire des taux d'IPC beaucoup plus élevés que les données obtenues par lecture optique, mais les raisons de cette discordance sortent du champ de cette étude (Silver and Heravi (2002, p. 25)).

20.89 Les citations susmentionnées résument les conclusions de nombreuses études consacrées aux indices d'agrégat élémentaire reposant sur des données obtenues par lecture optique. Ces études montrent que, quand on utilise des informations détaillées sur les prix et les quantités pour calculer les indices superlatifs ou hédoniques d'une catégorie de dépenses donnée, les mesures des variations de prix qui en résultent sont souvent inférieures aux estimations des variations de prix faites par les offices de statistique officiels pour cette catégorie⁴⁵. Parfois, les mesures des variations de prix reposant sur des données obtenues par lecture optique sont nettement inférieures aux mesures officielles correspondantes⁴⁶. Cela montre que l'on peut améliorer très sensiblement la précision des indices d'agrégat élémentaire en utilisant une base de sondage pondérée.

20.90 Existe-t-il une explication intuitive simple aux résultats empiriques ci-dessus? L'examen de la dynamique de la demande de produits élémentaires peut apporter une réponse partielle à cette question. Dans toute économie de marché, les entreprises et les points de vente commercialisent des produits élémentaires dont le prix baisse ou monte. Les produits dont le prix baisse enregistrent d'ordinaire une augmentation du volume de leurs ventes. On note alors, en général, une progression des parts des dépenses consacrées aux produits dont le prix baisse et un phénomène inverse pour les produits dont le prix augmente. Malheureusement, les indices d'agrégat élémentaire ne peuvent saisir les effets de cette corrélation négative entre les variations de prix et les variations des parts de dépenses qu'elles induisent, puisqu'ils dépendent uniquement des prix et non pas des parts des dépenses.

20.91 Illustrons ce point par un exemple. Supposons que l'agrégat élémentaire ne comprenne que trois produits élémentaires, que le prix de chaque produit soit $p_m^0 = 1$ durant la période 0 et que les parts de dépenses consacrées à chacun d'eux soient identiques, de sorte que $s_m^0 = 1/3$ pour $m = 1, 2, 3$. Posons aussi que, durant la période 1, le prix du produit élémentaire 1 augmente pour atteindre $p_1^1 = 1 + i$, celui du produit élémentaire 2 reste constant à $p_2^1 = 1$ et celui du produit élémentaire 3 baisse à $p_3^1 = (1 + i)^{-1}$, où la hausse du prix du produit 1

⁴⁵Souvenons-nous aussi que les résultats de Koskimäki et Ylä-Jarkko (2003) montrent que l'indice de Laspeyres se situe bien au-dessus de l'indice de Fisher correspondant établi à partir des données finlandaises obtenues par lecture optique.

⁴⁶Toutefois, les études consacrées aux données obtenues par lecture optique ne font pas toujours apparaître que les IPC officiels peuvent être entachés de biais considérables. Masato Okamoto nous a informé qu'une étude de grande envergure était en cours au Japon. L'examen des données recueillies par lecture optique entre 1997 et 2000 pour environ 250 catégories de produits alimentaires transformés et de produits de première nécessité a permis de constater que les indices reposant sur des données obtenues par lecture optique étaient inférieurs d'environ 0,2 point seulement, en moyenne, aux indices officiels annuels correspondants. Le Japon utilise la formule de Dutot au niveau élémentaire pour son IPC officiel.

est donnée par $i > 0$. Supposons enfin que la part des dépenses consacrée au produit 1 baisse pour s'établir à $s_1^1 = (1/3) - \sigma$, où σ est un petit nombre compris entre 0 et $1/3$, et que la part des dépenses consacrées au produit 3 augmente pour atteindre $s_3^1 = (1/3) + \sigma$ ⁴⁷.

La part des dépenses consacrées au produit 2 reste constante à $s_2^1 = 1/3$. Les cinq indices d'agrégat élémentaire définis aux paragraphes 20.23 à 20.37 peuvent être exprimés comme des fonctions du taux de hausse du prix i du produit élémentaire 1 (qui est aussi le taux de baisse du prix du produit 3) de la façon suivante :

$$P_J(p^0, p^1) = [(1-i)(1+i)^{-1}]^{1/3} = 1 = f_J(i) \quad (20.46)$$

$$P_C(p^0, p^1) = (1/3)(1+i) + (1/3) + (1/3)(1+i)^{-1} = f_C(i) \quad (20.47)$$

$$P_H(p^0, p^1) = [(1/3)(1+i)^{-1} + (1/3) + (1/3)(1+i)]^{-1} = f_H(i) \quad (20.48)$$

$$P_{CSW}(p^0, p^1) = [P_C(p^0, p^1)P_H(p^0, p^1)]^{1/2} = f_{CSW}(i) \quad (20.49)$$

$$P_D(p^0, p^1) = (1/3)(1+i) + (1/3) + (1/3)(1+i)^{-1} = f_D(i) \quad (20.50)$$

20.92 On notera que, dans cet exemple particulier, l'indice de Dutot $f_D(i)$ est égal à l'indice de Carli $f_C(i)$. Les approximations de second ordre des cinq indices d'agrégat élémentaire (20.46)–(20.50) par une série de Taylor sont exprimées par les formules (20.51)–(20.55) :

$$f_J(i) \approx 1 \quad (20.51)$$

$$f_C(i) \approx 1 + (1/3)i^2 \quad (20.52)$$

$$f_H(i) \approx 1 - (1/3)i^2 \quad (20.53)$$

$$f_{CSW}(i) \approx 1 \quad (20.54)$$

$$f_D(i) \approx 1 + (1/3)i^2 \quad (20.55)$$

⁴⁷Le paramètre σ mesure le degré de substituabilité entre les divers produits de l'agrégat élémentaire. Il n'est pas parfaitement égal au paramètre d'élasticité de substitution σ utilisé dans la formule de Lloyd–Moulton décrite aux paragraphes 17.61 à 17.64 du chapitre 17. Cependant, plus l'élasticité de substitution est grande, plus le paramètre σ mentionné dans cette section est élevé. Les travaux effectués par David E. Lebow et Jeremy B. Rudd dans le domaine du marketing indiquent que l'élasticité de substitution entre marques dans un agrégat élémentaire étroitement défini est d'environ 2,5 (chiffre beaucoup plus élevé que dans le cas de préférences de type Cobb–Douglas, où l'élasticité de substitution est de 1) : «Gerard Tellis (1988) a analysé les résultats d'un grand nombre d'études de marketing évaluant les élasticités entre marques et a trouvé une élasticité moyenne de 2,5 (après les ajustements nécessaires pour corriger certains biais des résultats)» (Lebow and Rudd (2003, p. 167–168).

Pour des valeurs de i peu élevées, les indices de Carli et de Dutot sont donc légèrement supérieurs à 1⁴⁸, les indices de Jevons et de Carruthers–Sellwood–Ward sont approximativement égaux à 1 et l'indice harmonique est légèrement inférieur à 1. L'approximation de premier ordre par une série de Taylor des cinq indices est égale à 1. En conséquence, dans les limites d'exactitude d'une approximation de premier ordre, les cinq indices sont tous égaux à l'unité.

20.93 Calculons maintenant les indices de Laspeyres, Paasche et Fisher pour l'agrégat élémentaire :

$$P_L = (1/3)(1+i) + (1/3) + (1/3)(1+i)^{-1} = f_L(i) \quad (20.56)$$

$$P_P = \{[(1/3) - \sigma](1+i) + (1/3) + [(1/3) + \sigma](1+i)^{-1}\}^{-1} = f_P(i) \quad (20.57)$$

$$P_F = (P_L P_P)^{1/2} = f_F(i) \quad (20.58)$$

20.94 Les approximations de premier ordre par une série de Taylor des indices ci-dessus (20.56)–(20.58) autour de $i = 0$ sont exprimées par les approximations (20.59)–(20.61) :

$$f_L(i) \approx 1 \quad (20.59)$$

$$f_P(i) \approx 1 - 2\sigma i \quad (20.60)$$

$$f_F(i) \approx 1 - \sigma i \quad (20.61)$$

20.95 L'indice d'agrégat élémentaire idéal de Fisher $f_F(i)$ est un indice d'agrégat élémentaire idéal pour les trois produits élémentaires. Les approximations (20.51)–(20.55) et (20.61) montrent qu'il sera inférieur de σi aux cinq indices d'agrégat élémentaire si l'on utilise des approximations de premier ordre pour les six indices. Les cinq indices d'agrégat élémentaire présenteront donc un biais positif approximatif égal à σi , par comparaison à un agrégat élémentaire idéal.

20.96 Supposons que le taux annuel de hausse du prix du produit élémentaire qui enchérit est de 10 %, de sorte que $i = 0,10$ (le taux de baisse du prix du produit dont le prix baisse est donc aussi d'environ 10 %). Si l'on observe une diminution de 5 points de la part des dépenses consacrée au produit dont le prix augmente, alors $\sigma = 0,05$ et le biais positif annuel approximatif des cinq indices d'agrégat élémentaire est $\sigma i = 0,05 \times 0,10 = 0,005$, soit un demi-point de pourcentage. Si i et σ augmentent pour atteindre respectivement 20 % et 10 %, le biais approximatif est porté à $\sigma i = 0,10 \times 0,20 = 0,02$ ou

⁴⁸Reprenons la relation approximative (20.16) entre les indices de Dutot et de Jevons énoncée au paragraphe 20.51. Dans le présent exemple numérique, $\text{var}(e^0) = 0$ tandis que $\text{var}(e^1) > 0$. Cela explique pourquoi l'indice de Dutot n'est pas approximativement égal à celui de Jevons dans cet exemple numérique.

2 %. On notera cependant que, si les prix de la période 2 reviennent à leur niveau de la période 0, le biais s'inverse. Le biais d'agrégat élémentaire du type modélisé ci-dessus ne peut être cumulé sur des périodes successives que si les prix et les parts de marché affichent des tendances de long terme⁴⁹.

20.97 L'exemple ci-dessus est très simplifié. Des modèles plus sophistiqués peuvent expliquer une partie au moins des discordances entre les indices d'agrégat élémentaire officiels et les indices superlatifs établis à partir de données obtenues par lecture optique pour une catégorie de dépenses spécifique. Fondcièrement, les indices d'agrégat élémentaire définis sans utiliser les pondérations de quantités ou de valeurs correspondantes ne permettent pas de déceler les variations des parts de dépenses induites par les fluctuations des prix des produits élémentaires⁵⁰. Pour pallier ce problème, il faut échantillonner les valeurs et les prix dans la période de référence et dans la période de comparaison.

20.98 Une certaine prudence est cependant de mise à ce stade. L'utilisation d'indices superlatifs chaînés peut en effet donner des résultats fortement biaisés si les prix et quantités enregistrent, d'une période à l'autre, d'amples fluctuations par rapport aux tendances des prix sur le long terme. Les fortes fluctuations affichées sur le long terme peuvent être dues à des facteurs saisonniers⁵¹ ou à des soldes temporaires⁵².

20.99 Une simple analyse de la construction des indices d'agrégat élémentaire à l'aide de régression est

⁴⁹Les recherches de White (2000) sur le biais de substitution des points de vente au Canada indiquent que les magasins de vente au rabais affichent non seulement des prix plus bas que les autres points de vente, mais aussi des taux de hausse des prix plus faibles au fil du temps.

⁵⁰Autrement dit, les indices d'agrégat élémentaire sont entachés de biais de substitution ou de représentativité. Dans le cas des préférences de type Cobb-Douglas, toutefois, le paramètre σ suivi dans cette section serait égal à zéro et l'agrégat élémentaire de Jevons ne serait pas biaisé. Cependant, les conclusions des travaux effectués dans le domaine du marketing (voir Tellis (1988)) font apparaître que σ sera supérieur à 0 et que l'indice d'agrégat élémentaire de Jevons affichera donc un biais positif. L'estimation de Lebow et Rudd (2003, p. 167), selon laquelle le biais de substitution de l'agrégat élémentaire est seulement de 0,05 point environ par an si l'on utilise la formule de Jevons, semble donc un peu basse.

⁵¹Le chapitre 22 donne un exemple d'utilisation d'indices superlatifs chaînés conduisant à un énorme biais négatif imputable aux fluctuations saisonnières.

⁵²On trouve dans l'ouvrage de Robert C. Feenstra et Matthew D. Shapiro (2003) un exemple dans lequel l'utilisation d'indices superlatifs chaînés conduit à un énorme biais positif dû aux périodes de soldes :

La raison en est que les périodes de *bas* prix (périodes de soldes) ne coïncident avec des achats élevés seulement quand elles s'accompagnent de campagnes de publicité; ces achats, au demeurant, ont généralement lieu dans les dernières semaines de soldes. En conséquence, la baisse initiale des prix (au début des soldes) reçoit une pondération moins forte dans l'indice cumulatif que la *hausse* de prix finale qui survient à la fin des soldes. Le comportement de la demande — hausse des achats à la fin des soldes — qui provoque ce biais positif de l'indice-chaîne de Törnqvist signifie que les consommateurs achètent sans doute les articles soldés pour constituer des stocks. Le seul indice correct sur le plan théorique pouvant être utilisé dans ce type de situation est un indice à base fixe, comme il est précisé à la section 5.3 (Feenstra and Shapiro (2003, p. 125)).

présentée à la section suivante. L'analyse confirme qu'il est important de pondérer les prix relevés.

Approche stochastique simple des indices d'agrégat élémentaire

20.100 Reprenons la notation utilisée aux paragraphes 20.38 à 20.45, et supposons que les prix des M produits élémentaires pour les périodes 0 et 1 sont approximativement égaux aux termes de droite des équations (20.62) et (20.63) :

$$p_m^0 \approx \beta_m; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.62)$$

$$p_m^1 \approx \alpha \beta_m; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.63)$$

où α et β_m sont des paramètres positifs. Notons qu'il y a $2M$ prix dans les termes de gauche des équations (20.62) et (20.63), mais seulement $M + 1$ paramètres dans ceux de droite. Le modèle de comportement des prix défini par les équations (20.62) et (20.63) repose sur l'hypothèse que les deux vecteurs de prix p^0 et p^1 sont proportionnels (avec $p^1 = \alpha p^0$, de sorte que α est le facteur de proportionnalité), aux erreurs multiplicatives aléatoires près. En conséquence, α représente la valeur de l'agrégat élémentaire sous-jacent. Si l'on prend les logarithmes des deux côtés des équations (20.62) et (20.63) et si l'on ajoute les erreurs aléatoires e_m^0 et e_m^1 aux termes de droite des équations qui en résultent, on obtient le modèle de régression linéaire suivant :

$$\ln p_m^0 = \delta_m + e_m^0; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.64)$$

$$\ln p_m^1 = \gamma + \delta_m + e_m^1; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.65)$$

où

$$\gamma = \ln \alpha \text{ et } \delta_m = \ln \beta_m; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.66)$$

20.101 Notons que les équations (20.64) et (20.65) peuvent être interprétées comme un modèle de régression hédonique très simplifié⁵³. La seule caractéristique de chaque produit est le produit lui-même. Ce modèle est aussi un cas particulier de la méthode des produits de pays fictifs utilisée pour les comparaisons de prix entre divers pays⁵⁴. L'utilisation de cette méthode de régres-

(suite de la note 52)

Les résultats obtenus en utilisant un indice à base fixe dans ce type de cas risquent toutefois d'être très tributaires du choix de la période de référence. Les autres solutions possibles dans ces circonstances consistent à allonger la période (comme indiqué aux paragraphes 20.23 à 20.37) ou à recourir au principe de l'année mobile expliqué au chapitre 22.

⁵³Les modèles de régression hédonique sont analysés aux chapitres 7, 8 et 21.

⁵⁴Voir Summers (1973). Dans notre cas, les observations concernant les prix de l'agrégat élémentaire ne portent que sur deux «pays» et deux périodes.

sion dans la construction d'indices d'agrégat élémentaire a pour avantage majeur de permettre d'obtenir les écarts-types de l'indice α . Cet atout de l'approche stochastique de la théorie des indices a été souligné par Selvanathan et Rao (1994).

20.102 Il est possible de vérifier que l'estimateur des moindres carrés pour γ est :

$$\gamma^* = \sum_{m=1}^M \frac{1}{M} \ln \frac{p_m^1}{p_m^0} \quad (20.67)$$

20.103 Si l'on prend l'exponentielle de γ^* , on obtient l'estimateur suivant pour l'agrégat élémentaire α :

$$\alpha^* = \prod_{m=1}^M \sqrt[M]{\frac{p_m^1}{p_m^0}} \equiv P_J(p^0, p^1) \quad (20.68)$$

où $P_J(p^0, p^1)$ est l'indice d'agrégat élémentaire de Jevons défini aux paragraphes 20.38 à 20.45. Le modèle de régression simple défini par les équations (20.64) et (20.65) conduit par conséquent à justifier l'utilisation de l'indice d'agrégat élémentaire de Jevons.

20.104 Considérons le modèle des moindres carrés non pondérés suivant :

$$\min_{\gamma, \delta_s} \sum_{m=1}^M (\ln p_m^0 - \delta_m)^2 + \sum_{m=1}^M (\ln p_m^1 - \gamma - \delta_m)^2 \quad (20.69)$$

On peut vérifier que la solution γ au problème de minimisation sans contrainte (20.69) est le γ^* défini par l'équation (20.67).

20.105 Le modèle des moindres carrés non pondérés défini par l'équation (20.69) pose un problème : le logarithme de chaque prix relevé reçoit exactement la même pondération dans le modèle quelles que soient les dépenses consacrées au produit concerné durant chaque période. Ce n'est pas satisfaisant, à l'évidence, car un prix de faible importance économique (en ce sens qu'il porte sur un produit auquel n'est consacrée qu'une faible part des dépenses dans chaque période) reçoit la même pondération qu'un produit élémentaire très important dans le modèle de régression. Il est donc utile d'envisager le modèle de régression suivant, qui repose sur la méthode des moindres carrés pondérés⁵⁵ :

$$\min_{\gamma, \delta_s} \sum_{m=1}^M s_m^0 (\ln p_m^0 - \delta_m)^2 + \sum_{m=1}^M s_m^1 (\ln p_m^1 - \gamma - \delta_m)^2 \quad (20.70)$$

où la part des dépenses consacrée au produit m dans la période t est définie de la manière habituelle suivante :

$$s_m^t = \frac{p_m^t q_m^t}{\sum_{m=1}^M p_m^t q_m^t} \quad t = 0, 1; \quad m = 1, \dots, M \quad (20.71)$$

Dans le modèle (20.70), le logarithme de chaque prix de produit élémentaire relevé durant chaque période est pondéré par la part des dépenses consacrée à ce produit dans cette période. On notera que la pondération des prix selon leur importance économique est conforme à l'approche stochastique de la théorie des indices proposée par Theil (1967, p. 136–138)⁵⁶.

20.106 La solution γ au problème de minimisation (20.70) se présente comme suit :

$$\gamma^{**} = \frac{\sum_{m=1}^M h(s_m^0, s_m^1) \ln \frac{p_m^1}{p_m^0}}{\sum_{m=1}^M h(s_m^0, s_m^1)} \quad (20.72)$$

où

$$h(a, b) = [(1/2)a^{-1} + (1/2)b^{-1}]^{-1} = 2ab/(a + b) \quad (20.73)$$

et $h(a, b)$ la moyenne harmonique des nombres a et b . En conséquence, γ^{**} est la moyenne, pondérée par les parts de dépenses, des logarithmes des rapports de prix p_m^1/p_m^0 . Si l'on prend l'exponentielle de γ^{**} , on obtient l'estimateur α^{**} pour l'agrégat élémentaire α .

20.107 Comment α^{**} se compare-t-il aux trois indices d'agrégat élémentaire idéaux définis aux paragraphes 20.11 à 20.22? On peut démontrer⁵⁷ qu'il existe entre α^{**} et ces trois indices une approximation de second ordre autour d'un point d'égalité des prix et d'égalité des quantités : dans la plupart des ensembles de données, α^{**} est très proche des indices d'agrégat élémentaire de Fisher, Törnqvist et Walsh.

20.108 En fait, un problème un peu différent et similaire au problème de minimisation présenté dans (20.70) produira exactement l'indice d'agrégat élémentaire de Törnqvist. Examinons en effet le modèle de régression par les moindres carrés pondérés suivant :

$$\min_{\gamma, \delta_s} \sum_{m=1}^M \frac{1}{2} (s_m^0 + s_m^1) (\ln p_m^0 - \delta_m)^2 + \sum_{m=1}^M \frac{1}{2} (s_m^0 + s_m^1) (\ln p_m^1 - \gamma - \delta_m)^2 \quad (20.74)$$

⁵⁵Balk (1980c) examine un modèle de régression par les moindres carrés pondérés similaire pour de nombreuses périodes, mais assorti de pondérations différentes.

⁵⁶L'approche de Theil est utilisée aussi par Rao (2002), qui examine la possibilité de généraliser l'équation (20.70) pour couvrir le cas de périodes multiples.

⁵⁷En utilisant les techniques de Diewert (1978).

Dans le modèle (20.74), le logarithme de chaque prix de produit élémentaire relevé durant chaque période est donc pondéré par la moyenne arithmétique des parts des dépenses consacrées à ce produit au cours des deux périodes considérées.

20.109 La solution γ au problème de minimisation (20.74) est

$$\gamma^{***} = \sum_{m=1}^M \frac{1}{2} (s_m^0 + s_m^1) \ln \frac{p_m^1}{p_m^0} \quad (20.75)$$

qui est le logarithme de l'indice d'agrégat élémentaire de Törnqvist. L'exponentielle de γ^{***} est précisément l'indice des prix de Törnqvist.

20.110 Les résultats de cette section ne justifient que faiblement l'utilisation de l'indice d'agrégat élémentaire de Jevons, mais appuient beaucoup plus, en revanche, le recours aux indices d'agrégat élémentaire pondérés du type défini aux paragraphes 20.11 à 20.22.

20.111 Ces résultats justifient aussi l'utilisation de pondérations fondées sur les valeurs dans les régressions hédoniques.

Conclusion

20.112 Les principaux résultats de ce chapitre peuvent être résumés comme suit :

- Pour définir la «meilleure» formule d'indice d'agrégat élémentaire, il faut cibler un concept d'indice donné. Aux paragraphes 20.11 à 20.22, nous faisons valoir que la théorie des indices bilatéraux normale s'applique aussi bien aux niveaux élémentaires qu'aux niveaux supérieurs; la cible retenue devrait donc être l'une des formules de Fisher, Törnqvist ou Walsh.
- Lorsque l'on agrège les prix du même produit élémentaire étroitement défini dans une période, la valeur unitaire étroitement définie constitue un concept de cible de prix raisonnable.

- L'approche axiomatique des indices d'agrégat élémentaire traditionnels (sans pondération de quantités ou de valeurs) justifie l'utilisation de la formule de Jevons en toutes circonstances⁵⁸. Si les produits de l'agrégat élémentaire sont homogènes (autrement dit, s'ils ont la même unité de mesure), la formule de Dutot peut être utilisée. Dans le cas (plus fréquent) d'un agrégat élémentaire hétérogène, on peut utiliser la formule de Carruthers–Sellwood–Ward comme alternative à la formule de Jevons, mais les résultats numériques obtenus dans les deux cas seront à peu près identiques.
- L'indice de Carli est entaché d'un biais positif, l'indice harmonique d'un biais négatif.
- L'approche économique des indices d'agrégat élémentaire ne justifie que faiblement l'utilisation de la formule de Jevons.
- Aucun des cinq indices d'agrégat élémentaire non pondérés n'est véritablement satisfaisant. Une autre approche plus satisfaisante, consiste à recueillir des données sur les quantités et les valeurs en même temps que sur les prix et à établir des indices superlatifs pour l'échantillon pour en faire des indices d'agrégat élémentaire préférés. Lorsque l'on calcule un indice superlatif chaîné, toutefois, il importe de déterminer si celui-ci est entaché d'un biais de chaînage : on ne peut utiliser un indice-chaîne que si les données sont relativement lissées et sont influencées par des tendances de long terme plutôt que par des fluctuations à court terme.
- L'approche des indices d'agrégat élémentaire par une régression hédonique simple justifie l'utilisation de la formule de Jevons, mais l'approche par la régression hédonique pondérée est plus satisfaisante. L'indice qui en résulte sera proche des indices idéaux définis aux paragraphes 20.11 à 20.22.

⁵⁸À une exception près toutefois, qui concerne le cas où un prix peut être nul pendant une période et positif pendant une autre période comparée. Dans ce cas, l'indice de Jevons ne conviendra pas et il ne faudra pas tenir compte du produit élémentaire correspondant dans l'indice d'agrégat élémentaire ou utiliser la technique décrite aux paragraphes 17.90 à 17.94 du chapitre 17.

Introduction

21.1 Les chapitres 15 à 20, qui traitent les problèmes théoriques relatifs au choix d'une formule d'indice, reposent sur une hypothèse simplificatrice : l'agrégation porte sur les mêmes produits élémentaires appariés $i=1, \dots, n$ dans les deux périodes comparées. Pour effectuer une comparaison des prix entre deux périodes, la qualité de chaque produit élémentaire doit être la même. On demande aux personnes qui relèvent les prix d'apparier chaque mois des produits ayant la même spécification de qualité; en effet, on veut seulement mesurer les changements «purs» des prix et non pas ceux qui reflètent des modifications qualitatives de ce que l'on consomme. En pratique, la qualité de ce qui est consommé évolue bel et bien. En outre, de nouveaux biens et services apparaissent sur le marché et les changements de leurs prix relatifs peuvent différer de ceux des biens et services existants. Ces innovations représentent éventuellement une part substantielle des dépenses. Les paragraphes 21.2 à 21.60 présentent un cadre théorique qui élargit la définition des produits élémentaires à leurs caractéristiques qualitatives. Ce cadre contribue à l'application pratique de l'ajustement qualitatif, évoquée au chapitre 7, et aux méthodes utilisées en présence de la substitution de produits élémentaires et de l'apparition de nouveaux produits, traitées au chapitre 8.

Apparition et disparition des produits élémentaires

21.2 Dans les chapitres précédents, on a supposé que, dans chaque période, on comparait la même gamme de produits élémentaires. On peut considérer cela comme l'échantillonnage de tous les produits élémentaires appariés disponibles pendant les périodes 0 et t — l'univers d'intersection¹, qui se limite à des produits élémentaires appariés. Pourtant, dans de nombreux domaines, on voit disparaître d'anciens produits élémentaires, tandis que de nouveaux apparaissent. Il n'est pas réaliste de contraindre l'échantillon à ne provenir que de l'univers d'intersection. Il arrive que les circuits de distribution vendent un produit pendant la période 0, mais ne le commercialisent plus pendant les

périodes suivantes t^2 . Il arrive aussi que l'on lance de nouveaux produits élémentaires après la période 0 et qu'ils ne soient pas comparables à un produit élémentaire correspondant de la période 0. Il s'agit éventuellement de variantes des anciens produits, mais il est également possible qu'ils procurent des services totalement nouveaux que l'on ne peut comparer directement à rien de ce que l'on connaissait auparavant. Cet univers de la totalité des produits élémentaires des périodes 0 et t est l'univers double dynamique.

21.3 Il existe un troisième univers à partir duquel on peut échantillonner les prix : c'est un univers de remplacement. On détermine les prix d'un échantillon de produits élémentaires dans la période 0 et on les surveille dans les périodes suivantes. Si un produit cesse d'être commercialisé et si l'on ne dispose plus de prix à enregistrer pour cet article particulier, il est possible de se référer au prix d'un produit remplaçant comparable pour ne pas interrompre la série de prix. Cet univers est un univers de remplacement, qui commence avec l'univers de la période de base, mais intègre aussi les remplacements, unité pour unité, quand un produit élémentaire appartenant à l'échantillon de la période de base manque pendant la période actuelle.

21.4 Dans l'idéal, le produit remplaçant est d'une qualité comparable au produit élémentaire auquel il se substitue. Quand on ne dispose pas d'un produit remplaçant comparable, on peut choisir un non-comparable. Il y a deux techniques possibles. On peut procéder à un ajustement explicite du prix de l'ancien produit ou du produit remplaçant pour tenir compte de la différence de qualité, puisqu'ils n'ont pas la même. Une autre solution consiste à faire l'hypothèse que le changement de prix de l'«ancien» produit élémentaire, s'il avait continué d'exister, aurait été le même que la variation globale des prix d'un groupe de référence de produits de l'univers apparié. Dans la deuxième démarche, on fait un ajustement implicite au titre de l'effet sur le prix du changement qualitatif : on estime qu'il n'y a pas de différence entre le changement de prix du groupe apparié et le changement de prix, ajusté de l'effet de qualité de l'ancien produit, s'il avait continué à exister³. On envisage ici le problème des produits élémentaires manquants sous l'angle des ajustements de prix en fonction des différences de qualité.

¹Cette terminologie est attribuable à Dalén (1998a); voir aussi l'appendice 8.1.

²L'absence peut être temporaire dans le cas d'un produit saisonnier; les méthodes de traitement des produits élémentaires provisoirement indisponibles sont exposées au chapitre 8. Mais on s'occupe ici des produits qui disparaissent définitivement.

³Ces méthodes et leurs hypothèses sont discutées en détail au chapitre 7.

21.5 Trois difficultés pratiques apparaissent. En premier lieu, c'est le problème de l'ajustement qualitatif explicite entre le produit remplaçant et l'ancien. Ce dernier n'est plus consommé; on trouve un produit remplaçant dont la qualité n'est pas strictement comparable; les différences de qualité sont distinguées et il faut leur donner un prix, si l'on veut utiliser la série de prix du «nouveau» produit remplaçant pour poursuivre celle de l'«ancien».

21.6 En deuxième lieu, sur des marchés où la rotation des produits est rapide, l'espace d'échantillonnage choisi dans l'univers apparié va devenir de moins en moins représentatif de l'univers dynamique, comme on l'a soutenu au chapitre 8. Même l'univers de remplacement peut ne pas convenir, car il comprendra des séries qui se reconstituent seulement quand un produit élémentaire doit être remplacé. Compte tenu de la rapidité de l'évolution technologique dans de nombreux domaines de produits, cet univers risque de ne pas être représentatif. Dans de telles situations, il est peut-être préférable de relever les prix, non pas dans des échantillons appariés, mais dans un échantillon de chaque période des principaux produits disponibles (ou dans un échantillon représentatif de ces derniers), même s'ils sont de qualité différente. Une comparaison des prix moyens de ces produits élémentaires serait biaisée si, par exemple, leur qualité s'améliorait. La nécessité et les détails des mécanismes permettant d'éliminer les effets de ces changements dans les comparaisons de prix moyens sont évoqués au chapitre 7.

21.7 En troisième lieu, on est confronté au problème des biens et services nouveaux et de ceux qui disparaissent. C'est le cas où le nouveau produit élémentaire n'est pas une variante de l'ancien, mais procure un service tout à fait inédit. On ne peut l'utiliser comme remplacement d'un ancien produit en ajustant le prix en fonction du différentiel de qualité, parce qu'il apporte, par définition, quelque chose de neuf.

21.8 Il existe plusieurs méthodes d'ajustement au titre de la qualité, qui sont examinées au chapitre 7. L'une d'entre elles consiste à effectuer des ajustements explicites des prix selon la différence qualitative entre les produits anciens et produits remplaçants, en utilisant les coefficients ou les valeurs prédites obtenus des modèles de régression hédoniques. Les régressions hédoniques sont des régressions des prix des produits sur leurs caractéristiques : par exemple, les prix des postes de télévision en fonction de la dimension de l'écran, de l'existence de la stéréo ou de possibilités d'interactivité etc. Les coefficients de ces variables donnent des estimations des valeurs marginales de diverses caractéristiques quantifiables du produit. Ils peuvent servir à ajuster le prix d'un produit remplaçant non comparable en fonction des différences de qualité avec l'ancien produit; c'est ainsi que le poste de télévision de remplacement peut être équipé d'un dispositif interactif, alors que la version ancienne ne l'était pas. Il importe de bien comprendre la signification des coefficients estimés, si on veut les utiliser pour l'ajustement qualitatif

des prix, sachant que leur usage à cette fin est préconisé⁴. Pour bien saisir le sens de ces paramètres, il faut d'abord se représenter les produits élémentaires comme des agrégats de leurs caractéristiques. À la différence des produits, les caractéristiques ne se voient pas attribuer un prix distinct. Toutefois, le prix du produit élémentaire est le prix d'un ensemble inséparable de ses caractéristiques. Il faut donc rechercher ce qui pourrait déterminer les prix des caractéristiques en question : la théorie économique incite à examiner la demande et l'offre des caractéristiques (voir paragraphes 21.13 à 21.21) ainsi que l'interaction des deux pour produire un prix d'équilibre (voir paragraphes 21.22 et 21.23). Après avoir défini le cadre analytique de ces prix, on doit examiner comment la théorie économique nous permet d'interpréter les coefficients calculés (voir paragraphes 21.24 à 21.28).

21.9 Aux paragraphes 7.125 à 7.158 du chapitre 7, on a recommandé deux méthodes principales pour les domaines où la rotation des produits élémentaires est rapide. Si l'échantillon de la période zéro est rapidement dépassé, l'univers apparié et même l'univers de remplacement deviendront de moins en moins représentatifs de l'univers double et il faudra un échantillonnage répété à partir de l'univers double. Dans ce cas, on a conseillé de recourir soit aux indices chaînés (voir paragraphes 7.153 à 7.158), soit à un certain nombre d'indices hédoniques (voir paragraphes 7.132 à 7.152). Ces indices diffèrent de l'utilisation de la régression hédonique pour ajuster les prix d'un produit manquant en fonction des différences de qualité. Pour estimer le changement du prix en prenant en compte l'effet de qualité, ils utilisent des régressions hédoniques, par exemple en incluant une variable indicatrice temporelle du côté droit de l'équation, comme on le décrit ci-dessous et au chapitre 7; ils s'appuient aussi sur la théorie exposée au chapitre 17 et dans les paragraphes 21.13 à 21.36. La théorie économique des indices de prix, évoquée au chapitre 17, est conçue pour inclure ces ensembles de biens que l'on peut définir par leurs caractéristiques comme un produit élémentaire dans la fonction d'utilité du consommateur. On définit des indices de prix à la consommation théoriques, qui intègrent les changements de prix des caractéristiques. À l'instar des indices de prix des produits, examinés au chapitre 17, ces indices peuvent être formulés de nombreuses manières; on rencontre des problèmes et des formules analogues quand on présente d'autres méthodes aux paragraphes 21.40 à 21.60.

21.10 L'estimation des régressions hédoniques et la vérification de leurs propriétés statistiques sont facilitées par le fait que l'on dispose de logiciels statistiques et économétriques conviviaux, mais puissants. L'estimation des équations de régression soulève beaucoup de questions habituelles, que l'on peut résoudre

⁴Voir Boskin, Dullberger, Gordon, Griliches, and Jorgenson (1996 et 1998) ainsi que Schultze and Mackie (2002).

au moyen de tests de diagnostics disponibles dans ces logiciels, comme l'expliquent Kennedy (1998) et Maddala (1988). Il y a toutefois des problèmes de forme fonctionnelle — l'usage d'estimateurs de moindres carrés pondérés et la spécification — particuliers à l'estimation des équations hédoniques. Nombre d'entre eux sont illustrés au chapitre 7, alors que l'appendice 21.1 du présent chapitre examine certains des aspects théoriques. On se reportera à Gordon (1990), Griliches (1990) et Triplett (1990).

21.11 Finalement, aux paragraphes 21.61 à 21.68, on fait appel à la théorie économique pour résoudre le problème des biens et services nouveaux et de ceux qui disparaissent. Il se pose quand la nature des biens et services existants diffère très sensiblement de celle des nouveaux, de telle sorte que la comparaison n'a pas de sens, même si elle est ajustée de l'effet de qualité. On examine la théorie économique des prix de réservation, tout en exprimant certaines préoccupations vis-à-vis de son application pratique.

Prix hédoniques et marchés implicites

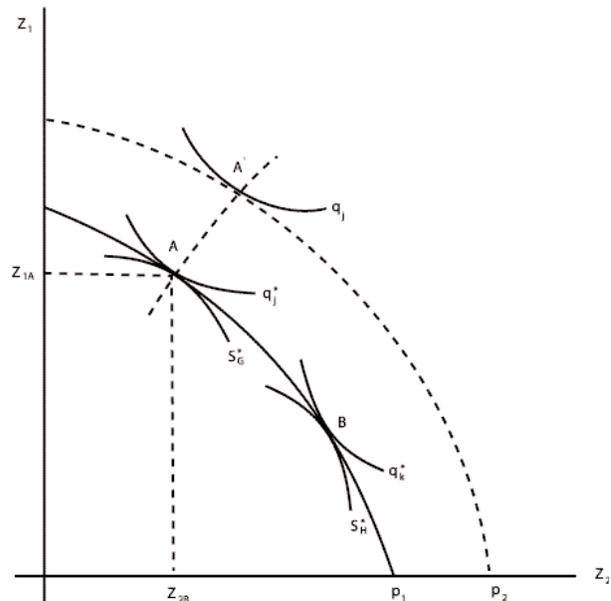
Les produits élémentaires en tant qu'ensembles liés de caractéristiques

21.12 Une régression hédonique est une équation de régression qui établit une relation entre les prix des produits élémentaires p et les quantités de caractéristiques, données par le vecteur $z = (z_1, z_2, \dots, z_n)$, c'est-à-dire :

$$p(z) = p(z_1, z_2, \dots, z_n) \quad (21.1)$$

où les produits élémentaires sont définis par des montants variables de leurs caractéristiques. En pratique, on observera pour chaque produit élémentaire (variante du produit) son prix, ses caractéristiques et éventuellement la quantité et donc la valeur vendues. Les travaux empiriques effectués dans ce domaine ont porté sur deux problèmes : on a estimé les changements du prix d'un produit élémentaire par suite de modifications unitaires de chaque caractéristique, c'est-à-dire les coefficients estimés de l'équation. (21.1); on a également estimé les fonctions de demande et d'offre de chaque caractéristique. La description d'un produit élémentaire comme panier de caractéristiques, dont chacune a son propre prix virtuel exige ensuite la spécification d'un marché de ces caractéristiques, puisque les prix résultent du fonctionnement des marchés. Houthakker (1952), Becker (1965), Lancaster (1966) et Muth (1966) ont tous identifié la demande de produits élémentaires à partir de leurs caractéristiques. La vente d'un produit porte sur un ensemble inséparable de caractéristiques acquises par un consommateur dont le comportement économique, quand il choisit parmi des produits élémentaires, est décrit comme une sélection entre des ensembles de caractéristiques⁵.

Graphique 21.1 Décisions de consommation et de production correspondant à des combinaisons de caractéristiques



[Auteur : SG et SH sont en italiques majuscules, p, z, qj, qk en italiques minuscules.]

téristiques⁵. Rosen (1974) a poussé plus loin l'analyse en établissant un cadre structurel de marché de producteurs et de consommateurs. Il y a deux aspects : la demande et l'offre. La quantité de chaque caractéristique offerte et consommée est déterminée par l'interaction de la demande de caractéristiques des consommateurs et de l'offre des caractéristiques des producteurs. On va les examiner successivement.

Le consommateur ou la demande

21.13 Observons le graphique 7.1, de Triplett (1987, p. 634), qui montre un espace-caractéristiques simplifié entre deux caractéristiques seulement. Les surfaces hédoniques p_1 et p_2 retracent toutes les combinaisons des deux caractéristiques z_1 et z_2 qui peuvent être acquises aux prix p_1 et p_2 . Une courbe d'indifférence q_j^* représente les combinaisons de z_1 et z_2 dont l'achat ne fait pas de différence pour le consommateur; en d'autres termes, il tirera la même utilité de tout point de la courbe. La tangence de q_j^* avec p_1 à A est la solution au problème de maximisation de l'utilité pour un budget donné (prix p_1) et pour des goûts donnés (que reflète q_j^*).

⁵On fait l'hypothèse d'une continuité de la gamme de produits en ce qui concerne les conjonctions de caractéristiques qui les définissent. On peut dire qu'il y a non-continuité quand les fonctions de prix sont linéaires par morceaux et quand on obtient un ensemble optimal de caractéristiques par des achats combinés de produits élémentaires différents; voir Lancaster (1971) et Gorman (1980).

21.14 La pente de la surface hédonique est le coût marginal pour le consommateur de l'achat d'une combinaison de caractéristiques, tandis que la pente de la fonction d'utilité est l'utilité marginale que procure l'achat; la tangence à A est la combinaison de caractéristiques maximisant l'utilité achetée à ce prix. Si les consommateurs achetaient n'importe quelle autre combinaison de caractéristiques dans l'espace du graphique 21.1, ils supporteraient un coût plus élevé ou obtiendraient un niveau inférieur d'utilité. Ainsi, la position AA' comporte davantage de z_1 et de z_2 , tandis que le consommateur bénéficie d'un niveau plus élevé d'utilité, étant au q_j , mais il lui faut aussi un budget plus important et il paie un prix supérieur, p_2 , pour être dans cette position. Le graphique 17.1 du chapitre 17 illustre en espace-produits comment le consommateur choisirait entre différentes combinaisons de produits, q_1 et q_2 . Le problème de l'espace-caractéristiques dans le graphique 21.1 est analogue à celui de l'espace-produits, les consommateurs choisissant parmi les combinaisons de caractéristiques z_1 et z_2 . On notera que la surface hédonique décrite au graphique 21.1 est non linéaire; les prix relatifs des caractéristiques ne sont donc pas fixes. Le consommateur aux goûts q_k^* sélectionne l'ensemble de caractéristiques B à p_1 . Ainsi, les données observées sur le marché dépendent de la gamme des goûts. Triplett (2002) a soutenu que, si tous les goûts étaient identiques, on achèterait, par exemple, un seul modèle d'ordinateur personnel. Mais, dans le monde réel, il existe une pluralité de modèles, qui reflètent l'hétérogénéité des goûts et des niveaux de revenus. Rosen (1974) démontre que, pour la totalité des combinaisons de caractéristiques et des prix auxquels les produits peuvent être offerts, la surface hédonique trace une enveloppe de tangentes⁶ incluant q_j^* et q_k^* sur p_1 dans le graphique 21.1. Cette enveloppe n'est qu'une description du lieu géométrique des points choisis. Selon la théorie économique, ces points seront observés sur le marché, si l'on suppose que les consommateurs maximisent rationnellement l'utilité; ce sont donc les points devant être utilisés pour estimer la régression hédonique. On notera également que les seuls points A et B ne permettent pas à la régression de déterminer le prix de z_1 relativement à z_2 , puisque les données observées sont deux combinaisons de produits au même prix. Mais, le lieu géométrique des points sur un sentier d'expansion AA' permettrait de déterminer cela. Il peut bien sûr exister des sentiers d'expansion pour des consommateurs aux goûts différents, comme B, et cela en-

⁶On remarquera que l'enveloppe est définie de façon plus formelle en laissant $f(x,y,k) = 0$ être une fonction implicite de x et de y . On suppose que la forme de la fonction dépend de k , en l'occurrence des goûts. Une courbe différente correspond à chaque valeur de k dans le plan xy . L'enveloppe de cette famille de courbes est elle-même une courbe qui a pour propriété d'être tangente à chaque membre de la famille. On obtient l'équation de l'enveloppe en prenant la dérivée partielle de $f(x,y,k)$ par rapport à k et en éliminant k des deux équations $f(x,y,k) = 0$ et $\partial f(x,y,k)/\partial k = 0$; voir Osgood (1925).

traîne éventuellement des évaluations conflictuelles. Les estimations globales de paramètres déterminées par la régression, à partir des transactions observées sur le marché, sont un amalgame de ces données. C'est tout simplement le reflet de la vie économique réelle. Il ressort de tout cela que la forme de la fonction hédonique est déterminée en partie par la distribution des acheteurs et de leurs choix sur le marché.

21.15 L'exposé est maintenant formalisé pour inclure des paramètres de goûts et un bien numéraire⁷ servant à sélectionner des combinaisons d'autres agrégats, conformément à Rosen (1974). La fonction hédonique $p(z)$ décrit la variation du prix de marché des produits élémentaires selon leurs caractéristiques. On suppose que la décision d'achat du consommateur s'inspire d'un comportement de maximisation de l'utilité. La fonction d'utilité est donnée par $U(z, x; \alpha)$ où x est un bien numéraire; la maximisation de l'utilité est soumise à une contrainte budgétaire donnée par le revenu y , mesuré comme $y = x + p(z)$ (le montant dépensé en bien numéraire et en produits hédoniques); α est un vecteur de caractéristiques de consommateurs individuels qui décrit leurs goûts. Il va de soi que, dans la fonction d'utilité, x peut être décrit par $y - p(z)$. Les consommateurs maximisent leur utilité en sélectionnant une combinaison de quantités de x et de caractéristiques z , sous contrainte budgétaire. On fait l'hypothèse que le marché est concurrentiel et que les consommateurs subissent les prix («price takers»); comme ils n'achètent qu'un seul produit alimentaire, leur décision d'achat n'influence pas le prix de marché. Le prix qu'ils acquittent pour une combinaison de caractéristiques, le vecteur z , est donné par $p(z)$. Sachant que les consommateurs optimisent, la combinaison choisie est telle que :

$$\frac{[\partial U(z, y - p(z); \alpha)/\partial z_i]}{[\partial U(z, y - p(z); \alpha)/\partial x]} = \frac{\partial p(z)/\partial z_i}{1} \equiv p_i(z) \quad (21.2)$$

où $\partial p(z)/\partial z_i$ est la première dérivée de la fonction hédonique (21.1) pour chaque caractéristique z . Les coefficients de la fonction hédonique sont égaux à leurs prix virtuels p_i qui sont égaux à l'utilité dérivée de cette caractéristique par rapport au bien numéraire pour des budgets et des goûts donnés.

21.16 On peut définir une *fonction de valeur* θ comme la valeur de la dépense qu'un consommateur aux goûts α est prêt à consentir pour des valeurs alternatives de z à un niveau d'utilité donné u et de revenu y , représentée par $\theta(z; u, y, \alpha)$. Elle définit une famille de courbes d'indifférence reliant z_i à x , l'«argent». Pour une caractéristique individuelle z_i , θ est le taux marginal de substitution entre z_i et l'argent ou l'évaluation marginale implicite de z_i par le consommateur aux goûts α à un niveau donné d'utilité et de revenu. C'est une indication du prix de la

⁷Le bien numéraire représente tous les autres biens et services consommés — les biens «normaux» non hédoniques. On fixe le prix de x comme égal à l'unité tandis que $p(z)$ et le revenu sont mesurés au moyen de cette unité.

demande de réservation⁸ d'une unité supplémentaire de z_i .⁹ Le prix de marché est $p(z)$ et l'utilité est maximisée quand $\theta(z; u, y, \alpha) = p(z)$; c'est-à-dire que l'achat se produit lorsque la surface de la courbe d'indifférence θ est tangente à la surface de prix hédoniques. Si divers acheteurs ont des fonctions de valeur (goûts) différentes, certains acquerront un montant plus élevé d'une caractéristique que d'autres pour une fonction de prix donné comme l'illustre le graphique 21.1.

21.17 La fonction de distribution conjointe des goûts et des revenus donne une famille de fonctions de valeur; chacune d'entre elles, quand elle est tangente à une fonction de prix, décrit un achat et définit simultanément la fonction de prix dont l'enveloppe est la fonction de prix hédoniques de marché. Les points d'achat tracés par la fonction hédonique dépendent donc du budget et des goûts du consommateur individuel qui acquiert une gamme individuelle de caractéristiques. Pour tracer les fonctions de demande, on doit spécifier la distribution conjointe de probabilités des consommateurs ayant des budgets et des goûts particuliers qui se manifestent sur le marché, c'est-à-dire $F(y, \alpha)$. Cette fonction ainsi que l'équation (21.1) permettent de représenter les équations de demande pour chaque caractéristique.

Le producteur ou l'offre

21.18 Le graphique 21.1, tiré de Triplett (1987), montre aussi l'aspect production. Considérons un producteur maximisant ses revenus dont le problème de maximisation est décrit par¹⁰ :

$$R(p, v) = \max_q \left\{ \sum_{n=1}^N p_n q_n : (q) \text{ appartient à } S(v) \right\} \quad (21.3)$$

où $R(p, v)$ est la valeur maximum de la production $\sum_{n=1}^N p_n q_n$, que l'établissement peut réaliser, sachant qu'il est confronté au vecteur de prix à la production p et que le vecteur d'intrants v est disponible en utilisant la période technologique t . On se souviendra que le graphique 17.1 illustre en espace-produits comment le producteur choisirait entre différentes combinaisons de produits q_1 et q_2 . Dans le graphique 21.1, le problème de l'espace-caractéristiques est celui du choix que font les producteurs entre des combinaisons de z_1 et z_2 pour fabriquer à un certain niveau de technologie et d'intrants $S(v)$. Pour un producteur particulier ayant un niveau d'intrants et de technologie S_G^* et confronté à une surface de prix p_1 , la combinaison optimale de production se situe à A. Mais un producteur différent, doté

d'une technologie et d'intrants S_H^* , et confronté à une surface de prix p_1 , produirait à B. À ces points, le coût marginal de z_1 par rapport à z_2 est égal à son prix marginal de la surface hédonique, tel qu'indiqué par le point de tangence. Dans ces circonstances, la production avec toute autre combinaison ne serait pas optimale. L'enveloppe de tangentes telle que S_G^* et S_H^* retrace les décisions d'optimisation de production que l'on observerait sur le marché de la part de producteurs subissant les prix et elles sont utilisées comme données pour estimer les régressions hédoniques. On peut considérer la fonction hédonique comme déterminée en partie par la distribution des technologies des producteurs, incluant leur échelle de production.

21.19 Rosen (1974) formalise le côté production, en faisant l'hypothèse que les producteurs qui subissent les prix ont des fonctions de coût décrites par $C(Q, z; \tau)$,¹¹ dans lesquelles $Q = Q(z)$ est l'échelle des produits — c'est-à-dire le nombre d'unités produites par un établissement ayant les caractéristiques z . Les producteurs doivent décider quels produits élémentaires fabriquer, autrement dit quel ensemble de z . Pour le faire, on résout un problème de minimisation des coûts qui exige τ , équivalent à $S(v)$ mentionné ci-dessus; c'est un vecteur de la technologie de chaque producteur décrivant les combinaisons de ses produits qu'il peut fabriquer à des coûts d'intrants donnés, en utilisant ses facteurs de production et de prix. C'est la variation de τ parmi les producteurs qui distingue la combinaison de z que le producteur A décide de fabriquer de celle du producteur B, dans le graphique 21.1. Les producteurs sont des «optimiseurs» qui cherchent à maximiser les profits, donnés par :

$$Q p(z) - C(Q, z; \tau) \quad (21.4)$$

en sélectionnant Q et z de manière optimale. On suppose que le marché de l'offre est concurrentiel et que les producteurs subissent les prix — ils ne peuvent les influencer par une décision de production. La décision du producteur en ce qui concerne la quantité de chaque z à fabriquer est déterminée par le prix de z , en faisant l'hypothèse que le producteur peut faire varier Q et z dans le court terme¹².

¹¹On suppose que la fonction de coût est convexe sans indivisibilités; on suppose aussi que le coût marginal de fabrication d'un produit supplémentaire, présentant une combinaison donnée de caractéristiques, est positif et croissant. De même, le coût marginal d'augmentation de la production de chaque caractéristique composante est positif et non décroissant.

¹²Rosen (1974) considérait deux autres caractérisations de l'offre : le court terme, où seul M est variable, et le long terme, dans lequel on peut ajouter et retirer des unités de production. La détermination de l'équilibre de l'offre et de la demande n'est pas simple. On a besoin d'une fonction $p(z)$ pour que la demande sur le marché de tous les z soit égale à l'offre et pour obtenir l'équilibre du marché. Mais la demande et l'offre dépendent de la totalité de $p(z)$, puisque tout ajustement des prix pour égaliser la demande et l'offre d'une combinaison de produits élémentaires induira des substitutions et des changements pour d'autres. Rosen (1974, p. 44-48) donne des précisions sur ce point.

⁸C'est le prix hypothétique pour lequel la demande du produit est égale à 0, c'est-à-dire celui qui fixe la demande à 0 quand on l'insère dans la fonction de demande. On suppose que la fonction d'utilité est strictement concave, de sorte que θ est concave sur z et que la fonction de valeur augmente avec z_i à un taux décroissant.

⁹On suppose que la fonction d'utilité est strictement concave, de sorte que θ est concave sur z et que la fonction de valeur augmente avec z_i à un taux décroissant.

¹⁰Les indices de temps ne sont pas nécessaires dans ce contexte.

En divisant l'expression (21.4) par Q et en la mettant égale à zéro, les conditions de maximisation des profits du premier ordre sont données par :

$$\frac{\partial p}{\partial z_i} = p_i = \frac{C_{z_i}(Q, z; \tau)}{Q} \quad i = 1, \dots, n \quad (21.5)$$

où $p = p(z_1, z_2, \dots, z_n)$ à partir de l'équation (21.1).

21.20 Le *revenu unitaire* marginal obtenu en produisant la caractéristique z_i est donné par son prix virtuel dans la fonction de prix et par son coût marginal de production. S'agissant du producteur, la distribution de probabilités des technologies des firmes $G(\tau)$ est nécessaire pour connaître l'offre globale de produits élémentaires dotés d'ensembles de caractéristiques donnés. Comme le choix de la combinaison optimale de caractéristiques à produire est un problème de maximisation des profits, les revenus marginaux tirés des attributs supplémentaires doivent être égaux au coût marginal de production par unité vendue. La production continue jusqu'au point où les revenus unitaires $p(z)$ sont égaux au coût marginal de production, évalué pour l'ensemble optimal de caractéristiques offert.

21.21 Alors que l'on a considéré une fonction de valeur pour les consommateurs, les producteurs nécessitent une *fonction d'offre de caractéristiques* $\varphi(z; \pi, \tau)$. Le prix d'offre est celui que le vendeur est disposé à accepter pour différentes valeurs de z à un niveau de profit constant, quand les quantités produites sont choisies de façon optimale, tandis que $p(z)$ est le prix maximum pouvant être obtenu sur le marché pour ces modèles. L'équilibre de la production est caractérisé par une tangence entre une surface d'indifférence des caractéristiques de profits et la surface de prix des caractéristiques de marché, dans laquelle $p_i(z_i) = \varphi_{z_i}(z; \pi z; \pi)$ et $p_i(z_i) = \varphi_{z_i}(z; \pi z; \pi)$. Comme il existe une distribution de technologies $G(\tau)$, l'équilibre de production est caractérisé par une famille de fonctions d'offre de caractéristiques qui enveloppent la fonction de prix hédonique de marché. La variation de τ dépendra des différents prix de facteurs des produits élémentaires fabriqués dans divers pays, des entreprises multiproduits réalisant des économies d'échelle et des différences technologiques, qui peuvent porter sur la qualité du capital, de la main-d'œuvre ou des intrants intermédiaires comme sur leur organisation. Une famille de surfaces de production est définie pour différentes valeurs de τ .

L'équilibre

21.22 Le cadre théorique définit d'abord chaque produit élémentaire comme un point sur un plan de plusieurs dimensions, fait des caractéristiques de qualité z_1, z_2, \dots, z_n ; chaque produit est une combinaison des valeurs z_1, z_2, \dots, z_n . Si deux caractéristiques seulement définissent le produit, chaque point de l'espace positif du graphique 21.1 définirait un produit élémentaire. On

n'achète pas les caractéristiques individuellement, mais en tant qu'ensemble lié pour constituer un produit élémentaire. On fait l'hypothèse d'une différenciation des marchés permettant une large gamme de choix¹³. Le marché est aussi censé être parfaitement concurrentiel, les consommateurs et les producteurs, sans influence sur les prix, adoptant un comportement d'optimisation, pour décider des produits élémentaires (ensembles inséparables de caractéristiques) à acheter et à vendre. On fait aussi l'hypothèse de marchés concurrentiels et de comportements d'optimisation de sorte que la quantité de produits élémentaires demandés soit égale à la quantité offerte. Comme les produits se composent de caractéristiques z , la quantité demandée de toutes ces caractéristiques doit égaler la quantité offerte. Il a été démontré que les choix des producteurs et des consommateurs — ou «positions» sur le plan — sont dictés par les goûts des consommateurs et la technologie des producteurs. Tauchen et Witte (2001, p. 4) montrent que la fonction de prix hédonique diffère entre les marchés selon les moyennes et les variances (et dans certains cas aussi selon les moments plus élevés) des distributions des caractéristiques des ménages et des entreprises.

21.23 Rosen (1974, p. 44) fait remarquer qu'un acheteur et un vendeur sont parfaitement appariés quand leurs fonctions respectives de valeur et d'offre sont tangentes l'une par rapport à l'autre. À ce point, le gradient commun est donné par le gradient de la fonction de prix implicite qui équilibre le marché, $p(z)$. Les décisions de consommation et de production apparaissent dans les fonctions de valeur et d'offre à déterminer conjointement, $F(y, \alpha)$ et $G(\tau)$ pour des $p(z)$ donnés. Sur des marchés concurrentiels, il y a détermination simultanée de l'équation hédonique, car la distribution de $F(y, \alpha)$ et de $G(\tau)$ contribue à déterminer les quantités demandées et offertes ainsi que la pente de la fonction. Les consommateurs et les producteurs prennent leurs décisions sans influencer les prix, mais les prix sont ceux de la fonction hédonique. Dans un sens, la fonction hédonique et ses prix virtuels émanent du fonctionnement des marchés. Les marchés de produits révèlent implicitement la fonction hédonique. Comme les consommateurs et les producteurs ont un comportement d'optimisation sur des marchés concurrentiels, la fonction hédonique donne en principe le prix minimum de chaque ensemble de caractéristiques. Compte tenu de tous ces éléments, Rosen (1974, p. 44) posait la question de la signification des prix hédoniques.

Ce que signifient les prix hédoniques

21.24 Il serait commode que, pour l'élaboration de l'indice des prix à la consommation, les coefficients estimés des régressions hédoniques soient des estimations de l'utilité marginale basées sur une caractéris-

¹³Pour que les choix entre combinaisons de z soient continus, on suppose aussi que $p(z)$ possède des dérivés de second ordre continues.

tique ou une valeur pour l'utilisateur. Mais la théorie nous dit qu'il n'en est rien et que l'interprétation n'est pas claire.

21.25 Dans les années 1960, on pensait à tort que les coefficients tirés des méthodes hédoniques représentaient des valeurs d'utilisation et non des coûts de ressources. Comme on l'a vu, Rosen (1974) a montré que les coefficients hédoniques reflétaient généralement les deux, c'est-à-dire des situations d'offre aussi bien que de demande. Les ratios de ces coefficients traduisent peut-être des taux marginaux de substitution des consommateurs ou des taux marginaux de substitution (transformation) des producteurs pour les caractéristiques. C'est ce que l'on appelle en économétrie un problème d'«identification» : les prix et les quantités observés sont déterminés conjointement par des considérations d'offre et de demande, leurs sources sous-jacentes ne pouvant être séparées. Les données recueillies en matière de prix proviennent à la fois des variations de la demande de différents consommateurs n'ayant pas les mêmes goûts et préférences et de variations de l'offre de producteurs utilisant des technologies diverses.

21.26 Il faut d'abord résoudre ce problème de simultanéité. Les régressions hédoniques sont un instrument d'analyse de plus en plus important, implicitement promu par l'attention que lui porte le présent manuel, mais aussi popularisé par les manuels d'organisations comme l'OCDE [voir Triplett (2002) et Eurostat (2001a)]; par ailleurs, aux États-Unis, le Bureau des statistiques du travail l'utilise largement [voir Kokoski, Waehrer and Rozaklis (2001) ainsi que Moulton (2001)]. Dès lors, comment les économistes qui s'expriment sur le sujet peuvent-ils négliger ces conclusions?

Rosen (1974, p. 43) se réfère en ces termes à la fonction hédonique :

... une enveloppe conjointe d'une famille de fonctions de valeur et d'une autre famille de fonctions d'offre. Une fonction d'enveloppe ne révèle rien par elle-même des composantes sous-jacentes qui la génèrent; et elles-mêmes constituent la structure génératrice des observations.

Griliches (1988, p. 120) fait les remarques suivantes :

Je pense, pour ma part, que la méthode hédonique tente d'estimer des aspects de la contrainte budgétaire des consommateurs, ce qui permet d'estimer les prix «manquants» quand la qualité change. Elle n'a pas en soi pour but d'estimer des fonctions d'utilité, bien qu'elle puisse aussi être utile à cette fin...ou estime le lieu géométrique réel de l'intersection des courbes de demande de différents consommateurs aux goûts variables et des courbes d'offre de divers producteurs ayant peut-être des technologies de production variables. Il est donc improbable que l'on puisse tirer de ces seules données l'utilité sous-jacente et des fonctions de coût, sauf dans des circonstances très particulières.

Triplett (1987) écrit :

Il est bien établi — mais pas encore largement compris — que l'on ne peut calculer la formule de $h(\bullet)$ [la fonction hédonique] à partir de la formule de $Q(\bullet)$ et de $t(\bullet)$ [les fonctions d'utilité et de production], pas plus que

$h(\bullet)$ ne représente une «formulation réduite» des fonctions d'offre et de demande dérivées de $Q(\bullet)$ et de $t(\bullet)$.

Diewert (2003a, p. 320), qui se concentre sur le côté consommation, déclare :

Je suis donc l'exemple de Muellbauer (1974, p. 977) quand il dit que sa «conception est délibérément unilatérale; seul l'aspect demande est traité». L'objet de sa réflexion est donc assez différent de celui de la récente étude de Sherwin Rosen. Les problèmes d'offre et de simultanéité qui peuvent se poser sont ignorés.

21.27 L'approche de Diewert (2003a) est intéressante, parce que le calcul des estimations des coefficients hédoniques ne porte que sur l'aspect demande. Il est utile d'examiner les conditions dans lesquelles les coefficients hédoniques sont déterminés exclusivement par des facteurs de demande ou d'offre — les circonstances où des explications claires seraient valides. Le problème est le suivant : comme les coefficients d'une fonction hédonique sont le résultat de l'interaction des comportements d'optimisation des consommateurs et des producteurs, on ne peut interpréter la fonction sous le seul angle des coûts marginaux de production ou des valeurs marginales de consommation, par exemple. Mais supposons que la *technologie de production* τ soit la même pour chaque établissement producteur. Les acheteurs sont différents, mais les vendeurs sont identiques. Au lieu d'une famille de fonctions d'offre prêtant à confusion, il y a une fonction d'offre unique et la fonction hédonique décrit les prix des caractéristiques que la firme offrira, avec la technologie dominante donnée, pour satisfaire le dosage actuel des goûts. La fonction $p(z)$ devient la fonction d'offre en l'absence d'une distribution de τ , source de confusion. Les consommateurs ayant des goûts différents, ce qui apparaît sur le marché est le résultat des efforts des fabricants pour satisfaire les préférences des consommateurs, à technologie et à niveau de profits constants pour tous; la fonction de prix hédonique révèle la structure de l'offre. Dans le graphique 21.1, seul le sentier d'expansion que trace, par exemple, S_H^* similaire à AA' serait révélé. Supposons maintenant que les vendeurs soient différents, mais que les goûts des acheteurs α soient identiques. Dans ce cas, la famille de fonctions de valeur ne peut pas être révélée comme la fonction hédonique $p(z)$ qui identifie la structure de la demande, comme AA' dans le graphique 21.1¹⁴. Triplett (1987,

¹⁴De façon correspondante, si les courbes d'offre étaient parfaitement inélastiques — de sorte qu'un changement de prix ne modifierait l'offre d'aucun des produits différenciés — la variation des prix sous-jacente aux données et alimentant les estimations hédoniques serait déterminée par des facteurs de demande. Les coefficients donneraient des estimations de valeur d'utilisation. De même, si le marché de l'offre était parfaitement concurrentiel, les estimations porteraient sur le coût des ressources. Aucun des écarts de prix entre produits élémentaires différenciés ne serait attribuable, par exemple, aux nouvelles configurations des caractéristiques et aucun profit temporaire de monopole ne serait réalisé grâce à cette situation ou du fait de l'exercice d'un pouvoir de marché; voir Berndt (1991).

p. 632) relève que l'uniformité des technologies est la plus vraisemblable des éventualités, surtout quand l'accès aux technologies est sans restriction à long terme, alors que l'uniformité des goûts est improbable. Il peut naturellement exister des marchés segmentés où les goûts sont plus uniformes, donnant lieu à la conception d'ensembles spécifiques de produits élémentaires et pour lesquels on peut estimer des équations hédoniques intéressant des segments individuels¹⁵.

21.28 L'analyse effectuée aux paragraphes 21.12 à 21.27 démontre l'ambiguïté qui caractérise l'interprétation des coefficients hédoniques. Cette analyse est nécessaire, parce que les problèmes d'estimation des fonctions sous-jacentes d'offre et de demande des caractéristiques ont des implications pour l'estimation des fonctions hédoniques. C'est à la lumière de cet état de fait que l'appendice 21.1 examine les problèmes d'identification et d'estimation. On trouve dans la partie suivante un autre calcul théorique, inspiré de Diewert (2003a), qui indique les hypothèses requises pour une interprétation fondée sur la demande (le consommateur).

Autre formulation théorique hédonique, basée sur le consommateur

21.29 Dans cette partie, on utilise une méthode basée sur le consommateur pour calculer les fonctions hédoniques théoriques. On suppose que :

- tous les consommateurs ont la même *fonction de sous-utilité séparable* $f(z_1, \dots, z_N)$; elle leur donne la sous-utilité $Z = f(z)$, quand ils achètent une unité du produit hédonique complexe qui a le vecteur de caractéristiques $z = (z_1, \dots, z_N)^{16}$;
- la sous-utilité obtenue par le consommateur en achetant Z unités du produit hédonique se conjugue à la consommation de X unités d'un «autre» produit composite pour lui procurer une utilité globale de $u = U^t(X, Z)$ dans la période t , où U^t est la fonction d'utilité «macro» de la période t . Rosen (1974, p. 38) a normalisé le prix de X pour qu'il soit égal à unité. Cela n'est pas nécessaire avec la présente méthode. À la place, il y a un prix explicite de la période t , p^t , pour une unité du produit X de consommation générale.

¹⁵Berry, Levinsohn et Pakes (1995) donnent un exemple détaillé et intéressant pour les automobiles, où les marques sont utilisées comme segments du marché. Tauchen et Witte (2001) procèdent à une étude systématique des problèmes d'estimation des fonctions d'offre, de demande et des fonctions hédoniques, dans laquelle les consommateurs, les producteurs et leurs transactions sont indexés par les communes d'habitation.

¹⁶On ne fait pas l'hypothèse que tous les modèles possibles existent sur le marché. En fait, nous supposons qu'il existe seulement, dans chaque période, un ensemble limité de modèles. Mais on présume que le consommateur a des préférences pour tous les modèles possibles, chacun d'entre eux étant indexé par son vecteur de caractéristiques $z = (z_1, \dots, z_N)$. Ainsi, chaque consommateur préférera un modèle potentiel avec le vecteur de caractéristiques $z^1 = (z_1^1, \dots, z_N^1)$ par rapport à un autre modèle potentiel ayant le vecteur de caractéristiques $z^2 = (z_1^2, \dots, z_N^2)$, si et seulement si $f(z^1) > f(z^2)$.

21.30 Avec cette méthode, on commence par considérer l'ensemble de combinaisons X et Z , avec lequel on peut obtenir le niveau d'utilité u^t de la période de consommation t . C'est l'ensemble $\{(X, Z) : U^t(X, Z) = u^t\}$ qui est la courbe d'indifférence de la période de consommation t au-dessus des combinaisons équivalentes du produit X de consommation générale et du produit hédonique Z . L'équation $U^t(X, Z) = u^t$ pour X est résolue comme une fonction de u^t et Z ; c'est-à-dire¹⁷

$$X = g^t(u^t, Z) \quad (21.6)$$

On suppose que la courbe d'indifférence soit décroissante et on fait l'hypothèse plus forte que g^t soit dérivable en Z et que :

$$\partial g^t(u^t, Z) / \partial Z < 0 \quad (21.7)$$

Posons que p^t et P^t soient les prix d'une unité de X et de Z , respectivement, pendant la période t . Le *problème de minimisation de la dépense du consommateur en période t* peut être défini comme suit :

$$\begin{aligned} \min_{X, Z} \{p^t X + P^t Z : X = g^t(u^t, Z)\} \\ = \min_Z \{p^t g^t(u^t, Z) + P^t Z\} \end{aligned} \quad (21.8)$$

La condition nécessaire de premier ordre pour Z afin de résoudre l'équation (21.8) est :

$$p^t \partial g^t(u^t, Z) / \partial Z + P^t = 0 \quad (21.9)$$

On peut modifier l'équation 21.9 pour donner le prix de l'agrégat hédonique P^t comme fonction du niveau d'utilité u^t de la période t et le prix de consommation générale p^t :

$$P^t = -p^t \partial g^t(u^t, Z) / \partial Z > 0 \quad (21.10)$$

où l'inégalité procède de l'hypothèse (21.7). On peut maintenant interpréter la partie droite de l'équation (21.10) comme la *fonction de prix que le consommateur serait prêt à payer en période t* :

$$w^t(Z, u^t, p^t) = -p^t \partial g^t(u^t, Z) / \partial Z \quad (21.11)$$

21.31 Ainsi, pour chaque point (indexé par Z) de la courbe d'indifférence de la période de consommation t , l'équation (21.11) indique le montant monétaire que le consommateur serait prêt à payer par unité de Z afin de rester sur la même courbe d'indifférence, qui est indexée par le niveau d'utilité u^t . On peut maintenant définir la *fonction de valeur v^t de la volonté de payer en période t* comme le produit de la quantité de Z consommée multiplié par la volonté par unité correspondante de payer le prix, $w^t(Z, u^t, p^t)$:

$$v^t(Z, u^t, p^t) = Z w^t(Z, u^t, p^t) = -Z p^t \partial g^t(u^t, Z) / \partial Z \quad (21.12)$$

où la dernière égalité procède de l'équation (21.11). La fonction v^t est la contrepartie de la fonction de valeur ou

¹⁷Si la courbe d'indifférence de la période t est en intersection avec les deux droites, $g^t(u^t, Z)$ ne sera défini que pour les Z non négatifs jusqu'à une limite supérieure.

d'offre de consommateurs de Rosen (1974, p. 38). Elle nous donne le montant que le consommateur est prêt à dépenser pour consommer Z unités. La présentation algébrique ci-dessus a une interprétation indépendante du modèle hédonique; elle expose simplement comment calculer une fonction de la volonté de payer un prix et une valeur en utilisant les préférences définies d'un consommateur pour deux produits.

21.32 On suppose maintenant que le consommateur a une fonction de sous-utilité séparable, $f(z_1, \dots, z_N)$, qui lui procure la sous-utilité $Z = f(z)$ quand il achète une unité du produit hédonique complexe¹⁸ ayant le vecteur de caractéristiques $z = (z_1, \dots, z_N)$. Notons que l'on a supposé que la fonction f était invariante dans le temps. Supposons que la fonction d'utilité de la période de consommation t soit $U^t(X, f(z))$. La démonstration algébrique ci-dessus relative à la volonté de payer reste valide. En particulier, la fonction de prix de la volonté de payer de la nouvelle période t , pour un modèle spécifique doté des caractéristiques $z = (z_1, \dots, z_N)$, est :

$$w^t(f(z), u^t, p^t) = -p^t \partial g^t(u^t, f(z)) / \partial Z \quad (21.13)$$

La fonction de prix de la volonté de payer de la nouvelle période t (qui est le montant monétaire que le consommateur est prêt à régler pour disposer des services d'un modèle ayant le vecteur de caractéristiques z) est :

$$v^t(f(z), u^t, p^t) = f(z) w^t(f(z), u^t, p^t) = -f(z) p^t \partial g^t(u^t, f(z)) / \partial Z \quad (21.14)$$

21.33 Supposons maintenant que le consommateur dispose de K^t modèles dans la période t sachant que le modèle k se vend au prix unitaire de P_k^t et a le vecteur de caractéristiques $z_k^t = (z_{1k}^t, \dots, z_{Nk}^t)$ pour $k = 1, 2, \dots, K$. Si le consommateur achète une unité de modèle k dans la période t , le prix du modèle peut être considéré comme égal à la volonté appropriée de payer la valeur définie par l'équation (21.14), où z est remplacé par z_k^t ; l'équation suivante devrait donc se vérifier :

¹⁸Si un consommateur achète, par exemple, au prix P deux unités d'un modèle qui a les caractéristiques z_1, \dots, z_N , nous pouvons alors modéliser cette situation en introduisant un modèle artificiel qui vend au prix $2P$ et présente les caractéristiques $2z_1, \dots, 2z_N$. Ainsi, la surface hédonique $Z = f(z)$ se compose seulement des modèles les plus efficaces, y compris les modèles artificiels. Nous ne faisons pas l'hypothèse que $f(z)$ soit une fonction quasi-concave ou concave de z . Dans la théorie normale de la demande de consommation, on peut supposer que $f(z)$ soit quasi-concave sans perte de généralité. En effet, les contraintes budgétaires linéaires et l'hypothèse de divisibilité parfaite impliqueront que les courbes d'indifférence «effectives» intègrent des ensembles convexes. Mais, comme le signale Rosen (1974, p. 37-38), on ne peut, dans le cas des produits hédoniques, délier les diverses caractéristiques. On ne peut pas non plus faire l'hypothèse que la divisibilité soit parfaite et que toutes les combinaisons possibles de caractéristiques soient disponibles sur le marché. Les hypothèses habituelles de la théorie «normale» de la demande de consommation ne sont pas satisfaites dans le contexte hédonique. Dernière remarque: nous supposons que les macro-fonctions $g^t(u, Z)$, soient continues, avec l'existence de la dérivée partielle $\partial g^t(u, Z) / \partial Z$, mais nous ne plaçons pas de restrictions de continuité sur la fonction de sous-utilité hédonique $f(z)$.

$$P_k^t = -f(z_k^t) p^t \partial g^t(u^t, f(z_k^t)) / \partial Z \quad (21.15)$$

pour $t = 1, \dots, T$; $k = 1, \dots, K^t$

Quelle est la signification de l'hypothèse de séparabilité? Supposons que le produit hédonique soit une automobile et qu'elle n'ait que trois caractéristiques : le nombre de sièges, la consommation de carburant et la puissance en chevaux. L'hypothèse de séparabilité signifie que le consommateur peut arbitrer ces trois caractéristiques et déterminer l'utilité de tout véhicule à partir d'un dosage quelconque des trois caractéristiques, indépendamment de ses autres choix de produits. En particulier, le classement des modèles d'automobile selon leur utilité est indépendant du nombre d'enfants que le consommateur peut avoir ou du prix de l'essence. À l'évidence, l'hypothèse de séparabilité a peu de chances de se vérifier exactement dans le monde réel, mais, malgré son caractère quelque peu restrictif, elle est nécessaire au fonctionnement de notre modèle.

21.34 Un autre aspect de notre modèle appelle des explications supplémentaires. On suppose explicitement que les consommateurs ne puissent acheter des unités fractionnées de chaque modèle; ils ne peuvent acquérir qu'un nombre entier non négatif de chacun. On fait explicitement l'hypothèse d'indivisibilités dans la partie offre du modèle. Dans chaque période, on ne dispose donc que d'un nombre limité de modèles du produit hédonique. Alors que le consommateur est supposé avoir des préférences continues à l'égard de toutes les combinaisons possibles de caractéristiques (z_1, \dots, z_N) , dans chaque période il n'existe sur le marché qu'un nombre limité de modèles isolés.

21.35 À ce stade, on spécialise davantage le modèle. On suppose que tous les consommateurs aient la même fonction de sous-utilité hédonique¹⁹ $f(z)$ et que le consommateur i ait, dans la période t , la fonction linéaire de macro-utilité de courbe d'indifférence suivante :

$$g_i^t(u_i^t, Z) = -a^t Z + b_i^t u_i^t \quad \text{pour } t = 1, \dots, T \quad (21.16)$$

et $i = 1, \dots, I$

où a^t et b_i^t sont des constantes positives.

Pour chaque période t et chaque consommateur i , la courbe d'indifférence de la période t entre les combinaisons de X et Z est linéaire, avec la pente constante $-a^t$ identique pour tous les consommateurs²⁰. On notera que

¹⁹L'hypothèse d'identité qui est très forte, nécessite une certaine justification. Elle est tout à fait analogue à celle selon laquelle les consommateurs ont les mêmes préférences homothétiques pour, par exemple, l'alimentation. Bien que cette hypothèse ne se justifie pas à certaines fins, elle suffit pour la construction d'un indice de prix de l'alimentation : on cherche surtout à appréhender les effets de substitution dans le prix agrégé de l'alimentation, quand les prix relatifs de ses composantes varient. De façon analogue, nous voudrions déterminer comment le consommateur «moyen» apprécie la rapidité accrue d'un ordinateur relativement à un développement de sa mémoire. En d'autres termes, nous nous intéressons surtout aux effets de substitution hédoniques.

²⁰Nous n'exigeons pas que la courbe d'indifférence soit globalement linéaire, mais qu'elle le soit localement pour une gamme d'achats. Ou bien nous pouvons estimer que la courbe d'indifférence linéaire donne une approximation de premier ordre à une courbe d'indifférence non linéaire.

la pente peut varier dans le temps. Dérivons maintenant l'équation 21.16 par rapport à Z et remplaçons cette dérivée partielle dans l'équation (21.15). L'équation qui en résulte est²¹ :

$$P_k^t = p^t a^t f(z_k^t) \text{ pour } t = 1, \dots, T \text{ et } k = 1, \dots, K^t \quad (21.17)$$

Définissons le prix agrégé d'une unité de Z dans la période t comme²² :

$$r_t = p^t a^t \text{ pour } t = 1, \dots, T \quad (21.18)$$

Remplaçons maintenant l'équation 21.18 dans l'équation 21.17, afin d'obtenir notre système d'équations hédoniques de base²³.

$$P_k^t = r_t f(z_k^t) \text{ pour } t = 1, \dots, T \text{ et } k = 1, \dots, K^t \quad (21.19)$$

21.36 Pour obtenir un modèle de régression hédonique de base, il suffit de postuler une forme fonctionnelle pour la fonction de sous-utilité hédonique f et d'ajouter une spécification stochastique à l'équation (21.19). On peut alors estimer les paramètres inconnus de f ainsi que les paramètres de prix r_t de la période t ²⁴. Il est possible de

²¹En comparant l'équation 21.17 à l'équation 21.15, on s'aperçoit que les hypothèses simplificatrices (21.16) permettent de se débarrasser des termes $\partial g^i(u_i^t, f(z_k^t))/\partial Z$, qui dépendent des courbes d'indifférence des consommateurs individuels entre le produit hédonique et les autres produits. Si nous disposions de données sur la consommation de produits hédoniques des ménages individuels, nous pourrions utiliser des techniques normales de demande de consommation pour estimer les paramètres caractérisant ces courbes d'indifférence.

²²On est passé des indices aux exposants conformément aux conventions pour les paramètres des modèles de régression. Les constantes r_t seront donc les paramètres de régression dans ce qui suit. On notera aussi que r_t est le résultat de la multiplication du prix de l'«autre» produit p^t par le paramètre de pente a^t de la période t . Nous devons laisser ce paramètre de pente se modifier dans le temps, afin de pouvoir modéliser la demande de produits hédoniques de haute technologie, dont les prix relatifs ont baissé relativement aux «autres» produits; nous pensons donc que a^t diminue au fil du temps pour les produits de haute technologie.

²³Le modèle de base finit par ressembler beaucoup aux modèles hédoniques de Muellbauer (1974, p. 988–989); voir notamment son équation (32).

²⁴Il est possible de réviser la théorie ci-dessus et de lui donner une interprétation selon la théorie de la production. La contrepartie du problème de minimisation de la dépense (21.8) devient le problème suivant de maximisation du profit : $\max_{X,Z} \{P^t Z - w^t X : X = g^t(k^t, Z)\}$ où Z est la production hédonique et P^t un prix de la période t pour une unité de la production hédonique, w^t est le prix pour la période t d'un intrant variable et X la quantité utilisée de celui-ci, k^t est la quantité d'un facteur fixe (par exemple le capital) pour la période t et g^t est la fonction de besoins en facteurs de la firme. En supposant que $Z = f(z)$, nous arrivons à la contrepartie suivante de théorie de la production à l'équation (21.15) : $P_k^t = f(z_k^t) \partial g^t(k^t, f(z_k^t))/\partial Z$. La contrepartie à l'hypothèse (21.16) est, pour la firme i , $g_i^t(k_i^t, Z) = a^t Z - b_i^t k_i^t$ et la contrepartie à l'équation (21.17) devient $P_k^t = w^t a^t f(z_k^t)$. Mais les hypothèses du modèle de théorie de la production ne sont pas aussi plausibles que les hypothèses correspondantes du modèle de théorie de la consommation. En particulier, il est peu probable que chaque producteur aura le même prix agrégé de la période t pour une unité d'intrant variable w^t ; il y a également peu de chances que toutes les firmes qui produisent sur le marché hédonique aient le même paramètre technologique a^t . L'hypothèse clé, généralement non satisfaite dans le contexte de la production, est que chaque producteur soit en mesure de produire tout l'éventail des modèles hédoniques; du point de vue de la consommation,

généraliser le modèle ci-dessus, mais d'obtenir le même modèle (21.19) si l'«autre» produit composite X est remplacé par $h(x)$, x étant un vecteur de consommation et h une fonction agrégative linéaire homogène croissante et concave. Avec ces nouvelles hypothèses, on a, au lieu de l'équation (21.17), les résultats suivants :

$$P_k^t = c(p^t) a^t f(z_k^t) \text{ pour } t = 1, \dots, T \text{ et } k = 1, \dots, K^t \quad (21.20)$$

où p^t est maintenant le vecteur des prix des produits x dans la période t , tandis que c est le coût de l'unité ou la fonction de dépense qui est duale à h ²⁵. Redéfinissons maintenant r_t comme $c(p^t) a^t$ et l'on obtient encore le système basique d'équations hédoniques (21.19). L'équation (21.19) a une propriété qui est susceptible de figurer dans les modèles plus complexes et réalistes de choix des consommateurs. Cette propriété est que les prix des modèles de la période t ont une homogénéité de degré un dans le niveau général des prix p^t . Par conséquent, si p^t est remplacé par λp^t pour tout $\lambda > 0$ (pensons à une soudaine hyperinflation où λ est de montant élevé), les équations (21.17) et (21.19) impliquent que les prix des modèles deviennent λP_k^t . On remarque aussi que cette propriété d'homogénéité ne vaudra pas pour le modèle hédonique supplémentaire ci-après :

$$P_k^t = r_t + f(z_k^t) \text{ pour } t = 1, \dots, T \text{ et } k = 1, \dots, K^t \quad (21.21)$$

On peut donc éliminer a priori les régressions hédoniques basées sur le modèle linéaire (21.21). Notons que les modèles hédoniques avec le logarithme du prix de modèle P_k^t comme variable de dépendance tendront à être compatibles avec les équations hédoniques de base (21.19); en revanche, les modèles linéaires comme (21.21) ne seront pas conformes aux propriétés normales d'homogénéité qu'implique la théorie microéconomique.

Les indices hédoniques

21.37 On a signalé plus haut que les indices hédoniques étaient nécessaires à l'ajustement de la qualité pour deux raisons. D'abord, quand un produit élémentaire n'est plus disponible et quand le produit remplaçant, dont on utilise le prix pour poursuivre la série, n'est pas de la même qualité que la base de prix originale. Les écarts de qualité peuvent être exprimés sous forme de valeurs différentes d'un sous-ensemble de variables z déterminant le prix. Les coefficients des régressions hédoniques, qui sont des estimations de la valeur monétaire d'unités supplémentaires de chaque composante de qualité z , peuvent alors être utilisés pour ajuster, par exemple, le prix de l'ancien produit élémentaire, afin de le rendre comparable au prix du

en revanche, il est tout à fait plausible que chaque consommateur ait la possibilité d'acheter et de consommer chaque modèle.

²⁵On définit c comme $c(p^t) = \min_x \{p^t x : h(x) = 1\}$, où $p^t x$ représente le produit compris entre les vecteurs p^t et x .

nouveau²⁶ — ainsi on compare encore ce qui est de même nature. On peut décrire ce processus comme un «rafistolage», dans la mesure où il faut ajuster le prix de l'ancienne série (ou de la nouvelle série de remplacement) en fonction des différences de qualité, pour pouvoir accoler la nouvelle série à l'ancienne. La deuxième utilisation des fonctions hédoniques est l'estimation des *indices hédoniques*. Ces derniers conviennent quand le rythme et l'échelle des remplacements de produits élémentaires sont substantiels et quand un usage extensif du «rafistolage» risque de mener à de nombreuses erreurs, s'il y a un défaut ou un biais dans le processus d'ajustement qualitatif, et à un échantillonnage sur la base d'un univers de remplacement biaisé (comme on l'a vu dans les paragraphes 21.12 à 21.36). Dans chaque période, les indices hédoniques utilisent des données tirées d'un échantillon renouvelé de produits, qui doit inclure ceux qui représentent une part significative des dépenses — l'échantillonnage utilisant pour chaque période l'univers double. Il n'est pas nécessaire d'établir un ensemble présélectionné de produits à apparier et les collecteurs de prix ne sont pas obligés de recueillir les prix de cet ensemble. Ce que l'on doit faire est une révision mensuelle des échantillons de produits ainsi que des informations sur leurs prix, leurs caractéristiques et, si possible, leurs quantités/valeurs. Dans les régressions hédoniques, la répartition («partialling out») contrôle les différences de qualité, contrairement à l'appariement des prix pratiqués par ceux qui les collectent. Il existe plusieurs procédures pour estimer les indices hédoniques et nous les examinons brièvement ci-dessous.

Les indices théoriques de prix des caractéristiques

21.38 Les indices théoriques du coût de la vie sont définis au chapitre 17 et on considère les formules des indices pratiques comme des estimations des premiers. Ici, les chiffres des indices théoriques ne portent pas seulement sur les produits fabriqués, mais aussi sur leurs caractéristiques. La famille établie par Konüs (1924) d'*indices véritables du coût de la vie* concerne deux périodes, où le consommateur est confronté aux vecteurs de prix strictement positifs $p^0 = (p_1^0, \dots, p_N^0)$ et $p^1 = (p_1^1, \dots, p_N^1)$, dans les périodes 0 et 1 respectivement; elle a été définie au chapitre 17 comme le ratio des coûts minimums de réalisation du même niveau d'utilité $u = f(q)$, où $q = (q_1, \dots, q_N)$ est un vecteur positif de quantité de référence; on a :

$$P_K(p^0, p^1, q) = C[u, p^1]/C[u, p^0] = C[f(q), p^1]/C[f(q), p^0] \quad (21.22)$$

²⁶On trouve une description générale de divers mécanismes d'ajustement dans les paragraphes 7.103 à 7.109 ainsi que dans Triplett (2002). Ils comprennent l'utilisation des coefficients de l'ensemble saillant de caractéristiques ou celle des valeurs prédites de la régression dans son ensemble. Dans les deux cas, on ajuste l'ancien prix pour le comparer au nouveau ou le nouveau pour le comparer à l'ancien, ou bien on fait une moyenne effective des deux.

Pour les indices théoriques de l'espace de caractéristiques, on définit aussi les fonctions de revenus pour des biens faits d'ensembles de caractéristiques représentés par la fonction hédonique²⁷ :

$$P_K(p^0, p^1, q) = C[u, p^1, p(z_1)]/C[u, p^0, p(z_0)] \\ = C[f(q), p^1, p(z_1)]/C[f(q), p^0, p(z_0)] \quad (21.23)$$

21.39 L'indice de prix théorique défini par l'équation (21.23) est un ratio des coûts hypothétiques supportés par les consommateurs pour atteindre une utilité donnée, pendant la période 1, comparés à ceux de la période 0. L'équation (21.23) incorpore des effets de substitution : si les prix de certaines caractéristiques augmentent plus que ceux de certaines autres, les consommateurs maximisant l'utilité peuvent modifier le dosage de caractéristiques de produits en leur faveur. Le numérateur de l'équation (21.23) est le coût de l'utilité maximum que le consommateur pourrait obtenir, s'il était confronté aux prix des produits et aux prix hédoniques virtuels implicites de la période 1, p^1 et $p(z^1)$; le dénominateur de l'équation (21.23) est l'utilité maximum qu'il pourrait obtenir avec les prix des produits et des caractéristiques de la période 0, p^0 et $p(z^0)$. On remarquera que toutes les variables des fonctions du numérateur et du dénominateur sont exactement les mêmes, si ce n'est que les vecteurs des prix des produits et des caractéristiques diffèrent. C'est un trait qui définit un indice de prix. Comme pour les indices économiques du chapitre 15, il existe bien sûr une famille entière d'indices en fonction du niveau d'utilité de référence choisi. Certaines formulations explicites sont examinées aux paragraphes 21.48 à 21.58, parmi lesquelles un niveau de référence de la période de base 0 et un niveau de référence de la période actuelle 1, analogues au calcul des indices de Laspeyres et de Paasche exposé au chapitre 17. Avant d'examiner ces indices hédoniques, on présente deux formulations plus simples : les régressions hédoniques utilisant des variables indicatrices temporelles (paragraphes 21.40 à 21.42) et les indices hédoniques d'imputation (paragraphes 21.43 à 21.47). Elles sont simples et d'usage très courant, parce qu'elles n'exigent pas d'informations sur les quantités ou les pondérations. Comme elles ne demandent pas non plus de données appariées, on peut y avoir recours quand on rééchantillonne toutes les données. Mais, de ce fait, leur interprétation théorique est plus limitée. Comme on le verra à l'appendice 21.1, des formulations pondérées sont néanmoins possibles au moyen d'un estimateur de moindres carrés pondérés.

²⁷Triplett (1987) et Diewert (2002d), à la suite de Pollak (1975), considèrent un processus de budgétisation en deux étapes, dans lequel la fraction d'utilité relative aux produits élémentaires définis par des caractéristiques a un indice théorique défini en termes de sélection de caractéristiques minimisant les coûts, sous condition d'un niveau de production optimal pour les produits composites et hédoniques. Ces quantités sont ensuite réintroduites dans la deuxième étape de maximisation du revenu global.

Régressions hédoniques et indicatrices temporelles

21.40 Supposons qu'il y ait K caractéristiques d'un produit et que le modèle ou le produit élémentaire i ait, dans la période t , le vecteur de caractéristiques $z_i^t = z_i^t = [z_{i1}^t, \dots, z_{iK}^t]$ pour $i = 1, \dots, I$ et $t = 1, \dots, T$. Notons par p_i^t le prix du modèle i dans la période t . Une régression hédonique du prix du modèle i , dans la période t , sur son ensemble de caractéristiques z_i^t est donnée par :

$$\ln p_i^t = \gamma_0 + \sum_{t=2}^T \gamma^t D^t + \sum_{k=1}^K \beta_k z_{ik}^t + \varepsilon_i^t \quad (21.24)$$

où D^t sont des variables indicatrices pour les périodes temporelles, D^2 étant 1 dans la période $t=2$ et zéro autrement. D^3 est 1 dans la période $t=3$, et zéro autrement, etc. Les coefficients γ^t sont des estimateurs des changements de prix ajustés de l'effet de qualité, en contrôlant les effets de la variation de qualité qualitative (via $\sum_{k=1}^K \beta_k z_{ik}^t$) — voir cependant Goldberger (1968) ainsi que Teekens and Koerts (1972) pour l'ajustement pour le biais d'estimation.

21.41 La méthode ci-dessus utilise les variables indicatrices temporelles pour comparer les prix de la période 1 à ceux de toutes les périodes suivantes. À cette fin, on contraint les paramètres β_k à être constants pendant la période $t = 1, \dots, T$. Cette technique est rétrospectivement satisfaisante, mais, en temps réel, on peut estimer l'indice comme une formulation à base fixe ou *en chaîne*. La formulation à *base fixe* estimerait l'indice pour les périodes 1 et 2, $I_{1,2}$, en utilisant l'équation (21.24) pour $t = 1, 2$; l'indice pour la période 3, $I_{1,3}$, utiliserait l'équation (21.24) pour $t = 1, 3$; l'indice pour la période 4, $I_{1,4}$, utiliserait l'équation (21.24) pour $t = 1, 4$, etc. Dans ces cas, la variable indicatrice prendrait les valeurs de 1 pour la période actuelle et de 0 pour la période de référence des prix. À cette fin, pour $I_{1,4}$ ce serait 1 pour les observations de la période 4 et 0 autrement, c'est-à-dire pour les observations de la période 1. Seules les données des périodes 1 et 4 sont employées pour l'équation estimée. Le coefficient de la variable indicatrice est une estimation du changement de prix ajusté de l'effet qualité. Dans chaque cas, l'indice contraint les coefficients estimés des caractéristiques de qualité à être les mêmes pour la période actuelle et celle de référence des prix, les périodes 1 et 4. Une comparaison bilatérale à base fixe utilisant l'équation (21.24) recourt aux estimations de paramètres contraints pour les deux périodes de comparaison des prix. Ainsi, une formulation *en chaîne* estimerait $I_{1,4}$, comme le résultat d'une série de liens : $I_{1,4} = I_{1,2} \times I_{2,3} \times I_{3,4}$. Chaque comparaison binaire successive, ou lien, est combiné par multiplications successives. On estime l'indice de chaque lien au moyen de l'équation (21.24). Comme les périodes comparées sont proches, il est généralement considéré comme plus probable que les contraintes des paramètres exigées par les indices hé-

doniques en chaîne à variables indicatrices temporelles, soient moins sévères que celles exigées de leurs homologues à base fixe.

21.42 Il n'y a pas de pondération explicite dans ces formulations et c'est un sérieux désavantage. En pratique, on peut employer l'échantillonnage avec seuil d'inclusion pour ne retenir que les produits les plus importants. Si l'on dispose de données de ventes, on devra utiliser un estimateur de moindres carrés pondéré (par les parts relatives dans les ventes; voir appendice 21.1), et non un estimateur ordinaire (MCO)²⁸. Avec cette méthode, on n'a pas besoin de données appariées; les produits élémentaires peuvent être rééchantillonnés dans chaque période pour inclure de nouvelles technologies.

Les indices hédoniques d'imputation

21.43 Une autre approche possible pour comparer les périodes 1 et t consiste à estimer une régression hédonique pour la période t et à insérer les valeurs des caractéristiques de chaque modèle existant en période 1 dans la régression de la période t , pour prévoir le prix de chaque produit élémentaire $\hat{p}_i^t(z_i^1)$. Cela donnerait des prévisions de prix des produits qui existent en période 1 à des prix virtuels de la période t , $\hat{p}_i^t(z_i^1)$, $i = 1, \dots, N$. Il est possible de comparer ces prix (ou une moyenne) à la moyenne des prix réels des modèles $i = 1, \dots, N$ en période 1. Les moyennes peuvent être arithmétiques, comme dans un indice de Dutot, ou géométriques, comme dans un indice de Jevons. La formulation arithmétique est la suivante :

$$\frac{\sum_{i=1}^N (1/N) \hat{p}_i^t(z_i^1)}{\sum_{i=1}^N (1/N) p_i^1(z_i^1)} \quad (21.25a)$$

21.44 Une autre possibilité est d'insérer les caractéristiques des modèles qui existent dans la période t dans une régression pour la période 1. Les prix prévus des produits élémentaires de la période t , générés aux prix virtuels de la période 1 (ou une moyenne), peuvent être comparés à (la moyenne des) prix réels de la période t :

$$\frac{\sum_{i=1}^N (1/N) p_i^t(z_i^t)}{\sum_{i=1}^N (1/N) \hat{p}_i^1(z_i^t)} \quad (21.25b)$$

21.45 Pour une comparaison bilatérale à base fixe utilisant la formule (21.25a) ou la formule (21.25b), il ne faut estimer l'équation hédonique que pour une pé-

²⁸Ioannidis et Silver (1999) ainsi que Bode et van Dalén (2001), qui ont comparé les résultats de ces divers estimateurs, ont trouvé des différences notables, mais pas dans tous les cas; voir aussi Silver and Heravi (2003).

riode. Le dénominateur de la formule (21.25a) est le prix moyen observé pendant la période 1; il devrait être égal au prix moyen qu'une régression hédonique, basée sur les données de la période 1, prévoira en utilisant les caractéristiques de la période 1. Toutefois, le numérateur a besoin d'une régression hédonique estimée pour prévoir les caractéristiques de la période 1 aux prix hédoniques de la période t . De même, dans la formule (21.25b), une régression hédonique n'est nécessaire que pour le dénominateur. Pour des raisons analogues à celles expliquées au chapitre 15, une moyenne symétrique de ces indices devrait avoir un certain appui théorique.

21.46 On notera que tous les indices décrits aux paragraphes 21.40 à 21.45 peuvent employer des données appariées ou toutes les données disponibles à chaque période. S'il y a un nouveau produit élémentaire dans la période 4, par exemple, il est inclus dans les ensembles de données et la régression contrôle ses différences de qualité. De la même façon, si d'anciens produits disparaissent, ils figurent toujours dans les indices des périodes où ils existent. Cela fait partie de la procédure d'estimation naturelle et diffère de l'usage des régressions hédoniques pour les seuls ajustements de prix de produits non comparables.

21.47 De même que pour la méthode des variables indicatrices, les données appariées ne sont pas nécessaires. Mais, dans ces formulations, on ne recourt pas explicitement à la pondération des quantités, ce qui constitue un sérieux inconvénient. Si l'on disposait de données sur les quantités ou les valeurs, il apparaîtrait immédiatement possible de les rattacher aux prix individuels $i = 1, \dots, N$ ou à leurs estimateurs. Ce point est traité dans la partie suivante.

Les indices hédoniques superlatifs et exacts

21.48 Au chapitre 17, les limites de Laspeyres et Paasche ont été définies sur une base théorique au même titre que les indices superlatifs qui traitent les deux périodes symétriquement. Ces formules superlatives comprenaient l'indice de Fisher, dont les propriétés axiomatiques souhaitables ont été indiquées au chapitre 16. En outre, l'indice de Fisher a été soutenu par la théorie économique en tant que moyenne symétrique des limites de Laspeyres et de Paasche, et on s'est aperçu qu'il était, d'un point de vue axiomatique, la moyenne la plus appropriée des deux. L'indice de Törnqvist possédait aussi des propriétés axiomatiques désirables, semblait le meilleur au point de vue stochastique et n'exigeait pas de fortes hypothèses pour être calculé par la méthode économique comme indice superlatif. Les indices de Laspeyres et de Paasche se sont avérés correspondre aux (être exacts pour les) fonctions d'agrégateur sous-jacentes (Leontief) sans possibilités de substitution; les indices superlatifs étaient, eux, exacts pour des formes fonctionnelles flexibles, notam-

ment les formes quadratiques et translog des indices de Fisher et de Törnqvist. Si l'on dispose de données relatives aux prix, aux caractéristiques et aux quantités, des approches et des résultats analogues s'appliquent aux indices hédoniques; voir Fixler and Zieschang (1992) ainsi que Feenstra (1995). Feenstra (1995) a défini les limites exactes d'un indice de ce type. Considérons l'indice théorique de l'équation (21.23), mais seulement défini maintenant par les caractéristiques des produits élémentaires. Bien que les prix soient toujours ceux des produits, ils se définissent intégralement par $p(z)$. L'agrégation arithmétique d'une équation hédonique linéaire montre qu'une limite supérieure de Laspeyres (les quantités offertes *diminuant* quand les prix relatifs augmentent) est donnée par :

$$\frac{\sum_{i=1}^N x_i^{t-1} \hat{p}_i^t}{\sum_{i=1}^N x_i^{t-1} p_i^{t-1}} = \sum_{i=1}^N s_i^{t-1} \left(\frac{\hat{p}_i^t}{p_i^{t-1}} \right) \geq \frac{C(u^{t-1}, p(z)^t)}{C(u^{t-1}, p(z)^{t-1})} \quad (21.26a)$$

où la partie droite de l'équation est le ratio du coût de réalisation d'un niveau d'utilité (u^{t-1}) de la période $t-1$, tandis que l'utilité est une fonction du vecteur de quantités; on a donc $u^{t-1} = f(x^{t-1})$; la comparaison des prix est évaluée à un niveau fixe de quantités de la période $t-1$ et s_i^{t-1} sont les parts dans la valeur totale des dépenses du produit i pour la période $t-1$:

$$s_i^{t-1} = x_i^{t-1} p_i^{t-1} / \sum_{j=1}^N x_j^{t-1} p_j^{t-1}$$

21.49 La différence entre une formule de Laspeyres et la partie gauche de l'équation (21.26a) est que le prix figurant dans le numérateur de la partie gauche de l'équation (21.26a) est un prix prédit :

$$\hat{p}_i^t = \hat{p}_i^t(z^{t-1}) = \sum_{k=1}^K \beta_k^t z_{ik}^{t-1} \quad (21.26b)$$

où, si l'on utilise un remplacement non comparable, le prix prédit s'ajuste en fonction de la différence de qualité entre les produits anciens et nouveaux. De fait, le prix prédit

$$\hat{p}_i^t = p_i^t - \sum_{k=1}^K \beta_k^t (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1}) \quad (21.26c)$$

est le prix de la période t , ajusté pour tenir compte de la somme des changements de chaque caractéristique de qualité, pondérée par les coefficients obtenus d'une régression hédonique linéaire. On notera que la sommation porte sur le même i dans les deux périodes, puisque l'on inclut les remplacements en cas d'absence d'un produit; de plus, (21.26c) ajuste les prix de la période t en fonction des différences de qualité via $\sum_{k=1}^K \beta_k^t (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1})$.

21.50 Une limite inférieure de Paasche est estimée comme :

$$\frac{\sum_{i=1}^N x_i^t p_i^t}{\sum_{i=1}^N x_i^t \hat{p}_i^{t-1}} = \left[\sum_{i=1}^N s_i^t \left(\frac{\hat{p}_i^{t-1}}{p_i^t} \right) \right]^{-1} \leq \frac{C(u^t, p(z)^t)}{C(u^t, p(z)^{t-1})} \quad (21.27a)$$

où $s_i^t = x_i^t p_i^t / \sum_{j=1}^N x_j^t p_j^t$ et

$$\hat{p}_i^{t-1} = \sum_{k=1}^K \beta_k^{t-1} z_{ik}^t \quad (21.27b)$$

$$\hat{p}_i^t = p_i^t - \sum_{k=1}^K \beta_k^t (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1}) \quad (21.27c)$$

qui sont respectivement les ajustements au titre de l'imputation et du remplacement. Il s'agit des prix des périodes $t-1$ ajustés de la somme des changements de chaque caractéristique de qualité, pondérée par leurs coefficients respectifs dérivés d'une régression hédonique linéaire.

21.51 Suite aux inégalités de (17.5), où les indices de Laspeyres P_L et de Paasche P_P forment des limites (17.8) sur leurs «véritables» indices économiques théoriques P_K , on a :

$$P_L \leq P_K \leq P_P \text{ ou } P_P \leq P_K \leq P_L \quad (21.28)$$

Un indice approprié est donc une moyenne géométrique de Fisher des indices de Laspeyres P_L et de Paasche P_P qui incorpore des ajustements hédoniques au titre des différences de qualité.

21.52 Ainsi, la méthode fondée sur l'usage des indices hédoniques exacts et superlatifs applique d'abord les coefficients des régressions hédoniques aux changements de caractéristiques, pour ajuster les prix observés en fonction des changements qualitatifs. Ensuite, elle incorpore un système de pondération employant des données relatives aux quantités vendues de chaque modèle et à leurs caractéristiques, au lieu de traiter tous les modèles comme étant d'importance égale. Enfin, elle correspond directement à la formulation définie à partir de la théorie économique.

21.53 Les régressions hédoniques semi-logarithmiques fourniraient un ensemble de coefficients β pouvant être utilisés avec les limites géométriques de la période de base et de la période actuelle :

$$\prod_{i=1}^N \left(\frac{p_i^t}{\hat{p}_i^{t-1}} \right)^{s_i^t} \leq \frac{C(u^t, p(z)^t)}{C(u^t, p(z)^{t-1})} \leq \prod_{i=1}^N \left(\frac{\hat{p}_i^t}{p_i^{t-1}} \right)^{s_i^{t-1}} \quad (21.29a)$$

$$\begin{aligned} \hat{p}_i^{t-1} &= \exp \left[\sum_{k=1}^K \beta_k^{t-1} z_{ik}^t \right] \\ \hat{p}_i^t &= \exp \left[\sum_{k=1}^K \beta_k^t z_{ik}^{t-1} \right] \end{aligned} \quad (21.29b)$$

$$\begin{aligned} \hat{p}_i^{t-1} &= p_i^{t-1} \exp \left[\sum_{k=1}^K \beta_k^{t-1} (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1}) \right] \\ \hat{p}_i^t &= p_i^t \exp \left[- \sum_{k=1}^K \beta_k^t (z_{ik}^t - z_{ik}^{t-1}) \right] \end{aligned} \quad (21.29c)$$

21.54 Dans l'inégalité (21.29a), on a montré ensemble les deux limites des indices théoriques respectifs. Calculer ces indices est relativement simple pour des données appariées, mais plus complexe pour des données qui ne le sont pas. Pour un exemple d'application de comparaisons non appariées dans le temps, voir Silver and Heravi (2002; 2003) et le chapitre 7, paragraphes 7.132 à 7.152; on se reportera à Kokoski, Moulton, and Zieschang (1999) pour des comparaisons de prix appariés entre régions d'un pays.

21.55 On peut aussi définir des indices hédoniques exacts au moyen du cadre théorique exposé par Diewert (2003a)²⁹. Revenons à l'équation hédonique de base (21.19). Supposons que le prix P_k^t soit le prix moyen de tous les modèles de type k vendus pendant la période t et que q_k^t soit le nombre d'unités du modèle k vendues pendant la période t . On se souvient que le nombre de modèles sur le marché pendant la période t est K^t . Faisons l'hypothèse qu'il existe K modèles sur le marché pendant toutes les périodes T de notre période d'échantillon. Si un modèle particulier k n'est pas du tout commercialisé au cours de la période t , on supposera alors que P_k^t et q_k^t soient tous deux égaux à zéro. En ayant ces conventions à l'esprit, la *valeur totale des achats des consommateurs pendant la période t* est la suivante :

$$\sum_{k=1}^K P_k^t q_k^t = \sum_{k=1}^K r_t f(z_k) q_k^t \quad \text{pour } t = 1, \dots, T \quad (21.30)$$

21.56 La fonction hédonique de sous-utilité f a fait tout le travail difficile du modèle en convertissant l'utilité produite par le modèle k dans la période t en une utilité «standard» $f(z_k)$, qui est cardinalement comparable dans tous les modèles. Pour chaque modèle de type k , il suffit de la multiplier par le nombre total d'unités vendues pendant la période t , q_k^t , pour obtenir *la quantité totale sur le marché du produit hédonique pendant la période t* , Q_t . On obtient³⁰ :

$$Q_t = \sum_{k=1}^K f(z_k) q_k^t \quad \text{pour } t = 1, \dots, T \quad (21.31)$$

²⁹Les hypothèses sont tout à fait différentes de celles faites par Fixler et Zieschang (1992), qui ont suivi une autre approche pour construire des indices hédoniques exacts.

³⁰C'est une contrepartie de l'indice de quantité défini par Muellbauer (1974, p. 988) dans l'un de ses modèles hédoniques; voir son équation (30). Traiter r_t en tant que prix de l'agrégat de quantité de produits hédoniques défini par l'équation (21.31) peut bien sûr se justifier en faisant appel au théorème d'agrégation de Hicks (1946, p. 312–313); en effet, les prix des modèles $P_k^t = r_t f(z_k)$ ont tous le facteur commun de proportionnalité r_t .

21.57 Le prix agrégé du produit hédonique correspondant à Q_t est r_t . Ainsi, dans le modèle très simplifié décrit aux paragraphes 21.29 à 21.36, le prix et la quantité agrégés exacts de la période t pour le produit hédonique sont r_t et Q_t définis par l'équation (21.31); on peut les calculer aisément à condition que l'on ait estimé les paramètres de la régression hédonique et que les données relatives aux quantités vendues soient disponibles pour chaque période q_k^t ³¹. Une fois que l'on a déterminé r_t et Q_t pour $t = 1, \dots, T$, ces estimations de prix et de quantités agrégés du produit hédonique peuvent être associées aux prix et aux quantités agrégés de produits non hédoniques au moyen de la théorie normale d'indice de prix. En utilisant l'information sur les quantités, on peut définir toutes les formules d'indice considérées au chapitre 17, que ce soient Laspeyres, Paasche ou Fisher.

21.58 Les développements qui précèdent illustrent comment on pourrait élaborer des formules d'indices ajustées de l'effet de qualité, en utilisant les données sur les prix, les quantités et les caractéristiques d'un produit élémentaire. La méthode qui emploie des variables indicatrices temporelles, décrite aux paragraphes 21.40 à 21.42, ne nécessite pas de données appariées. L'appendice 21.1 décrit un système de pondération. L'emploi d'indices superlatifs pondérés pour les données appariées a été décrit plus haut. On peut aussi appliquer des indices superlatifs pondérés à des données non appariées, au moyen d'une méthode expliquée au chapitre 7 ainsi que dans Silver and Heravi (2001a; 2001b; 2003). Mais qu'en est-il des indices non pondérés, qui faisaient l'objet de la partie initiale de ce chapitre? Quelle est la relation entre l'indice hédonique non pondéré à variables indicatrices temporelles (décrit aux paragraphes 21.40 à 21.42), qui utilise toutes les données, et les formules d'indices non pondérés appariés? La question est d'importance critique pour les domaines où la rotation des produits élémentaires est rapide. On a suggéré antérieurement d'utiliser la méthode des variables indicatrices temporelles au lieu de la méthode appariée. En quoi diffèrent-elles donc pour les indices non pondérés? L'appendice 21.1 traite l'effet et l'usage des pondérations.

Indices hédoniques non pondérés et formules d'indices appariés non pondérés

21.59 Selon Triplett (2002) et Diewert (2003a), un indice de Jevons de moyenne géométrique non pondéré (voir équation (20.3) pour des données appariées) donne le même résultat qu'un indice hédonique logarithmique

³¹Si l'on dispose de données pour q_k^t , le mieux est de procéder à des régressions pondérées en fonction des ventes, comme on l'indique à l'appendice 21.1. Si, en l'absence de données de marché complètes sur les ventes individuelles de modèles, on connaît les ventes totales de chaque période, il est possible de faire fonctionner le modèle de régression hédonique avec un échantillon de prix des modèles et de diviser les ventes de la période t par notre paramètre estimé afin d'obtenir un estimateur pour Q_t .

à variables indicatrices employé avec les mêmes données. Pour des modèles appariés, un indice de régression hédonique à variables indicatrices, comme dans l'équation (21.24), mais en forme double logarithmique (log-log), peut être (voir Aizcorbe, Corrado, and Doms (2001)) égal à :

$$\ln(p^t / p^{t-1}) = \sum_{m \in M_t} (\ln p_m^t - Z_m^t) / M^t - \sum_{m \in M_{t-1}} (\ln p_m^{t-1} - Z_m^{t-1}) / M^{t-1} \quad (21.32)$$

où m est l'échantillon apparié, Z^t et Z^{t-1} étant les ajustements qualitatifs des variables indicatrices temporelles dans l'équation (21.24), c'est-à-dire $\sum_{k=1}^K \beta_k Z_k^t$. L'équation (21.32) est simplement la différence entre deux moyennes géométriques de prix ajustés de l'effet de qualité. L'espace d'échantillonnage $m = M_t = M_{t-1}$ est le même modèle dans chaque période. Considérons l'introduction d'un nouveau modèle n en période t sans contrepartie dans $t-1$ et la disparition d'un ancien modèle o , de sorte qu'il n'ait pas de contrepartie dans t . Ainsi, en période t , l'espace d'échantillon M_t se compose des produits appariés m de la période t et des nouveaux produits n ; dans la période $t-1$, M_{t-1} se compose des produits appariés m de la période $t-1$ et du modèle o des anciens produits o . Silver et Heravi (2002) ont montré que la comparaison hédonique avec variables indicatrices était :

$$\begin{aligned} \ln(p^t / p^{t-1}) &= [m/(m+n) \sum_m (\ln p_m^t - Z_m^t) / m \\ &\quad + n/(m+n) \sum_n (\ln p_n^t - Z_n^t) / n] \\ &\quad - [m/(m+o) \sum_m (\ln p_m^{t-1} - Z_m^{t-1}) / m \\ &\quad + o/(m+o) \sum_o (\ln p_o^{t-1} - Z_o^{t-1}) / o] \\ &= [m/(m+n) \sum_m (\ln p_m^t - Z_m^t) / m \\ &\quad - m/(m+o) \sum_m (\ln p_m^{t-1} - Z_m^{t-1}) / m] \\ &\quad + [n/(m+n) \sum_n (\ln p_n^t - Z_n^t) / n \\ &\quad - o/(m+o) \sum_o (\ln p_o^{t-1} - Z_o^{t-1}) / o] \quad (21.33) \end{aligned}$$

21.60 Considérons la deuxième expression dans l'équation (21.33). D'abord, il y a le changement de prix pour m observations appariées. Il s'agit du changement des prix moyens des modèles appariés m dans les périodes t et $t-1$, ajustés de l'effet de qualité. On notera que la pondération de cette composante appariée dans la période t est le rapport entre les observations appariées et la totalité des observations dans la période t , portant à la fois sur les nouveaux produits (n) appariés et non appariés. De même, en période $t-1$, la pondération appariée dépend du nombre d'observations anciennes (o), appariées et non appariées, qui sont dans l'échantillon. À la dernière ligne

de l'équation (21.33) le changement est entre les nouveaux et les anciens prix moyens non appariés (ajustés de l'effet de qualité) dans les périodes t et $t-1$. Ainsi, on peut voir que les méthodes appariées ignorent la dernière ligne de l'équation (21.33) et diffèrent donc de l'approche hédonique avec variables indicatrices. Il ressort de l'équation (21.33) que cette approche, parce qu'elle inclut des observations anciennes et nouvelles non appariées, est peut-être différente d'une moyenne géométrique des changements de prix appariés; l'ordre de grandeur d'une éventuelle différence, dans cette formulation non pondérée, dépend des proportions d'anciens et de nouveaux produits élémentaires sortant de l'échantillon et y entrant, ainsi que des modifications de prix des anciens et nouveaux produits par rapport à celles des produits appariés. Si, sur le marché des produits, les prix anciens ajustés de l'effet de qualité sont inhabituellement bas, alors que les prix nouveaux ajustés de l'effet de qualité sont inhabituellement élevés, l'indice apparié sous-estimera les changements de prix; on trouvera des exemples dans l'ouvrage de Silver and Heravi (2002) ainsi que dans Berndt, Ling, and Kyle (2003). Les différences de comportement sur les marchés entraîneront des formes de biais différentes. Les résultats différeront d'une seconde façon. Les formules d'indices donnent des pondérations pour les changements de prix. L'indice de Carli, par exemple, pondère également toutes les observations, alors que l'indice de Dutot les pondère selon leurs prix relatifs en période de base. L'indice de Jevons, qui ne fait pas d'hypothèses sur le comportement économique, donne une pondération égale à toutes les observations. Mais, selon Silver (2002), le poids donné à chaque observation dans une régression de moindres carrés ordinaire dépend aussi de ses caractéristiques, certaines observations aux caractéristiques inhabituelles ayant davantage d'importance. Dans ces conditions, les résultats des deux méthodes peuvent différer encore plus.

Les nouveaux biens et services

21.61 Cette partie retrace brièvement les questions théoriques relatives à l'incorporation de nouveaux produits dans l'indice. Les problèmes d'ordre pratique sont évoqués dans les paragraphes 8.36 à 8.60 du chapitre 8. Dans l'acception qui lui est donnée ici, le terme «nouveaux produits» se réfère à ceux qui représentent un changement substantiel et concret; c'est différent d'une adjonction à l'ensemble de flux de services disponibles couramment, par exemple un nouveau modèle d'automobile doté d'un plus gros moteur. Dans ce dernier cas, il y a continuation d'un flux de services et de production, d'une manière peut-être liée au flux de services et à la technologie de fabrication du modèle existant. Le problème pratique que pose la définition de nouveaux produits, par opposition aux modifications qualitatives, est que les premiers ne peuvent être aisément rattachés aux produits existants en tant que continuation d'une base de ressources et de flux de services existants; et

cela en raison de la nature même de leur «nouveau». Il y a d'autres définitions; Oi (1997) assimile le problème de la définition des «nouveaux» produits à celui de la définition d'un monopole. En l'absence de substitut proche, il y a innovation. Un fournisseur monopolistique peut être en mesure de livrer un produit doté de nouvelles conjonctions de caractéristiques hédoniques z , résultant d'une nouvelle technologie, et être seul capable de le faire; mais, en pratique, le nouvel article peut être lié à ceux qui existent déjà, du fait de l'ensemble de leurs caractéristiques hédoniques. Sous cet angle pratique, on ne peut considérer de tels produits comme «nouveaux» dans le cadre du manuel.

21.62 La terminologie adoptée ici est celle employée par Merkel (2000) pour mesurer les prix à la production, mais on la replace dans le contexte des indices de prix à la consommation (IPC). L'objectif est d'établir une distinction entre les produits *évolutionnaires* et *révolutionnaires*. Les premiers sont des modèles de remplacement ou supplémentaires, qui continuent à assurer un flux de services similaire, éventuellement avec des modalités nouvelles ou à des degrés différents. En revanche, les produits révolutionnaires sont totalement nouveaux et sans lien étroit avec un produit disponible antérieurement. Bien que les produits révolutionnaires puissent répondre de manière nouvelle à un besoin ancien du consommateur, ils ne peuvent convenir à aucune catégorie établie de l'IPC. Ainsi, la théorie sous-jacente relative à la signification des nouveaux produits s'applique en principe aussi bien aux évolutionnaires qu'aux révolutionnaires. Cependant, les aspects pratiques de la construction d'un indice exigent de considérer un produit nouveau comme quelque chose qui ne constitue ni une extension, ni une modification d'un produit existant. On peut incorporer les produits évolutionnaires dans un indice au moyen des méthodes évoquées au chapitre 7, même si l'on ignore les gains en termes d'utilité résultant de leur apparition. Cette technique se heurte à d'autres problèmes. Un article étant par nature unique, il a peu de chances d'être intégré dans l'échantillon en remplacement d'un produit existant. Il ne serait pas comparable et ne se prêterait pas à des ajustements explicites de prix au titre des différences de qualité avec les produits déjà en circulation. Comme il ne remplace pas un produit, il n'a pas de pondération désignée et son introduction implique de repondérer l'indice.

21.63 L'aspect le plus important de l'incorporation de nouveaux produits à l'IPC est de décider si et quand il faut les inclure. Le fait d'attendre, pour l'introduire, qu'un nouveau produit soit bien établi ou que l'on change l'indice de base peut entraîner des erreurs de mesure des changements de prix, si l'on ignore les évolutions inhabituelles des prix à des stades très importants du cycle de vie des produits. Il existe des méthodes pratiques, évoquées au chapitre 8, pour l'adoption précoce des produits évolutionnaires et révolutionnaires. En ce qui concerne les premiers, ces stratégies comprennent le changement de base de l'indice, le ré-échantillonnage des produits élémentaires et l'intégration de

nouveaux articles dans l'échantillon par *substitution*; voir Merkel (2000). On peut également utiliser les ajustements de qualité et les indices hédoniques, décrits au chapitre 7 (paragraphe 7.103 à 7.109, 7.153 à 7.158), ainsi qu'aux paragraphes 21.37 à 21.60, ce qui facilite l'incorporation des biens évolutionnaires. Ces derniers ont un ensemble de caractéristiques similaires aux produits existants, mais avec des quantités différentes de ces caractéristiques. Les approches à court terme ou en chaîne, décrites aux paragraphes 7.153 à 7.173, peuvent aussi mieux convenir à des domaines de produits à rotation élevée. Avec ces méthodes, on peut incorporer à l'indice les changements de prix des nouveaux produits dès qu'ils sont disponibles pour deux périodes successives, même si des problèmes de pondération appropriée de ces changements risquent de subsister.

21.64 Mais, pour les produits révolutionnaires, la substitution risque de ne pas être la bonne solution. En premier lieu, on ne pourra peut-être pas les définir dans le cadre des systèmes de classification en vigueur. En deuxième lieu, il est possible qu'ils soient principalement vendus par un nouveau réseau de distribution, ce qui rendra nécessaire d'élargir l'échantillon à ce dernier. En troisième lieu, il n'existera pas de produits élémentaires antérieurs à apparier avec eux pour ajuster qualitativement les prix, étant donné qu'ils sont par définition nettement différents des produits pré-existants. Enfin, il n'y a pas de pondération à attacher au nouveau vendeur ou au nouveau produit. L'extension de l'échantillon convient aux produits révolutionnaires, contrairement à la substitution dans l'échantillon, qui convient aux produits évolutionnaires. Il faut ajouter les nouveaux produits révolutionnaires à l'échantillon existant. Cela implique éventuellement une extension de la classification, de l'échantillon de vendeurs et de la liste de produits élémentaires au sein des réseaux de distribution nouveaux ou existants (Merkel, 2000).

21.65 Le deuxième problème de mesure qui se pose pour les nouveaux produits est l'intégration de leurs effets sur le bien-être au moment de l'introduction. Les développements précédents ont traité l'incorporation à l'indice des changements de prix, une fois que l'on dispose de deux relevés successifs. Pourtant, il est avantageux pour le consommateur de comparer le prix pendant la première de ces périodes au prix de la période qui précède son introduction *s'il avait existé*. En ce qui concerne l'IPC, le prix virtuel approprié de la période 1 pour le nouveau produit, est celui qui incite seulement le consommateur du nouveau produit à consommer zéro quantité dans la période précédente. C'est un prix hypothétique. S'il est relativement élevé dans la période qui précède l'apparition du produit, alors que le prix réel de la période de lancement est beaucoup plus bas, l'arrivée du nouveau produit bénéficie manifestement au consommateur. Ne pas tenir compte de cet avantage et du passage du prix virtuel au prix réel pendant la période d'introduction, c'est ignorer une partie des mouvements de prix qui font évoluer les dépenses.

21.66 Les techniques d'extension des échantillons n'appréhendent pas les effets sur le prix qui se produisent entre la période précédant l'introduction du nouveau produit et l'introduction elle-même. Les outils pour les estimer existent dans la théorie économique et dans la pratique; voir Hicks (1940) et Diewert (1980, p. 498–503). Il faut fixer un prix virtuel pour la période antérieure à l'introduction, qui est celui auquel l'offre est fixée à zéro. On compare ce prix virtuel au prix réel de la période d'introduction et on l'utilise pour estimer le gain de bien-être résultant de l'apparition du produit. Hausman (1997) donne des estimations du bien-être procuré aux consommateurs par le lancement d'une nouvelle marque de céréales pour le petit déjeuner, les «Cheerios» à la pomme et à la cannelle. Il conclut :

La méthode économique correcte pour évaluer les nouveaux produits est connue depuis les travaux d'avant-garde de Hicks il y a plus de 50 ans. Mais elle n'a pas été appliquée par les instituts statistiques officiels, peut-être en raison de sa complication et des obligations en matière de données. On dispose maintenant des données. L'incidence des nouveaux produits sur le bien-être des consommateurs apparaît significative, selon les estimations de la demande faites dans cette étude. L'IPC des céréales est peut-être d'environ 25 % trop élevé, parce qu'il ne tient pas compte des nouvelles marques. Une estimation d'un tel ordre de grandeur semble devoir retenir l'attention.

21.67 Shapiro et Wilcox (1997b, p. 144) partagent ces préoccupations :

... le rare nouveau produit qui offre des services radicalement différents de tout ce dont on disposait auparavant. Ainsi, même la toute première génération des ordinateurs personnels a permis aux consommateurs d'entreprendre des activités qui auraient été auparavant d'un coût prohibitif.

Ce problème ne peut être résolu qu'en estimant l'excédent pour le consommateur que crée l'apparition de chaque nouveau produit. Hausman (1997) soutient qu'il faut pour cela modéliser explicitement la demande de tous les nouveaux produits. ...Même si cette modélisation serait sans doute difficile à mettre en pratique sur une grande échelle pour l'IPC, une application stratégique à quelques cas sélectionnés pourrait valoir la peine.

21.68 Ces calculs exigent un très grand degré d'expertise et n'échappent pas à la contestation quand on les applique; voir sur ce point Bresnahan (1997). En ce qui concerne l'IPC, Balk (2000b) a défini une autre méthode, dont les estimations empiriques ont été données par de Haan (2001); on trouvera des détails au chapitre 8 et à l'appendice 8.2. Si cette méthode est plus simple que celle suivie par Hausman (1997), l'une et l'autre exigent une grande compétence statistique et économétrique. La prise en compte systématique de tels effets n'est pas vraiment envisagée, même par les instituts statistiques qui disposent de systèmes bien développés³².

³²Même si l'on calculait des prix virtuels, il subsisterait des problèmes d'inclusion des nouveaux produits dans les indices, comme celui de Laspeyres, en raison de l'absence de pondérations dans la période de base.

Appendice 21.1 Quelques problèmes économétriques

1. On a vu, au chapitre 7, que les estimations des régressions hédoniques peuvent être utilisées pour l'ajustement des prix en fonction de la qualité. Plusieurs problèmes se posent pour spécifier et estimer les régressions hédoniques, utiliser les statistiques de diagnostics et mettre en œuvre des mesures quand les hypothèses standard des moindres carrés ordinaires (MCO) ne tiennent pas. Beaucoup d'entre eux sont de nature habituelle en économétrie et n'intéressent pas ce manuel. Cela ne signifie pas qu'ils soient négligeables. L'utilisation des régressions hédoniques exige une certaine expertise économétrique et statistique, mais on dispose généralement de textes appropriés; on peut consulter, parmi beaucoup d'autres, Berndt (1991) — notamment le chapitre sur les régressions hédoniques — ainsi que Maddala (1988) et Kennedy (1998). Les logiciels modernes ont des tests de diagnostics qui permettent bien de vérifier quand les hypothèses MCO ne sont pas satisfaites. Mais il demeure certains aspects spécifiques qui méritent que l'on y prête attention; ils vont au-delà des considérations habituelles importantes dont traitent les textes économétriques.

Identification et estimateurs appropriés

2. Wooldridge (1996, p. 400–401) a démontré, sur des bases économétriques normalisées, que l'estimation par MCO des fonctions d'offre et de demande était biaisée et que ce biais s'étendait à l'estimation de la fonction hédonique. Il convient d'abord d'examiner les problèmes d'estimation des fonctions de demande et d'offre. Cette estimation est rarement effectuée en pratique. La méthode la plus répandue consiste à estimer des fonctions d'offre de caractéristiques, dans lesquelles le prix marginal proposé par la firme dépend d'attributs choisis (les caractéristiques du produit) et des spécificités de l'entreprise. On estime aussi des fonctions de valeur ou d'offre des consommateurs, où les prix marginaux payés par un consommateur dépendent d'attributs choisis et des spécificités du consommateur³³. Comme on l'a noté plus haut, les prix et les quantités observés résultent de l'interaction des équations structurelles de demande et d'offre ainsi que de la distribution des technologies de production et des goûts des consommateurs; ils ne peuvent révéler les paramètres des fonctions d'offre de caractéristiques et de valeur. Rosen (1974, p. 50–51) a suggéré une procédure pour déterminer ces paramètres. Comme les estimations sont conditionnées par les goûts (α) et les technologies (τ), la procédure d'estimation doit inclure des mesures empiriques ou «variables représentatives» de α et τ . Pour mesurer empiriquement les goûts α des consommateurs, on peut utiliser des variables socio-démographiques et économiques, telles que l'âge, le revenu, l'éducation et la région géographique. Pour les technologies τ , les variables peuvent comprendre les types de technologies ainsi que les prix d'échelle et de facteurs. Pour commencer, on estime l'équation hédonique de façon normale, sans ces variables, en utilisant la forme fonctionnelle qui ajuste le mieux les données. Il s'agit de représenter la fonction de prix à la

quelle les consommateurs et les producteurs sont confrontés quand ils prennent leurs décisions. Ainsi, on calcule pour chaque caractéristique une fonction implicite de prix marginaux, telle que $\partial p(z)/\partial z_i = \hat{p}_i(z)$, où $\hat{p}(z)$ est l'équation hédonique estimée. Gardons à l'esprit que, dans les études normales de la demande/offre de produits, on observe les prix sur le marché. On n'observe pas les prix des caractéristiques. Cette première étape consiste à estimer les paramètres de la régression hédonique. Ensuite, les valeurs réelles de chaque z_i achetée et vendue sont insérées dans chaque fonction implicite de prix marginaux pour donner une valeur numérique à chaque caractéristique. Dans une deuxième étape³⁴, ces valeurs marginales sont employées en tant que variables endogènes pour l'estimation de la demande :

$$\hat{p}_i(z) = F(z_1, \dots, z_K, \alpha^*) \quad (\text{A21.1})$$

où α^* sont les variables représentatives des goûts; du côté offre on a :

$$\hat{p}_i(z) = F(z_1, \dots, z_K, \tau^*) \quad (\text{A21.2})$$

où τ^* sont les variables représentatives des technologies.

Les variables τ^* disparaissent quand les technologies ne varient pas et quand $\hat{p}_i(z)$ est une estimation de la fonction d'offre des consommateurs. De même, les variables α^* disparaissent si les vendeurs sont différents et les acheteurs identiques, tandis que les estimations en coupe transversale retracent les fonctions de demande compensées.

3. Selon Epple (1987), la stratégie de modélisation de Rosen est susceptible de donner lieu à des procédures inappropriées d'estimation des paramètres de demande et d'offre. Dans la méthode hédonique d'estimation de la demande de caractéristiques, le fait que les prix marginaux soient probablement endogènes pose problème — ils dépendent de chaque caractéristique consommée et doivent être calculés à partir de la fonction hédonique, au lieu d'être observés directement. Il en résulte deux difficultés. D'abord, il y a un problème d'identification (voir Epple (1987), car tant le prix marginal d'une caractéristique que l'offre inversée des consommateurs dépendent des niveaux de caractéristiques consommées. En deuxième lieu, si des caractéristiques importantes ne sont pas mesurées, tout en étant corrélées à des caractéristiques mesurées, les coefficients des caractéristiques mesurées seront biaisés. Cela s'applique à tous les modèles économétriques, mais concerne en particulier les modèles hédoniques; sur ce point, on se reportera notamment à Wooldridge (1996, p. 400–401). Les conditions d'équilibre des prix des caractéristiques impliquent l'existence de rapports fonctionnels entre les caractéristiques des demandeurs, des fournisseurs et des produits. D'où une moindre vraisemblance que d'importantes variables exclues ne soient pas corrélées aux variables incluses dans le problème; sur ce point, voir aussi Bartik (1988). Le biais apparaît, parce que les acheteurs sont différenciés par les caractéristiques (y , α) et les vendeurs par les technologies τ . Le type de produits élémentaires que les acheteurs acquerront est corrélé à (y , α) et le type que les vendeurs fourniront corrélé à τ . Sur le plan représentant les combinaisons de z échangées, les combinaisons d'équilibre choisies peuvent être systématiquement corrélées; les caractéristiques des acheteurs sont liées à

³³Elles équivalent à des fonctions inversées de demande (ou d'offre), dans lesquelles les prix dépendent des quantités demandées (ou fournies) et des caractéristiques du consommateur (ou du producteur) individuel.

³⁴Cette méthode en deux temps est répandue dans la littérature économique, bien que Wooldridge (1996) conteste l'estimation conjointe des fonctions hédoniques, de demande et d'offre en tant que système.

celles des vendeurs. Epple (1987) cite l'exemple des équipements stéréo : les acheteurs à revenus élevés sont incités à acquérir des équipements de qualité supérieure, tandis que la compétence des vendeurs conduit à leur fournir. Les caractéristiques des consommateurs et des producteurs peuvent être corrélées.

4. Wooldridge (1996, p. 400–401) suggère d'utiliser comme instruments, dans l'estimation des fonctions hédoniques, les caractéristiques individuelles des consommateurs et des entreprises comme le revenu, l'éducation et les prix des intrants. On devrait également inclure, si elles déterminent les prix, des variables autres que les caractéristiques d'un produit, par exemple la situation géographique (proximité de ports, réseau routier de qualité, climat, etc). On suppose qu'il existe des communautés d'agents économiques, au sein desquelles les consommateurs consomment et les producteurs produisent les uns pour les autres à des prix qui changent selon les communautés pour des biens identiques. Les variables relatives aux caractéristiques des communautés n'entreront pas elles-mêmes dans l'équation de demande et d'offre, mais elles déterminent les prix observés que l'on enregistre dans les diverses communautés. Tauchen et Witte (2001) font une investigation systématique des conditions dans lesquelles les caractéristiques des consommateurs, des producteurs et des communautés affecteront les estimations hédoniques de paramètres d'une seule équation de régression estimée pour toutes les communautés. Il est très important de savoir si le terme d'erreur de la fonction de prix hédonique représente des facteurs qui ne sont observés ni par les agents économiques, ni par le chercheur ou qui le sont seulement par le chercheur. Dans ce dernier cas, il arrive que le terme d'erreur soit corrélé aux attributs du produit; une estimation reposant sur des variables instrumentales est alors nécessaire. Si le terme d'erreur n'est pas corrélé aux caractéristiques du produit — les préférences étant quasi linéaires —, on peut alors estimer, par les moindres carrés ordinaires, une régression hédonique proprement spécifiée, incluant des caractéristiques propres aux communautés ou des variables indicatrices de pente appropriées. Dans d'autres cas, il peut s'avérer nécessaire d'utiliser des variables instrumentales, notamment des variables ou des caractéristiques relatives aux consommateurs, aux producteurs ou aux communautés, en fonction de la corrélation entre les caractéristiques des consommateurs et des producteurs, des hypothèses sur le terme d'erreur et de la méthode d'intégration à la régression des caractéristiques des communautés.

Forme fonctionnelle

5. Selon Triplett (1987 et 2002), ni la théorie classique de l'utilité, ni celle de la production ne peuvent spécifier la forme fonctionnelle de la fonction hédonique³⁵. Cet argument date de Rosen (1974, p. 54), selon lequel ces observations sont «...une fonction enveloppe jointe et elles ne peuvent par elles-mêmes identifier la structure des préférences des consommateurs et des technologies de production qui les génèrent». Les jugements a priori à propos de ce à quoi devrait ressembler la forme peuvent être basés sur des conceptions du mode de réaction des consommateurs et des technologies de production

aux évolutions des prix. Il est difficile de formuler ces jugements quand les observations sont déterminées conjointement par des facteurs de demande et d'offre, mais ce n'est généralement pas impossible. Toutefois, la situation se complique quand la fixation des prix s'accompagne du système du coût majoré dont l'importance peut varier au cours du cycle de vie d'un produit. Certains ensembles liés de caractéristiques auront des coûts majorés supérieurs à d'autres. Les introductions de nouveaux produits élémentaires s'effectueront sans doute plus volontiers dans ces domaines d'espace de caractéristiques, ce qui entraînera une augmentation de l'offre, et donc une baisse du coût majoré et du prix; voir Cockburn and Anis (1998), Feenstra (1995, p. 647) et Triplett (1987). Cela aussi doit être pris en considération par tout raisonnement *a priori* et l'affaire n'est pas simple.

6. Il est possible que, dans certaines situations, la forme fonctionnelle de la fonction hédonique soit simple. Ainsi, les prix des options pour les produits vendus sur les sites Internet sont souvent additifs. Le coût sous-jacent et la structure d'utilité sont peu susceptibles de générer conjointement de telles fonctions linéaires; mais le producteur ou le consommateur paient aussi pour la commodité de ce mode de vente et acceptent de subir des pertes ou de réaliser des gains, si le coût ou l'utilité à des valeurs plus élevées de z sont tarifés plus bas ou valent plus que le prix fixé. En général, les données devraient indiquer la forme fonctionnelle; imposer des structures artificielles aboutit simplement à biaiser la spécification. On trouvera des exemples de vérification économétrique de la forme fonctionnelle hédonique dans Cassel and Mendelsohn (1985), Cropper, Deck, and McConnell (1988), Rasmussen and Zuehlke (1990), Bode and van Dalén (2001) ainsi que Curry, Morgan, and Silver (2001).

7. Les trois formes qui dominent dans la littérature économique sont la forme linéaire, la forme semi-logarithmique et la forme double logarithmique (log-log). En l'absence d'un principe théorique clair permettant de choisir entre elles, nombre d'études ont eu recours à des tests économétriques. Il y a eu un grand nombre d'études hédoniques, et comme l'ont montré Curry, Morgan et Silver (2001), les formes très simples donnent de bons résultats dans beaucoup d'entre elles, au moins en ce qui concerne le \bar{R}^2 présenté³⁶ et les paramètres conformes au raisonnement *a priori*, en général pour l'aspect consommation. Parmi ces trois formes dominantes, certaines sont préférées dans les tests. Ainsi, Murray et Sarantis (1999) ont préféré la forme semi-logarithmique, alors que d'autres, comme Hoffmann (1998), se sont aperçus que la capacité explicative des trois formes fonctionnelles n'était guère différente. Le fait que les paramètres de ces formes simples s'accordent avec le raisonnement *a priori*, habituellement du côté de la consommation, est prometteur; mais les chercheurs doivent savoir qu'il n'y a pas de certitude en la matière. Il peut se produire du côté de l'offre beaucoup de choses susceptibles d'affecter les valeurs des paramètres. À cet égard, Pakes (2001) soutient que l'on ne peut donner aucun signe intuitif aux paramètres des variables, car les producteurs peuvent modifier leurs coûts majorés sur des caractéristiques

³⁵Arguea, Haseo et Taylor (1994) proposent une forme linéaire sur la base de l'arbitrage de caractéristiques, censées probables sur des marchés concurrentiels, mais, selon Triplett (2002), ce scénario n'est sans doute pas réaliste sur la plupart des marchés de produits.

³⁶Il y a une certaine validité à employer \bar{R}^2 comme critère pour choisir entre les modèles semi-logarithmique et log-log quel est le plus approprié; mais son utilisation n'est pas conseillée pour comparer des modèles linéaires avec l'une ou l'autre de ces formations logarithmiques, un certain nombre de tests convenant à ce type de comparaisons. Voir Maddala (1988).

téristiques selon des modalités qui se traduiraient par des signes négatifs contre-intuitifs pour certaines caractéristiques désirables.

8. Parmi les trois formes, la forme semi-logarithmique a beaucoup d'avantages. L'interprétation de ses coefficients est directe puisque les changements proportionnés des prix découlent d'une modification unitaire de la valeur de la caractéristique³⁷ (voir chapitre 7, paragraphes 7.39 et 7.40). C'est une formulation utile, dans la mesure où les ajustements qualitatifs s'opèrent généralement de façon multiplicative et non pas additive.

9. À la différence du modèle log-log, la forme semi-logarithmique peut incorporer des variables indicatrices pour des caractéristiques qui sont présentes $z_i = 1$, ou pas, $z_i = 0$. En outre, selon Diewert (2002e), les erreurs d'une équation semi-logarithmique ont plus de chances d'être homoscédastiques (d'avoir une variance constante) que les erreurs d'une équation hédonique linéaire; en effet, les produits élémentaires dont les caractéristiques ont des valeurs importantes auront des prix élevés et, très probablement, des termes d'erreur relativement grands. En revanche, les modèles dotés de faibles nombres de caractéristiques auront des prix bas et de petites moyennes, tandis que la déviation du prix d'un modèle par rapport à sa moyenne sera nécessairement réduite. Comme les résidus sont supposés homoscédastiques, selon une des hypothèses MCO, on préfère l'équation semi-logarithmique à la linéaire.

10. Des formes plus compliquées sont évidemment possibles. Les formes simples ont l'avantage de la parcimonie et permettent des estimations plus efficaces pour un échantillon donné. Cependant, la parcimonie ne doit pas être obtenue au prix d'un biais faussant la spécification. En premier lieu, si l'on estime la fonction hédonique sur une multiplicité de marchés indépendants, des termes d'interaction sont nécessaires [voir Mendelsohn (1984) pour les sites de pêche]. Les exclure revient à omettre des variables et à contraindre de façon inappropriée les coefficients estimés de la régression. Tauchen et Witte (2001) ont indiqué les biais spécifiques qui peuvent résulter de l'omission de telles variables dans les études hédoniques. En deuxième lieu, on peut soutenir que la forme fonctionnelle devrait correspondre à l'agrégateur de l'indice — linéaire pour un indice de Laspeyres, logarithmique pour un indice de Laspeyres géométrique, translogarithmique pour un indice de Törnqvist et quadratique pour un indice de Fisher (voir chapitre 17). Mais, comme le remarque Triplett (2002), l'objectif de l'estimation des régressions hédoniques est d'ajuster les prix selon les différences de qualité; imposer aux données une forme fonctionnelle incompatible avec elles risquerait d'induire en erreur la procédure d'ajustement pour l'effet qualité. Or, comme le note Diewert (2003a), les formes fonctionnelles flexibles englobent ces formes simples, la forme log-log étant un cas particulier de la forme translog donnée à l'équation (17.42) et la forme semi-log un cas particulier de la forme quadratique semi-log donnée à l'équation (17.49). S'il existe des raisons *a priori* de s'attendre à ce que

des caractéristiques spécifiques aient des termes d'interaction, comme l'illustre l'exemple donné au paragraphe 7.99, ces formes plus générales le permettent. La théorie des fonctions hédoniques ne dicte pas la forme de la fonction hédonique, pas plus qu'elle ne la restreint.

Évolution des goûts et des technologies

11. Les estimations des coefficients d'une régression hédonique peuvent se modifier dans le temps. On attribuera une partie de ces modifications à l'erreur d'échantillonnage, surtout s'il y a multicollinéarité, comme on l'explique ci-dessous. Mais, dans d'autres situations, ce peut être vraiment le reflet de l'évolution des goûts et des technologies. Si l'on veut employer un sous-ensemble de coefficients estimés d'une régression hédonique, pour ajuster qualitativement le prix de remplacement d'un produit non comparable, l'utilisation, pour ajuster les prix d'un nouveau modèle de remplacement, de coefficients estimés datant d'une période antérieure et qui sont dépassés risque d'être inappropriée. Il est nécessaire de mettre à jour les indices aussi régulièrement que les changements l'exigent³⁸. L'estimation des indices d'imputation hédoniques est plus compliquée. Silver (1999) a montré, à partir d'un exemple simple, comment l'estimation des prix ajustés de la qualité oblige à disposer d'un panier de référence des caractéristiques. On le voit, pour les indices d'imputation hédoniques, aux paragraphes 21.37 à 21.60, dans lesquels on estime des indices séparés au moyen des caractéristiques de la période de base et de la période actuelle. On considère comme appropriée une moyenne symétrique de ces indices. Un indice hédonique fondé sur une variable indicatrice temporelle a contraint implicitement les coefficients estimés des deux périodes à être identiques. Diewert (2003a) a formalisé le problème du choix des caractéristiques de référence, lors de la comparaison des prix dans le temps, quand les paramètres de la fonction hédonique peuvent eux-mêmes changer au fil du temps. Il a trouvé que les résultats des indices hédoniques n'étaient *pas* invariants par rapport au choix de l'ensemble z de vecteurs de caractéristiques de la période de référence. Il a envisagé l'utilisation d'un vecteur moyen de caractéristiques pondéré en fonction des ventes, comme l'avait proposé Silver (1999), mais il a noté qu'à long terme celui-ci risquait de devenir non représentatif³⁹. Si l'on emploie une formulation en chaîne, les moyennes pondérées des caractéristiques restent bien sûr raisonnablement à jour, bien que le chaînage ait ses propres avantages et inconvénients (voir paragraphes 17.44 à 17.49 du chapitre 17). Diewert (2003a) a signalé une autre solution à base fixe : elle consiste à utiliser une comparaison de type Laspeyres, avec l'ensemble de paramètres de la période de base, et un indice de type Paasche avec l'ensemble de paramètres de la période actuelle, puis à prendre la moyenne géométrique des deux indices pour des raisons similaires à celles données au chapitre 15, paragraphes 15.18 à 15.32. L'indice de type Fisher qui en résulte est analogue à la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche — donnée aux équations

³⁷Il y a deux réserves. D'abord, on a besoin de $e^{\hat{\beta}-1}$ pour interpréter les coefficients, quand $\hat{\beta}$ est le coefficient estimé. En deuxième lieu, les anti-logarithmes des coefficients estimés par MCO sont biaisés — l'estimation des fonctions semi-logarithmiques comme régressions linéaires transformées exige un ajustement pour donner des estimations non biaisées à variance minimum des paramètres de la moyenne conditionnelle. Il y a un ajustement habituel, qui consiste à ajouter au coefficient estimé la moitié de l'erreur type au carré; voir Goldberger (1968) ainsi que Teekens and Koerts (1972).

³⁸Le fait d'ajuster la base par rapport au prix de la période actuelle implique la nécessité de données différentes; voir paragraphe 7.49 au chapitre 7.

³⁹On peut bien sûr proposer d'autres moyennes. Ainsi, on répondrait mieux aux besoins d'un indice représentatif de l'établissement «typique» avec une moyenne ou une médiane élargie de ses points extrêmes.

(21.26) et (21.27) — en se basant sur Feenstra (1995)⁴⁰. L'une des caractéristiques de la méthode des variables indicatrices temporelles, exposée aux paragraphes 21.40 à 21.42, est qu'elle prend implicitement une moyenne symétrique des coefficients en les contraignant à être identiques. Mais qu'arrive-t-il si, comme c'est plus probablement le cas, on dispose seulement des coefficients de régression hédoniques de la période de base? Comme des indices hédoniques fondés sur une moyenne symétrique des coefficients sont souhaitables, la différence entre les estimations basées sur un ensemble de caractéristiques de la période actuelle ou de la période de référence («spread») est l'indication d'un biais potentiel; cette différence peut faire l'objet d'estimations rétrospectives. Si elle est importante, il faut traiter avec prudence les estimations faites à partir d'un ensemble de caractéristiques d'une seule période, par exemple l'actuelle. Une mise à jour plus fréquente des régressions hédoniques est probablement de nature à réduire le «spread», parce que les périodes comparées seront plus proches et les caractéristiques des produits de ces périodes plus similaires.

Pondération

12. Les estimateurs de moindres carrés ordinaires traitent implicitement tous les produits élémentaires comme étant d'importance égale, alors même que certains feront l'objet de ventes tout à fait substantielles et d'autres de ventes minimales. Il est évident que l'on ne doit pas accorder la même influence, dans l'estimateur de régression, à un produit vendu chaque mois à plus de 5 000 exemplaires qu'à un autre donant lieu à peu de transactions. Les produits élémentaires très peu vendus, sont peut-être au terme de leur cycle de vie ou fabriqués sur mesure. Dans un cas comme dans l'autre, leurs prix ajustés de l'effet de qualité et l'évolution de ces prix risquent d'avoir un profil inhabituel⁴¹. Il ne faut pas laisser des observations à prix inhabituels influencer indûment l'indice⁴².

13. Il est préférable d'estimer les équations de régression hédonique au moyen d'un estimateur de moindres carrés pondérés (MCP). Cet estimateur minimise la somme des déviations *pondérées* entre les prix actuels et les prix prévus de l'équation de régression; ce n'est pas le cas de l'estimateur de moindres carrés ordinaires (MCO), qui utilise une pondération égale pour chaque observation. La question est de savoir si l'on se sert de pondérations de quantités (volumes) ou de dépenses. L'emploi de pondérations de quantité peut se justifier au vu de la nature de leur «prix» équivalent. Il s'agit du

prix moyen (généralement le même) pour un certain nombre de transactions. L'unité d'échantillonnage sous-jacente est la transaction individuelle : les données peuvent donc être reproduites comme si elles se composaient, par exemple, de 12 observations individuelles en utilisant un estimateur MCO, au lieu d'une seule observation avec une pondération de 12 en utilisant un estimateur MCP. Les deux méthodes donneraient le même résultat. Diewert (2002e) a soutenu que, pour des raisons de représentativité, les valeurs des ventes devraient servir de pondération. La pondération sur la base des quantités donne trop peu de place aux modèles à prix élevés et une importance excessive aux modèles à bon marché, qui ont relativement peu de caractéristiques utiles. La nécessité de faire correspondre les poids à la valeur relative des dépenses ou des ventes découle d'une préoccupation centrale concernant les indices : ils cherchent à distinguer, dans les changements de valeur, les composantes prix et les composantes quantité. Silver (2002) a démontré qu'un estimateur MCP recourant à des pondérations en valeur ne donnerait pas nécessairement à chaque observation un poids égal à sa valeur relative. Il donnera plus de poids aux observations ayant des effets de levier et des résidus importants. Les observations dont les caractéristiques ont des valeurs très déviées par rapport à leurs moyennes, par exemple les modèles très anciens ou nouveaux, ont un effet de levier relativement élevé. Les prix des modèles nouveaux et des anciens seront probablement très différents de ceux prévus par la régression hédonique, même en tenant compte de la diversité de leurs caractéristiques. Ces prix résultent, par exemple, d'une stratégie visant à écrémer les segments du marché disposés à payer une prime pour un nouveau modèle ou encore d'une stratégie de tarification relativement basse d'un ancien modèle, afin de s'en débarrasser et d'ouvrir la voie à un nouveau. Dans de telles situations, l'influence de ces modèles sur le calcul des coefficients estimés dépassera celle qui est imputable à leur pondération en valeur. Silver (2002) suggère de calculer les effets de levier pour chaque observation : celles ayant des effets de levier importants et des pondérations faibles seraient éliminées et l'on recommencerait la régression. On voit donc que, si les pondérations en quantité ou en valeur sont préférables à l'absence de pondération (c'est-à-dire à MCO), les secondes sont plus appropriées que les premières, et, même ainsi, on doit tenir compte des observations ayant une influence indue.

14. Diewert (2002e) a également traité le problème de la pondération pour les indices hédoniques à variables indicatrices temporelles évoqués aux paragraphes 21.40 à 21.42. L'usage des MCP par valeur suppose d'appliquer des pondérations aux observations dans les deux périodes. Mais en cas, par exemple, d'inflation élevée, les valeurs de ventes d'un modèle dans la période actuelle seront généralement plus élevées que celles du modèle correspondant au cours de la période de base et il est peu probable que l'hypothèse de résidus homoscedastiques se vérifie. Diewert (2002e) propose d'employer comme pondérations MCP, pour les indices hédoniques à variables temporelles, des *parts* des dépenses dans chaque période et non des valeurs. Il propose aussi d'utiliser aussi, pour les modèles appariés, une moyenne des parts de dépenses dans les périodes que l'on compare.

15. Les données de ventes ne sont pas toujours disponibles aux fins de pondération, mais les principaux produits élémentaires vendus généralement être identifiés. Il importe alors de restreindre le nombre d'observations de produits à ventes relativement faibles, le degré de restriction dé-

⁴⁰Diewert (2002e) suggère aussi d'apparier les produits élémentaires quand c'est possible, et d'utiliser les régressions hédoniques pour imputer les prix des produits manquants anciens et des nouveaux. Différents systèmes de pondération, y compris superlatifs, peuvent être appliqués dans chaque période à cet ensemble de données sur les prix, appariées et non appariées.

⁴¹De telles observations auraient des termes d'erreur à variance plus élevée, ce qui conduirait à des estimations imprécises des paramètres. Cela militerait en faveur de l'usage d'estimateurs de moindres carrés pondérés où la quantité vendue servirait de pondération. C'est l'un des traitements habituels des erreurs hétéroscedastiques; voir Berndt (1991).

⁴²Silver et Heravi (2002) montrent que des produits élémentaires anciens ont des effets de levier supérieurs à la moyenne et des résidus inférieurs à la moyenne. Non seulement ils sont différents, mais ils exercent une influence injustifiée compte tenu de leur taille (nombre d'observations). On trouvera des exemples dans Ling and Kyle (2003), Cockburn and Anis (1998) ainsi que Silver and Heravi (2002).

pendant du nombre d'observations et du caractère asymétrique de la distribution. Dans certains cas, les produits peu vendus donnent la variabilité nécessaire à des estimations efficaces de l'équation de régression. Dans d'autres, la faiblesse des ventes pourrait être due à des facteurs qui les rendent non représentatives de la surface hédonique, leurs résidus étant inhabituellement élevés. On peut citer l'exemple des modèles peu vendus, qui sont sur le point d'être retirés pour faire place à des nouveaux. C'est pourquoi les régressions non pondérées peuvent être affectées d'un problème d'échantillonnage : même si l'ajustement des prix en fonction de la qualité est parfait, l'indice peut être biaisé, parce qu'il est indûment influencé par des produits à faibles ventes dont la relation prix-caractéristiques n'est pas représentative. En l'absence de pondérations, les diagnostics de régression ont un rôle à jouer pour contribuer à déterminer si la variance injustifiée de certaines observations est le fait de ce type de produits inhabituels et à ventes limitées⁴³.

La multicollinéarité

16. Il y a des raisons *a priori* de prévoir que, pour certains produits, la variation de la valeur d'une caractéristique de qualité ne soit pas indépendante d'une autre caractéristique de qualité ou d'une combinaison linéaire de plusieurs de ces caractéristiques. En conséquence, les estimations de paramètres ne seront pas biaisées, mais imprécises. Pour illustrer cela, on décrit souvent comme elliptique la représentation graphique de l'intervalle de confiance d'une estimation de paramètre par rapport à un autre colinéaire; en effet, les différentes combinaisons de valeurs possibles peuvent facilement passer, par exemple, de valeurs élevées de β_1 et de valeurs réduites de β_2 et à des valeurs élevées de β_2 et à des valeurs réduites de β_1 . Comme la dimension de l'échantillon pour les estimations est effectivement diminuée, les additions et les soustractions à l'échantillonnage peuvent affecter les estimations de paramètres bien plus que l'on ne s'y attendrait. Ce sont des problèmes statistiques habituels, traités par Maddala (1988) et Kennedy (1998). Dans une régression hédonique, la multicollinéarité est prévisible, car certaines caractéristiques peuvent être technologiquement liées à d'autres. Les producteurs introduisant une caractéristique seront éventuellement obligés d'en ajouter d'autres, pour que le produit fonctionne, tandis que le consommateur qui achète, disons, une marque de haute gamme s'attendra qu'elle s'accompagne d'un certain ensemble d'attributs. Triplett (2002) insiste pour que le chercheur connaisse les spécificités du produit et le marché de consommation. Il s'agit là d'indicateurs habituels, sans être complètement fiables, de la multicollinéarité (comme les

⁴³Une procédure moins formelle consiste à prendre les résidus normalisés de la régression et à les représenter sur un graphique avec les caractéristiques des modèles qui peuvent avoir de faibles ventes, comme certaines marques ou générations (si elles ne sont pas directement intégrées) ou encore certaines spécificités techniques qui rendent peu probables des achats importants du produit. On pourra peut-être ainsi faire apparaître des variances plus élevées. Si certaines caractéristiques sont censées générer, en moyenne, de faibles ventes, mais semblent présenter un niveau élevé de variances, d'effets de levier et de restes (voir Silver and Heravi (2002)), il peut paraître justifié de diminuer au moins leur influence. Bode et van Dalén (2001) utilisent des critères statistiques formels pour choisir entre différents systèmes de pondération et comparent les résultats des MCO et des MCP; ils concluent, comme Ioannidis et Silver (1999), à la possibilité de résultats différents.

facteurs de variance de l'inflation); mais la connaissance de sa nature est beaucoup facilitée par la compréhension du marché ainsi que par l'étude des effets de l'inclusion et de l'exclusion de variables individuelles sur les signes, les coefficients et sur d'autres statistiques de tests de diagnostic; voir Maddala (1988)⁴⁴.

17. Si l'on veut utiliser un sous-ensemble de coefficients estimés d'une régression hédonique pour ajuster de l'effet de qualité un prix de remplacement non comparable — et s'il y a multicollinéarité entre les variables de ce sous-ensemble et d'autres variables indépendantes — les estimations des coefficients à employer pour l'ajustement seront imprécises. La multicollinéarité réduit en fait la dimension de l'échantillon et certains effets des variables du sous-ensemble risquent d'être attribués à tort à d'autres variables indépendantes. L'importance de cette erreur sera déterminée par le niveau du coefficient de corrélation multiple entre toutes ces variables «indépendantes» (la multicollinéarité), l'erreur type ou la qualité de l'ajustement de la régression, la dispersion de la variable indépendante concernée et la taille de l'échantillon. Tous ces éléments affectent la précision des estimations, puisque ce sont des composantes de l'erreur type des statistiques-*t*. Même si l'on prévoit une multicollinéarité très élevée, de larges échantillons et un modèle bien ajusté aux données peuvent éventuellement réduire les erreurs type sur les statistiques-*t* à des niveaux acceptables. Si l'on s'attend à une multicollinéarité importante, on peut calculer la valeur prédite du prix d'un produit en utilisant l'ensemble de la régression et procéder à un ajustement au moyen de cette valeur prédite, comme on l'expliquait aux paragraphes 17.103 à 17.109 du chapitre 17. Il importe peu, semble-t-il, que la variation qui aurait dû, par exemple, être attribuée à β_1 l'ait été à tort à β_2 , ou vice-versa, si l'on emploie le prix prédit basé à la fois sur β_1 et β_2 .

Le biais dû à l'omission de variables

18. On a déjà évoqué l'exclusion des caractéristiques en matière de goûts, de technologies et de communautés. On se préoccupe ici des caractéristiques des produits. Considérons de nouveau l'emploi d'un sous-ensemble de coefficients estimés d'une régression hédonique, pour ajuster de l'effet de qualité un prix de remplacement non comparable. Il est bien établi que la multicollinéarité de variables omises avec des variables incluses aboutit à un biais dans l'estimation des coefficients de ces dernières. Si les variables omises sont indépendantes des variables incluses, les estimations des coefficients de variables incluses ne sont pas biaisées. C'est acceptable dans le présent exemple, sous la seule réserve que l'ajustement de l'effet de qualité du produit remplaçant peut aussi exiger un ajustement au titre de ces variables omises; comme l'a noté Triplett (2002), il doit être effectué au moyen d'une méthode et de données séparées. Mais qu'arrive-t-il si la variable omise est multicollinéaire avec un sous-ensemble de variables incluses qui doivent être utilisées pour ajuster de l'effet de qualité un produit non comparable? Dans ce cas, le coefficient du sous-ensemble des variables incluses risque d'intégrer à tort certains des effets des variables omises. On aura recours au sous-ensemble en question pour ajuster de l'effet de qualité les prix des produits qui ne diffèrent qu'au regard de ce sous-en-

⁴⁴Triplett (2002) souligne que \bar{R}^2 seul ne suffit pas pour cela.

semble et la comparaison des prix sera biaisée, si les caractéristiques des variables incluses et omises montrent des changements de prix différents. Pour les indices hédoniques utilisant un trend de variables indicatrices temporelles, les estimations des changements de prix ajustés de l'effet de qualité seront affectées d'un biais similaire, si l'on exclut de la régression les variables omises qui sont multicollinéaires avec le changement temporel. Les changements de prix dans le temps, ajustés de l'effet de qualité, que l'on appréhende risquent d'être en partie imputables au prix de ces variables exclues. Cela se produit quand les prix des caractéristiques omises suivent une tendance différente. Des effets de ce type sont le

plus probables en cas d'amélioration progressive de la qualité des produits; c'est le cas, par exemple, en matière de fiabilité et de sécurité des biens de consommation durables⁴⁵, qu'il est difficile de mesurer, au moins pour l'échantillon de produits élémentaires en temps réel. Les modifications de prix, ajustés de l'effet de qualité, seront donc exagérées dans des exemples de ce type.

⁴⁵Il existe bien sûr certains domaines de produits, comme le confort dans les avions, dont on a soutenu qu'ils avaient des tendances globales au déclin de la qualité.

Introduction

22.1 Pour les statisticiens spécialistes des prix, l'existence de produits saisonniers pose certains problèmes difficiles à résoudre. Par *produits saisonniers* on entend les produits qui : a) ne sont pas disponibles sur le marché durant certaines saisons de l'année, ou b) sont disponibles tout au long de l'année, mais à des prix ou dans des quantités qui fluctuent de façon régulière en fonction de la saison ou de l'époque de l'année¹. Dans le premier cas, on parlera d'un *produit à fortes variations saisonnières*, dans le second, d'un *produit à faibles variations saisonnières*. Les produits qui présentent des variations saisonnières très marquées sont ceux qui posent le plus de problèmes pour le calcul d'un indice mensuel ou trimestriel des prix à la consommation (IPC); en effet, si l'on ne peut observer le prix d'un produit qu'au cours d'un seul des deux mois (ou trimestres) que l'on veut comparer, il sera évidemment impossible de calculer un prix relatif pour ce produit, et dans ce cas, la théorie classique des indices bilatéraux ne pourra pas s'appliquer. En d'autres termes, si un produit présent sur le marché un mois donné ne s'y trouve plus le mois suivant, comment peut-on mesurer la variation de son prix d'un mois sur l'autre²? A ce problème, le présent chapitre propose une solution qui «marche» même si les produits consommés sont entièrement différents les uns des autres chaque mois de l'année³.

22.2 Les fluctuations saisonnières des prix et des quantités sont essentiellement dues : a) au climat, et b) aux coutumes⁴. Dans la première catégorie, les varia-

tions de la température, des précipitations et de la durée du jour entraînent des fluctuations de la demande ou de l'offre de nombreux produits : vêtements d'été ou d'hiver, éclairage et chauffage, vacances, etc. S'agissant des coutumes et des conventions, la citation qui suit résume bien la situation :

Le phénomène des saisons peut résulter de toutes sortes de conventions sociales — croyances religieuses anciennes, us et coutumes, modes, habitudes de travail, législation et réglementation ... Beaucoup de saisons imposées par les conventions ont des effets considérables sur les comportements économiques. Ainsi, on peut être sûr que les gens multiplieront leurs achats avant Noël, qu'ils voudront manger de la dinde pour la fête de Thanksgiving et qu'ils achèteront des feux d'artifice le premier jour de juillet, que les mariages se prépareront au mois de juin, que les paiements d'intérêts et de dividendes seront concentrés au début de chaque trimestre, que les faillites augmenteront en janvier, etc. (Mitchell (1927, p. 237)).

22.3 Parmi les produits saisonniers figurent en particulier : une bonne part des denrées alimentaires, les boissons alcoolisées, de nombreux articles du poste habillement et chaussures, l'eau, le fioul domestique, l'électricité, les fleurs et articles de jardinage, les achats de véhicules et les biens et services consommés pour l'utilisation de ces derniers, un grand nombre de biens et de services récréatifs et culturels, les livres, les dépenses d'assurance, les dépenses de mariage, les équipements de loisirs, les jeux et les jouets, les logiciels, les voyages aériens et les dépenses de tourisme. Pour un pays «type», les dépenses à caractère saisonnier représenteront souvent entre un cinquième et un tiers de l'ensemble des dépenses de consommation⁵.

22.4 Lorsqu'il s'agit de construire un IPC mensuel ou trimestriel, il faut bien reconnaître qu'il n'existe pas de manière tout à fait satisfaisante de prendre en compte les produits à fortes variations saisonnières. Si un produit est présent sur le marché au cours d'un mois donné mais absent le mois suivant, aucune des théories des indices examinées dans les chapitres 15 à 20 ne peut s'appliquer parce que toutes supposent que la dimension de

¹Cette classification des produits saisonniers correspond à la définition au sens étroit et au sens large qu'en donne Balk; voir Balk (1980a, p. 7; 1980b, p. 110; 1980c, p. 68). Diewert (1998b, p. 457) parle quant à lui de saisonnalité de type 1 et de type 2.

²Victor Zarnowitz (1961, p. 238) était peut-être le premier à noter l'importance de ce problème lorsqu'il écrivait : «Mais le plus grand problème que posent les variations saisonnières tient précisément au fait que le panier de produits varie au fil des mois (ou des saisons) qui se succèdent, et cela non seulement dans ses pondérations, mais aussi souvent, semble-t-il, dans sa composition elle-même. Il s'agit là d'un problème général et complexe dont nous devons nous occuper séparément à une étape ultérieure de l'analyse».

³Les mêmes produits doivent toutefois réapparaître le même mois de chaque année.

⁴Cette classification remonte au moins à l'époque où Wesley C. Mitchell (1927, p. 236) écrivait : «Deux types de saisons produisent chaque année des variations récurrentes de l'activité économique — celles qui sont dues au climat et celles qui sont dues aux conventions».

⁵Alterman, Diewert et Feenstra (1999, p. 151) ont montré que sur la période de 40 mois allant de septembre 1993 à décembre 1996, entre 23 % et 40 % des importations et des exportations des États-Unis ont connu des variations saisonnières de quantité, alors que les variations saisonnières de prix ont seulement concerné 5 % environ de ces mêmes importations et exportations.

l'espace des produits est constante durant les deux périodes comparées. Cela dit, si les produits saisonniers reviennent sur le marché à chaque saison, il devrait alors être possible, en principe, de construire des indices de prix mensuels ou trimestriels en appliquant la théorie classique. Cette approche «classique» du traitement des produits saisonniers sera exposée dans les paragraphes 22.78 à 22.90. Malgré sa simplicité, elle ne sera abordée qu'en fin de chapitre pour deux raisons :

- Une solution qui restreint le champ de l'indice aux produits observables à chaque période a souvent pour défaut d'entacher les résultats de biais systématiques.
- Une solution qui n'utilise pas d'informations sur les produits non observables tous les mois ou tous les trimestres sur le marché n'est pas pleinement représentative.

22.5 La section suivante présente une version modifiée des données artificielles établies par Turvey (1979). Nous utiliserons cette série de données pour évaluer numériquement toutes les formules d'indices proposées dans ce chapitre. Comme on le verra aux paragraphes 22.63 à 22.77, des fluctuations saisonnières très marquées des volumes, conjuguées à des mouvements saisonniers systématiques des prix, peuvent nuire considérablement à la qualité des indices de prix mensuels ou trimestriels.

22.6 Si la théorie actuelle des indices ne permet pas de prendre en compte de manière satisfaisante les produits saisonniers dans la construction des indices mensuels des prix à la consommation, elle s'affranchit en revanche de cet inconvénient lorsque l'on décide de privilégier non plus l'évolution des indices de prix d'un mois sur l'autre, mais plutôt la comparaison des indices d'un mois donné avec ceux du *même* mois de l'année précédente. Ces indices à base mensuelle en glissement annuel sont étudiés aux paragraphes 22.16 à 22.34. Leur performance est évaluée à l'aide des données modifiées de Turvey et le résultat de l'exercice s'avère très probant.

22.7 Dans les paragraphes 22.35 à 22.44, les indices à base mensuelle en glissement annuel définis aux paragraphes 22.16 à 22.34 sont agrégés pour former un indice annuel qui compare tous les prix mensuels d'une année calendaire donnée avec les prix mensuels correspondants d'une année de référence. Aux paragraphes 22.45 à 22.54, cette idée de comparer les prix de l'année calendaire courante avec les prix correspondants de l'année de base est étendue au calcul d'indices annuels qui comparent les prix des 12 derniers mois avec les prix des 12 mois correspondants d'une année de référence. Les *indices annuels mobiles* qui en résultent peuvent être considérés comme des indices de prix corrigés des variations saisonnières. Comme on le verra, ils fonctionnent très bien avec les données modifiées de Turvey utilisées pour les tester.

22.8 Les indices annuels mobiles peuvent fournir une évaluation précise du mouvement des prix sur l'année courante mobile par rapport à l'année de base. Cependant, on peut considérer qu'il s'agit d'une mesure

de l'inflation au cours d'une année centrée sur un mois précédant d'un semestre le dernier mois de l'année courante mobile. C'est pourquoi ce type d'indice n'est pas aussi utile, à certains égards, qu'un indice qui compare les prix du mois courant à ceux du mois précédent, permettant ainsi d'obtenir des informations d'une plus grande actualité sur le mouvement des prix. On verra néanmoins, aux paragraphes 22.55 à 22.62, que, sous certaines conditions, le glissement annuel du mois en cours, conjugué au glissement annuel du précédent, peut donner une prévision fiable de l'indice annuel mobile qui est centré sur le mois en cours.

22.9 Les indices en glissement annuel définis aux paragraphes 22.16 à 22.34, ainsi que leurs moyennes annuelles étudiées aux paragraphes 22.35 à 22.54, offrent une méthode satisfaisante au plan théorique pour le traitement des produits à fortes variations saisonnières, c'est-à-dire ceux qui ne sont disponibles qu'à certaines époques de l'année. Cette méthode étant fondée sur la comparaison des prix en glissement annuel, elle ne peut cependant pas être utilisée pour le calcul des indices de type mensuel ou trimestriel sur lesquels reposent généralement le suivi des prix à la consommation. Il faut donc trouver une autre formule, qui n'aura peut-être pas des fondements théoriques très solides, mais qui sera capable d'intégrer les produits saisonniers dans la construction d'un indice mensuel. Cette formule est présentée aux paragraphes 22.63 à 22.77, où elle est mise en œuvre à l'aide de la série de données artificielles utilisée pour les produits qui sont disponibles tout au long de l'année. Malheureusement, la saisonnalité qui caractérise à la fois les prix et les quantités des produits constamment disponibles fait que l'indice obtenu peut être systématiquement biaisé, comme le montrent du reste les données modifiées de Turvey.

22.10 De nombreux IPC étant des indices mensuels qui utilisent des *pondérations en quantités pour un panier-type annuel*, ce type d'indice sera étudié aux paragraphes 22.78 à 22.84. Pour les mois où un produit n'est pas disponible sur le marché, on reconduit le dernier prix observé, et c'est ce prix qui sert au calcul de l'indice. Aux paragraphes 22.85 et 22.86, le panier de référence est encore composé de quantités fixées pour l'année, mais au lieu de reconduire, hors saison, les derniers prix des produits absents du marché, on utilise une méthode d'imputation pour remplacer les prix manquants. Les indices calculés à partir d'un panier annuel fixe qui sont définis aux paragraphes 22.78 à 22.84 sont mis en œuvre à l'aide de la série de données artificielles. Malheureusement, ils ne donnent pas de résultats empiriques satisfaisants, étant marqués par des fluctuations saisonnières très accentuées qui les rendent impropres pour tous ceux qui ont besoin d'informations à jour sur les tendances de l'inflation générale.

22.11 Dans les paragraphes 22.87 à 22.90, les données artificielles sont utilisées pour évaluer un autre type d'indice mensuel souvent proposé dans les travaux sur le traitement des produits saisonniers : l'indice de

Bean et Stine type C (1924) ou encore l'indice de *Rothwell* (1958). On verra cependant que cette autre formule ne parvient pas elle non plus à gommer les fortes variations saisonnières que comportent les données modifiées de Turvey.

22.12 Les paragraphes 22.78 à 22.84 montrent que les indices à panier annuel avec reconduction ou imputation des prix pour les produits manquants n'éliminent pas les fluctuations saisonnières des prix. Cependant, aux paragraphes 22.91 à 22.96, on verra comment certaines versions de ces indices, corrigées des variations saisonnières, peuvent donner une prévision fiable des indices annuels mobiles qui sont centrés sur le mois en cours. En outre, les résultats indiquent la manière dont on peut procéder aux corrections (en utilisant des informations tirées des indices annuels mobiles de périodes précédentes ou au moyen des méthodes habituelles de désaisonnalisation), de sorte que les indices à panier annuel corrigés des variations saisonnières semblent pouvoir offrir une bonne indication de l'inflation générale, en temps opportun.

22.13 Le paragraphe 22.97 expose les conclusions du chapitre.

Une série de données saisonnières

22.14 Il est utile d'illustrer les formules de calcul des indices définis ci-après à l'aide d'un exemple concret, en l'occurrence la série de données artificielles que Turvey (1979) a mise au point pour cinq produits saisonniers (pommes, pêches, raisin, fraises et oranges) et pour quatre années mois par mois, ce qui donne $5 \times 4 \times 12 = 240$ observations au total. A certaines époques de l'année, il n'y a ni pêches ni fraises (produits 2 et 4), de sorte que dans les tableaux 22.1 et 22.2, des zéros sont inscrits pour les prix et les quantités de ces deux produits⁶. Les données des tableaux 22.1 et 22.2 sont globalement les mêmes que celles de Turvey, à l'exception d'un certain nombre d'ajustements destinés à illustrer divers points. Les deux principaux ajustements opérés sont les suivants :

- Les données relatives au produit 3 (raisin) ont été modifiées de façon à faire varier davantage les indices annuels de Laspeyres et de Paasche (définis aux paragraphes 22.35 à 22.44) que cela n'aurait été le cas avec la série de données originale⁷.

⁶Les prix correspondants ne sont pas égaux à zéro, mais c'est ainsi qu'ils sont notés par commodité pour la programmation des divers indices.

⁷Après la première année, le prix du raisin a été ajusté en baisse de 30 % chaque année et le volume correspondant augmenté de 40 % chaque année. En outre, la quantité des oranges (produit 5) indiquée pour novembre 1971, initialement de 3,548, a été portée à 8,548 de manière à ce que le profil saisonnier de ce produit soit le même que les autres années. Pour des raisons analogues, le prix des oranges indiqué pour décembre 1970 a été porté de 1,31 à 1,41, et pour janvier 1971, de 1,35 à 1,45.

- Une fois ces ajustements opérés, chacun des prix de la dernière année a été multiplié par un facteur de 1,008 de façon à ce que le taux mensuel d'inflation pour la dernière année de données soit de l'ordre de 1,6 %, contre environ 0,8 % pour les trois premières années⁸.

22.15 Ralph Turvey a envoyé ses données artificielles à des offices de statistique du monde entier en leur demandant d'utiliser leurs techniques habituelles pour construire des indices de prix mensuels et annuels. Ayant reçu des réponses d'une vingtaine de pays, Turvey (1979, p. 13) résume les résultats obtenus en ces termes : «On verra que les indices mensuels présentent des différences très importantes, l'écart allant par exemple de 129,12 à 169,50 en juin, alors que les moyennes annuelles simples varient dans des limites beaucoup plus étroites. On verra également que, selon les indices, les variations les plus marquées ne surviennent ni le même mois, ni la même année».

Nous nous servons à notre tour des données en question (dans leur version modifiée) pour tester diverses formules d'indices dans la suite de cette présentation.

Indices à base mensuelle en glissement annuel

22.16 Il est évident que l'existence de produits saisonniers qui ne sont pas disponibles deux mois de suite sur le marché nuit à la précision d'un indice mensuel⁹. L'une des façons de résoudre le problème des produits à fortes variations saisonnières consiste à privilégier non plus l'évolution des indices de prix au mois le mois, mais leur comparaison d'une année sur l'autre pour chaque mois de l'année. Avec cette méthode, il y a de bonnes chances que les produits saisonniers qui apparaissent sur le marché, disons en février, y soient également présents les mois de février des années suivantes, ce qui permet d'optimiser le recoupement des observations d'une année sur l'autre.

22.17 Pendant plus d'un siècle, on s'est accordé à penser que les comparaisons d'une année sur l'autre¹⁰

⁸Pierre Duguay, de la Banque du Canada, sollicité pour donner son avis sur une version préliminaire de ce chapitre, a fait remarquer que des indices annuels mobiles ne parviendraient pas à détecter l'ampleur de variations systématiques du taux d'inflation mensuel. Initialement, la série de données de Turvey correspondait *grosso modo* à un taux d'inflation de 0,8 % par mois, ce qui signifie que les prix augmentaient à peu près de 1,008 chaque mois sur la période de quatre ans. Ce deuxième ajustement important des données de Turvey a été réalisé pour illustrer la remarque tout à fait pertinente de Duguay : en effet, les indices annuels mobiles centrés ne rendent compte avec exactitude de l'ampleur du nouveau taux d'inflation qu'avec un décalage d'un semestre environ. Ils repèrent vite, en revanche, la direction dans laquelle s'opère le changement.

⁹A la limite, si chaque produit n'était présent sur le marché qu'un seul mois de l'année, un indice mensuel des prix n'aurait plus aucun sens.

¹⁰Dans le contexte des prix saisonniers, ce type d'indice correspond à l'indice de Bean et Stine (1924, p. 31) type D.

Tableau 22.1 Une série de données artificielles : prix

Année t	Mois m	$p_{1,m}^t$	$p_{2,m}^t$	$p_{3,m}^t$	$p_{4,m}^t$	$p_{5,m}^t$
1970	1	1,14	0	2,48	0	1,30
	2	1,17	0	2,75	0	1,25
	3	1,17	0	5,07	0	1,21
	4	1,40	0	5,00	0	1,22
	5	1,64	0	4,98	5,13	1,28
	6	1,75	3,15	4,78	3,48	1,33
	7	1,83	2,53	3,48	3,27	1,45
	8	1,92	1,76	2,01	0	1,54
	9	1,38	1,73	1,42	0	1,57
	10	1,10	1,94	1,39	0	1,61
	11	1,09	0	1,75	0	1,59
	12	1,10	0	2,02	0	1,41
1971	1	1,25	0	2,15	0	1,45
	2	1,36	0	2,55	0	1,36
	3	1,38	0	4,22	0	1,37
	4	1,57	0	4,36	0	1,44
	5	1,77	0	4,18	5,68	1,51
	6	1,86	3,77	4,08	3,72	1,56
	7	1,94	2,85	2,61	3,78	1,66
	8	2,02	1,98	1,79	0	1,74
	9	1,55	1,80	1,28	0	1,76
	10	1,34	1,95	1,26	0	1,77
	11	1,33	0	1,62	0	1,76
	12	1,30	0	1,81	0	1,50
1972	1	1,43	0	1,89	0	1,56
	2	1,53	0	2,38	0	1,53
	3	1,59	0	3,59	0	1,55
	4	1,73	0	3,90	0	1,62
	5	1,89	0	3,56	6,21	1,70
	6	1,98	4,69	3,51	3,98	1,78
	7	2,07	3,32	2,73	4,30	1,89
	8	2,12	2,29	1,65	0	1,91
	9	1,73	1,90	1,15	0	1,92
	10	1,56	1,97	1,15	0	1,95
	11	1,56	0	1,46	0	1,94
	12	1,49	0	1,73	0	1,64
1973	1	1,68	0	1,62	0	1,69
	2	1,82	0	2,16	0	1,69
	3	1,89	0	3,02	0	1,74
	4	2,00	0	3,45	0	1,91
	5	2,14	0	3,08	7,17	2,03
	6	2,23	6,40	3,07	4,53	2,13
	7	2,35	4,31	2,41	5,19	2,22
	8	2,40	2,98	1,49	0	2,26
	9	2,09	2,21	1,08	0	2,22
	10	2,03	2,18	1,08	0	2,31
	11	2,05	0	1,36	0	2,34
	12	1,90	0	1,57	0	1,97

Tableau 22.2 Une série de données artificielles : quantités

Année t	Mois m	$q_{1,m}^t$	$q_{2,m}^t$	$q_{3,m}^t$	$q_{4,m}^t$	$q_{5,m}^t$
1970	1	3086	0	82	0	10266
	2	3765	0	35	0	9656
	3	4363	0	9	0	7940
	4	4842	0	8	0	5110
	5	4439	0	26	700	4089
	6	5323	91	75	2709	3362
	7	4165	498	82	1970	3396
	8	3224	6504	1490	0	2406
	9	4025	4923	2937	0	2486
	10	5784	865	2826	0	3222
	11	6949	0	1290	0	6958
	12	3924	0	338	0	9762
1971	1	3415	0	119	0	10888
	2	4127	0	45	0	10314
	3	4771	0	14	0	8797
	4	5290	0	11	0	5590
	5	4986	0	74	806	4377
	6	5869	98	112	3166	3681
	7	4671	548	132	2153	3748
	8	3534	6964	2216	0	2649
	9	4509	5370	4229	0	2726
	10	6299	932	4178	0	3477
	11	7753	0	1831	0	8548
	12	4285	0	496	0	10727
1972	1	3742	0	172	0	11569
	2	4518	0	67	0	10993
	3	5134	0	22	0	9621
	4	5738	0	16	0	6063
	5	5498	0	137	931	4625
	6	6420	104	171	3642	3970
	7	5157	604	202	2533	4078
	8	3881	7378	3269	0	2883
	9	4917	5839	6111	0	2957
	10	6872	1006	5964	0	3759
	11	8490	0	2824	0	8238
	12	5211	0	731	0	11827
1973	1	4051	0	250	0	12206
	2	4909	0	102	0	11698
	3	5567	0	30	0	10438
	4	6253	0	25	0	6593
	5	6101	0	220	1033	4926
	6	7023	111	252	4085	4307
	7	5671	653	266	2877	4418
	8	4187	7856	4813	0	3165
	9	5446	6291	8803	0	3211
	10	7377	1073	8778	0	4007
	11	9283	0	4517	0	8833
	12	4955	0	1073	0	12558

étaient la façon la plus simple d'éviter les effets contagieux des fluctuations saisonnières. D'après W. Stanley Jevons (1884, p. 3) :

Dans les rapports quotidiens sur le marché et d'autres publications statistiques, nous trouvons constamment des comparaisons entre des chiffres se rapportant à la semaine, au mois ou à d'autres parties de l'année, et les chiffres des périodes correspondantes d'une année antérieure. Cette façon de comparer permet d'éviter toute variation due à l'époque de l'année.

Et il est évident à tous qu'une telle précaution est nécessaire. Chaque branche de l'industrie et du commerce est obligatoirement touchée, peu ou prou, par la révolution des saisons, et nous devons donc tenir compte de ce qui est dû à cette cause avant d'apprendre ce qui est dû à d'autres causes.

22.18 L'économiste A.W. Flux et le statisticien G. Udny Yule se ralliaient eux aussi à l'idée de faire des comparaisons d'une année sur l'autre pour réduire au minimum les effets des fluctuations saisonnières :

On calculera chaque mois la variation moyenne des prix par rapport au mois correspondant de l'année précédente ... Déterminer avec exactitude les variations saisonnières des pondérations, sachant en particulier que les saisons sont susceptibles de varier d'une année à l'autre, est une tâche à laquelle, j'imagine, la plupart d'entre nous devraient être tentés de se soustraire (Flux (1921, p. 184–185)).

Ma propre inclination serait de calculer l'indice d'un mois quelconque en rapportant les chiffres à ceux du mois correspondant de l'année servant de référence, généralement l'année précédente, de façon à éviter tout problème avec les produits saisonniers. Je calculerai ensuite la moyenne annuelle en faisant la moyenne géométrique des chiffres mensuels (Yule (1921, p. 199)).

Plus récemment, Victor Zarnowitz (1961, p. 266) reprend également à son compte la formule des moyennes mobiles d'indices :

Il n'y a évidemment aucun problème à mesurer la variation moyenne des prix entre les mêmes mois de deux années successives, si le mois est notre unité de «saison» et si un panier saisonnier constant peut être utilisé, car les méthodes traditionnelles de construction des indices de prix peuvent s'appliquer à ces comparaisons.

22.19 Dans le reste de cette section, nous verrons comment on peut construire des indices en glissement annuel de Fisher ainsi que des formules approchantes¹¹. Pour chaque mois $m = 1, 2, \dots, 12$, appelons $S(m)$ la série de produits disponibles sur le marché chaque année $t = 0, 1, \dots, T$. Pour $t = 0, 1, \dots, T$ et $m = 1, 2, \dots, 12$, notons $p_n^{t,m}$ et $q_n^{t,m}$ le prix et la quantité du produit n présent sur le marché au cours du mois m de l'année t , sachant que n appartient à $S(m)$. Notons $p^{t,m}$ et $q^{t,m}$ les vecteurs de prix et de quantités du mois m et de l'année t , respectivement. Nous pouvons alors définir comme suit les *indices à base mensuelle en glissement annuel de Laspeyres, de Paasche et de Fisher* allant du mois m de l'année t au mois m de l'année $t+1$:

$$P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t,m}) = \frac{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t+1,m} q_n^{t,m}}{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.1)$$

$$P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t+1,m}) = \frac{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t+1,m} q_n^{t+1,m}}{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t+1,m}} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.2)$$

¹¹Diewert (1996b, p. 17–19; 1999a, p. 50) note diverses restrictions de séparabilité sur les préférences du consommateur qui justifieraient ces indices mensuels en glissement annuel du point de vue de l'approche économique de la théorie des indices.

$$P_F(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t,m}, q^{t+1,m}) = \sqrt{P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t,m}) P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, q^{t+1,m})} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.3)$$

22.20 Les formules ci-dessus peuvent être réécrites sous la forme de rapports de prix et de parts mensuelles de dépenses, comme suit :

$$P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}) = \sum_{n \in S(m)} s_n^{t,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m}) \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.4)$$

$$P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m}) = \left[\sum_{n \in S(m)} s_n^{t+1,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.5)$$

$$\begin{aligned} (P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}), s^{t+1,m}) &= \sqrt{P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}) P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})} \\ &= \sqrt{\sum_{n \in S(m)} s_n^{t,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})} \\ &\times \sqrt{\left[\sum_{n \in S(m)} s_n^{t+1,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1}} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.6) \end{aligned}$$

où la part mensuelle des dépenses consacrées au produit $n \in S(m)$ pour le mois m de l'année t est définie comme suit :

$$s_n^{t,m} = \frac{p_n^{t,m} q_n^{t,m}}{\sum_{i \in S(m)} p_i^{t,m} q_i^{t,m}} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad n \in S(m) \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (22.7)$$

et $s^{t,m}$ représente le vecteur des parts de dépenses du mois m de l'année t , $[s_n^{t,m}]$ pour $n \in S(m)$.

22.21 Comme les parts de dépense $s_n^{t,m}$ de la période en cours ne sont probablement pas connues, il sera nécessaire d'en donner une approximation en utilisant les parts correspondantes d'une année de base 0.

22.22 Utilisons les vecteurs des parts de dépenses mensuelles de la période de base $s^{0,m}$ à la place du vecteur des parts de dépenses $s^{t,m}$ du mois m et de l'année t dans l'équation (22.4), et utilisons les vecteurs des parts de dépenses mensuelles de la période de base $s^{0,m}$ à la place du vecteur des parts de dépenses $s^{t+1,m}$ du mois m et de l'année $t+1$ dans l'équation (22.5). De même, rem-

plaçons les vecteurs des parts $s^{t,m}$ et $s^{t+1,m}$ dans l'équation (22.6) par le vecteur des parts de dépenses de la période de base pour le mois m , $s^{0,m}$. Les indices en glissement annuel approximatifs de Laspeyres, de Paasche et de Fisher qui en résultent sont définis par les équations (22.8) à (22.10)¹² :

$$P_{AL}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}) = \sum_{n \in S(m)} s_n^{0,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})$$

$$m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.8)$$

$$P_{AP}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}) = \left[\sum_{n \in S(m)} s_n^{0,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1}$$

$$m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.9)$$

$$P_{AF}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}, s^{0,m})$$

$$= \sqrt{P_{AL}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}) P_{AP}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m})}$$

$$= \sqrt{\sum_{n \in S(m)} s_n^{0,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})}$$

$$\times \sqrt{\left[\sum_{n \in S(m)} s_n^{0,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1}}$$

$$m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.10)$$

22.23 L'approximation des indices glissants de Fisher définis par l'équation (22.10) ne fournira une formule suffisamment proche des véritables équivalents de Fisher définis par l'équation (22.6) que si les parts de dépenses mensuelles pour l'année de base 0 ne sont pas trop différentes de leurs valeurs correspondantes de l'année en cours t et de l'année $t+1$. D'où l'utilité de construire les véritables indices de Fisher *a posteriori* afin de vérifier la justesse des indices approximatifs de Fisher définis par l'équation (22.10).

22.24 Les indices en glissement annuel de Fisher définis par l'équation (22.10) seront normalement affectés d'un certain biais vers le haut puisqu'ils ne peuvent

pas refléter les transferts d'achats à long terme des consommateurs vers des produits qui deviennent relativement moins chers au fil du temps. Raison de plus pour calculer *a posteriori* les véritables indices de Fisher en glissement annuel définis par l'équation (22.6) afin que ce biais de substitution puisse être estimé.

22.25 Notons que les indices en glissement annuel approximatifs de Laspeyres et de Paasche, P_{AL} et P_{AP} définis par les équations (22.8) et (22.9) ci-dessus, satisfont les inégalités suivantes :

$$P_{AL}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}) P_{AL}(p^{t+1,m}, p^{t,m}, s^{0,m}) \geq 1$$

$$m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.11)$$

$$P_{AP}(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{0,m}) P_{AP}(p^{t+1,m}, p^{t,m}, s^{0,m}) \leq 1$$

$$m = 1, 2, \dots, 12 \quad (22.12)$$

avec des inégalités strictes si les vecteurs de prix mensuels $p^{t,m}$ et $p^{t+1,m}$ ne sont pas proportionnels l'un à l'autre¹³. L'inégalité (22.11) signifie que l'indice en glissement annuel approché de Laspeyres échoue au test de réversibilité temporelle avec un biais vers le haut, tandis que l'inégalité (22.12) signifie que l'indice en glissement annuel approché de Paasche échoue au test de réversibilité temporelle avec un biais vers le bas. L'indice approché de Laspeyres à pondérations fixes P_{AL} est donc systématiquement biaisé vers le haut et l'indice approché de Paasche à pondérations fixes P_{AP} systématiquement biaisé vers le bas. Les offices de statistique devraient éviter d'utiliser ces formules. Cependant, on peut les combiner comme dans la formule approchée de Fisher (22.10), et l'indice obtenu devrait en principe être exempt de tout biais systématique de formule de calcul (mais il pourrait encore être affecté d'un certain biais de substitution).

22.26 Les indices à base mensuelle en glissement annuel définis dans cette section sont illustrés à l'aide de la série de données artificielles présentées aux tableaux 22.1 et 22.2. Bien que les indices à base fixe ne soient par formellement définis dans cette section, ils s'apparentent aux indices à base mensuelle en glissement annuel à ceci près que l'année de base variable t y est remplacée par l'année de base fixe 0. Les 12 indices de Laspeyres, de Paasche et de Fisher à base mensuelle fixe en glissement annuel sont présentés aux tableaux 22.3 à 22.5.

22.27 En comparant les données des tableaux 22.3 et 22.4, on constate que les indices de prix en glissement à base fixe de Laspeyres et de Paasche ne sont pas très différents pour les premiers mois de l'année, mais que des différences substantielles apparaissent entre eux pour les cinq

¹²Si les parts de dépenses mensuelles pour l'année de base, $s_n^{0,m}$, sont toutes égales, l'indice approché de Fisher défini par l'équation (22.10) se résume à la formule 101 de Fisher (1922, p. 472). Fisher (1922, p. 211) notait que cet indice était empiriquement très proche de la moyenne géométrique non pondérée des indices élémentaires, tandis que Dalén (1992, p. 143) et Diewert (1995a, p. 29) ont montré par l'analyse que ces deux indices étaient des approximations mutuelles au deuxième ordre. Carruthers, Sellwood et Ward (1980, p. 25) et Dalén (1992, p. 140) recommandent d'utiliser la version à pondérations uniformes de l'équation (22.10) comme un indice élémentaire.

¹³Voir Hardy, Littlewood, and Pólya (1934, p. 26).

derniers mois de l'année à partir de 1973. L'écart le plus important en pourcentage entre les indices de Laspeyres et de Paasche est de 12,5 % pour le mois 10 de 1973 ($1,4060/1,2496 = 1,125$). Cependant, toutes les séries d'indices connaissent une évolution régulière sur 12 mois.

22.28 On peut construire des approximations des indices en glissement à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher en remplaçant les parts de dépenses du mois en cours pour les cinq produits par les parts de dépenses mensuelles correspondantes de l'année de base. Dans le cas des indices de Laspeyres, les approximations sont égales aux indices originaux à base fixe, aussi n'est-il pas besoin de les présenter à part dans un tableau. S'agissant des indices de Paasche et de Fisher, en revanche, les approximations diffèrent des indices originaux à base fixe des tableaux 22.4 et 22.5, et sont donc présentées dans les tableaux 22.6 et 22.7.

22.29 En comparant les tableaux 22.4 et 22.6, on peut voir que les valeurs, à quelques exceptions près, sont assez comparables. L'une des différences les plus importantes se situe au mois 9 de l'année 1973, où l'indice à base fixe de Paasche a une valeur de 1,1664, alors que la valeur correspondante de l'indice approché est de 1,1920, soit un écart de 2,2 % ($1,1920/1,1664 = 1,022$). En général, les indices approchés à base fixe de Paasche sont légèrement supérieurs aux indices véritables, ce qui n'est pas surprenant étant donné que leurs parts de dépenses, maintenues constantes aux niveaux de 1970, les affectent d'un biais de substitution systématique.

22.30 Passons maintenant aux indices chaînés. Toujours à l'aide de la série de données artificielles, les

12 indices-chaînes en glissement annuel de Laspeyres, de Paasche et de Fisher, P_L , P_P et P_F que l'on obtient avec des maillons annuels définis par les équations (22.4) à (22.6), sont présentés aux tableaux 22.8 à 22.10.

22.31 En comparant les données des tableaux 22.8 et 22.9, on peut voir que les indices à base mensuelle en glissement annuel chaîné de Laspeyres et de Paasche présentent des différences plus réduites que les indices correspondants à base fixe de Laspeyres et de Paasche figurant aux tableaux 22.3 et 22.4. Comme l'explique le chapitre 19, c'est là un phénomène typique : l'utilisation d'indices chaînés tend à réduire l'écart entre les indices de Paasche et de Laspeyres par rapport à leurs équivalents à base fixe. La plus grande différence en pourcentage entre les valeurs correspondantes des indices-chaînes de Laspeyres et de Paasche figurant aux tableaux 22.8 et 22.9 est de 4,1 % pour le mois 10 de 1973 ($1,3593/1,3059 = 1,041$). Sachant que pour le même mois les indices à base fixe de Laspeyres et de Paasche affichaient une différence de 12,5 %, on se rend compte que le chaînage tend effectivement à réduire l'écart entre ces deux indices également plausibles.

22.32 Les indices de Fisher à base mensuelle en glissement annuel chaîné présentés au tableau 22.10 sont considérés comme les «meilleures» estimations de l'inflation mesurée en glissement annuel à l'aide de la série de données artificielles.

22.33 On peut obtenir une approximation des indices à base mensuelle en glissement annuel chaîné de Laspeyres, de Paasche et de Fisher figurant aux tableaux 22.8 à 22.10 en remplaçant les parts de dépenses pour

Tableau 22.3 Indices de Laspeyres à base mensuelle fixe en glissement annuel

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1085	1,1068	1,1476	1,1488	1,1159	1,0844	1,1103	1,0783	1,0492	1,0901	1,1284	1,0849
1972	1,2060	1,2442	1,3062	1,2783	1,2184	1,1734	1,2364	1,1827	1,1049	1,1809	1,2550	1,1960
1973	1,3281	1,4028	1,4968	1,4917	1,4105	1,3461	1,4559	1,4290	1,2636	1,4060	1,5449	1,4505

Tableau 22.4 Indices de Paasche à base mensuelle fixe en glissement annuel

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1074	1,1070	1,1471	1,1486	1,1115	1,0827	1,1075	1,0699	1,0414	1,0762	1,1218	1,0824
1972	1,2023	1,2436	1,3038	1,2773	1,2024	1,1657	1,2307	1,1455	1,0695	1,1274	1,2218	1,1901
1973	1,3190	1,4009	1,4912	1,4882	1,3715	1,3266	1,4433	1,3122	1,1664	1,2496	1,4296	1,4152

Tableau 22.5 Indices de Fisher à base mensuelle fixe en glissement annuel

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1080	1,1069	1,1474	1,1487	1,1137	1,0835	1,1089	1,0741	1,0453	1,0831	1,1251	1,0837
1972	1,2041	1,2439	1,3050	1,2778	1,2104	1,1695	1,2336	1,1640	1,0870	1,1538	1,2383	1,1930
1973	1,3235	1,4019	1,4940	1,4900	1,3909	1,3363	1,4496	1,3694	1,2140	1,3255	1,4861	1,4327

chaque mois de la période courante par les parts correspondantes de l'année de base. Les approximations des 12 indices à base mensuelle en glissement annuel chaîné de Laspeyres, de Paasche et de Fisher, P_{AL} , P_{AP} et P_{AF} , dont les maillons mensuels sont définis par les équations (22.8) à (22.10), sont présentées aux tableaux 22.11 à 22.13.

22.34 Les indices à base mensuelle en glissement annuel chaîné figurant dans les tableaux 22.11 à 22.13 sont très proches de leurs véritables équivalents présentés dans les tableaux 22.8 à 22.10. Pour l'année 1973, les écarts les plus grands sont ceux des indices de Paasche et de Fisher pour le mois 9 : l'indice-chaîne de Paasche est égal à 1,2018, tandis que l'indice approché correspondant a une valeur de 1,2183, soit une différence de 1,4 %, et l'indice-chaîne de Fisher est égal à 1,2181, tandis que l'indice approché correspondant a une valeur de 1,2305, soit une différence de 1,0 %. Avec les données modifiées de Turvey, on s'aperçoit que les indices approchés de Fisher présentés au tableau 22.13 constituent une approximation tout à fait

satisfaisante des indices-chaînes de Fisher présentés au tableau 22.10, lesquels sont en théorie préférables (mais en pratique impossibles à calculer en temps opportun). Étant donné que les indices approchés de Fisher sont tout aussi faciles à calculer que les indices approchés de Laspeyres et de Paasche, il pourrait être utile de demander aux offices de statistique qu'ils les publient également.

Indices en glissement annuels

22.35 Supposer que chaque produit à chaque saison de l'année est un produit « annuel » distinct est la façon la plus simple et la plus satisfaisante au plan théorique de traiter les produits saisonniers lorsque le but est de construire des indices annuels de prix et de quantité. C'est cette idée qu'ont eue Bruce D. Mudgett dans le contexte des prix à la consommation et Richard Stone dans le contexte des prix à la production :

L'indice de base est un indice annuel et en tant qu'indice de prix ou de quantité il appartient à la même famille

Tableau 22.6 Approximations des indices de Paasche à base mensuelle fixe en glissement annuel

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1077	1,1057	1,1468	1,1478	1,1135	1,0818	1,1062	1,0721	1,0426	1,0760	1,1209	1,0813
1972	1,2025	1,2421	1,3036	1,2757	1,2110	1,1640	1,2267	1,1567	1,0788	1,1309	1,2244	1,1862
1973	1,3165	1,3947	1,4880	1,4858	1,3926	1,3223	1,4297	1,3315	1,1920	1,2604	1,4461	1,4184

Tableau 22.7 Approximations des indices de Fisher à base mensuelle fixe en glissement annuel

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1081	1,1063	1,1472	1,1483	1,1147	1,0831	1,1082	1,0752	1,0459	1,0830	1,1247	1,0831
1972	1,2043	1,2432	1,3049	1,2770	1,2147	1,1687	1,2316	1,1696	1,0918	1,1557	1,2396	1,1911
1973	1,3223	1,3987	1,4924	1,4888	1,4015	1,3341	1,4428	1,3794	1,2273	1,3312	1,4947	1,4344

Tableau 22.8 Indices de Laspeyres à base mensuelle en glissement annuel chaîné

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1085	1,1068	1,1476	1,1488	1,1159	1,0844	1,1103	1,0783	1,0492	1,0901	1,1284	1,0849
1972	1,2060	1,2442	1,3062	1,2783	1,2184	1,1734	1,2364	1,1827	1,1049	1,1809	1,2550	1,1960
1973	1,3274	1,4030	1,4951	1,4911	1,4002	1,3410	1,4522	1,3927	1,2347	1,3593	1,5177	1,4432

Tableau 22.9 Indices de Paasche à base mensuelle en glissement annuel chaîné

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1074	1,1070	1,1471	1,1486	1,1115	1,0827	1,1075	1,0699	1,0414	1,0762	1,1218	1,0824
1972	1,2039	1,2437	1,3047	1,2777	1,2074	1,1682	1,2328	1,1569	1,0798	1,1421	1,2321	1,1908
1973	1,3243	1,4024	1,4934	1,4901	1,3872	1,3346	1,4478	1,3531	1,2018	1,3059	1,4781	1,4305

que ceux qui ont donné matière à quantité de livres et d'opuscules depuis tant d'années (Mudgett (1955, p. 97)).

L'existence d'une évolution saisonnière régulière des prix qui se répète plus ou moins année après année incline très fortement à penser que les variétés d'un produit disponibles à différentes saisons ne peuvent pas être prises les unes pour les autres indifféremment et que, par conséquent, dans tous les cas où les prix connaissent des variations saisonnières marquées, les variétés disponibles à différentes époques de l'année devraient être traitées, en principe, comme des produits distincts les uns des autres (Stone (1956, p. 74-75)).

22.36 A l'aide de la notation introduite dans la section précédente, les indices annuels (chaînés) de Laspeyres, de Paasche et de Fisher qui comparent les prix de l'année t avec ceux de l'année $t+1$ peuvent être définis comme suit :

$$= \frac{\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} p_n^{t+1,m} q_n^{t,m}}{\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}} \quad (22.13)$$

$$P_p(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; q^{t+1,1}, \dots, q^{t+1,12}) = \frac{\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} p_n^{t+1,m} q_n^{t+1,m}}{\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t+1,m}} \quad (22.14)$$

$$P_F(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; q^{t,1}, \dots, q^{t,12}; q^{t+1,1}, \dots, q^{t+1,12}) = \sqrt{P_L(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; q^{t,1}, \dots, q^{t,12}) \times \sqrt{P_P(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; q^{t+1,1}, \dots, q^{t+1,12})}} \quad (22.15)$$

Tableau 22.10 Indices de Fisher à base mensuelle en glissement annuel chaîné

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1080	1,1069	1,1474	1,1487	1,1137	1,0835	1,1089	1,0741	1,0453	1,0831	1,1251	1,0837
1972	1,2048	1,2438	1,3052	1,2780	1,2114	1,1701	1,2343	1,1660	1,0886	1,1555	1,2405	1,1926
1973	1,3258	1,4027	1,4942	1,4906	1,3937	1,3378	1,4500	1,3728	1,2181	1,3323	1,4978	1,4368

Tableau 22.11 Approximations des indices de Laspeyres à base mensuelle en glissement annuel chaîné

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1085	1,1068	1,1476	1,1488	1,1159	1,0844	1,1103	1,0783	1,0492	1,0901	1,1284	1,0849
1972	1,2056	1,2440	1,3057	1,2778	1,2168	1,1712	1,2346	1,1770	1,0989	1,1692	1,2482	1,1939
1973	1,3255	1,4007	1,4945	1,4902	1,4054	1,3390	1,4491	1,4021	1,2429	1,3611	1,5173	1,4417

Tableau 22.12 Approximations des indices de Paasche à base mensuelle en glissement annuel chaîné

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1077	1,1057	1,1468	1,1478	1,1135	1,0818	1,1062	1,0721	1,0426	1,0760	1,1209	1,0813
1972	1,2033	1,2424	1,3043	1,2764	1,2130	1,1664	1,2287	1,1638	1,0858	1,1438	1,2328	1,1886
1973	1,3206	1,3971	1,4914	1,4880	1,3993	1,3309	1,4386	1,3674	1,2183	1,3111	1,4839	1,4300

Tableau 22.13 Approximations des indices de Fisher à base mensuelle en glissement annuel chaîné

Année	Mois											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1081	1,1063	1,1472	1,1483	1,1147	1,0831	1,1082	1,0752	1,0459	1,0830	1,1247	1,0831
1972	1,2044	1,2432	1,3050	1,2771	1,2149	1,1688	1,2317	1,1704	1,0923	1,1565	1,2405	1,1912
1973	1,3231	1,3989	1,4929	1,4891	1,4024	1,3349	1,4438	1,3847	1,2305	1,3358	1,5005	1,4358

22.37 Les formules ci-dessus peuvent être réécrites sous la forme de rapports de prix et de parts de dépenses mensuelles comme suit :

$$\begin{aligned}
 P_L(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; \sigma_1^t s^{t,1}, \dots, \sigma_{12}^t s^{t,12}) \\
 &= \sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} \sigma_m^t s_n^{t,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m}) \\
 &= \sum_{m=1}^{12} \sigma_m^t P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m}) \quad (22.16)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P_P(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; \sigma_1^{t+1} s^{t+1,1}, \dots, \sigma_{12}^{t+1} s^{t+1,12}) \\
 &= \left[\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} \sigma_m^{t+1} s_n^{t+1,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1} \\
 &= \left[\sum_{m=1}^{12} \sigma_m^{t+1} \sum_{n \in S(m)} s_n^{t+1,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1} \\
 &= \left[\sum_{m=1}^{12} \sigma_m^{t+1} [P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})]^{-1} \right]^{-1} \quad (22.17)
 \end{aligned}$$

où la part de dépenses pour le mois m de l'année t est définie par l'équation (22.7).

$$\begin{aligned}
 P_F(p^{t,1}, \dots, p^{t,12}; p^{t+1,1}, \dots, p^{t+1,12}; \sigma_1^t s^{t,1}, \dots, \sigma_{12}^t s^{t,12}; \\
 \sigma_1^{t+1} s^{t+1,1}, \dots, \sigma_{12}^{t+1} s^{t+1,12}) \\
 &= \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} \sigma_m^t s_n^{t,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})}{\left[\sum_{m=1}^{12} \sum_{n \in S(m)} \sigma_m^{t+1} s_n^{t+1,m} (p_n^{t+1,m} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1}}} \\
 &= \sqrt{\frac{\sum_{m=1}^{12} \sigma_m^t [P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m})]}{\left[\sum_{m=1}^{12} \sigma_m^{t+1} [P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})]^{-1} \right]^{-1}}} \quad (22.18) \\
 \sigma_m^t &= \frac{\sum_{n \in S(m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}}{\sum_{i=1}^{12} \sum_{j \in S(i)} p_j^{t,i} q_j^{t,i}} \quad m = 1, 2, \dots, 12 \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (22.19)
 \end{aligned}$$

et les indices à base mensuelle en glissement annuel chaîné de Laspeyres et de Paasche $P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m})$ et

$P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})$ sont respectivement définis par les équations (22.4) et (22.5). Comme d'habitude, l'indice-chaîne annuel de Fisher P_F défini par l'équation (22.18), qui compare les prix de chaque mois de l'année t avec les prix correspondants de l'année $t+1$, est la moyenne géométrique des indices-chaînes annuels de Laspeyres et de Paasche, P_L et P_P , définis par les équations (22.16) et (22.17). Les dernières équations (22.16), (22.17) et (22.18) montrent que ces indices annuels peuvent être définis comme des moyennes pondérées par les parts de dépenses (mensuelles) des indices à base mensuelle en glissement annuel chaîné de Laspeyres et de Paasche, $P_L(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t,m})$ et $P_P(p^{t,m}, p^{t+1,m}, s^{t+1,m})$, définis par les équations (22.4) et (22.5). Par conséquent, une fois que les indices mensuels en glissement définis ci-dessus ont été calculés numériquement, il est facile de calculer les indices annuels correspondants.

22.38 On peut aisément définir les équivalents à base fixe des formules exprimées par les équations (22.16) à (22.18) : il suffit de remplacer les données appartenant à la période t par les données correspondantes de la période de base 0.

22.39 Les indices annuels à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher, tels que calculés à partir des données artificielles décrites aux paragraphes 22.14 et 22.15, sont présentés dans le tableau 22.14. Le tableau 22.14 montre qu'en 1973, l'indice annuel à base fixe de Laspeyres dépasse l'indice de Paasche de 4,5 %. On notera que chaque série augmente de façon régulière.

22.40 On peut obtenir une approximation des indices annuels à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher en remplaçant les parts de la période en cours par les parts correspondantes de la période de base. Les indices annuels approchés à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher qui en résultent sont présentés au tableau 22.15. Figure également dans la dernière colonne du tableau 22.15 l'indice annuel à base fixe de Laspeyres géométrique, P_{GL} . Il s'agit de l'équivalent, sous forme de moyenne géométrique pondérée, de l'indice à base fixe de Laspeyres, qui est égal à la moyenne arithmétique pondérée des rapports de prix à long terme; voir le chapitre 19. On peut montrer que l'indice P_{GL} approche l'indice approché à base fixe de Fisher, P_{AF} , au deuxième ordre autour d'un point où tous les rapports de prix à long terme sont égaux à l'unité¹⁴. On peut voir que les valeurs des indices de prix de Laspeyres sont exactement les mêmes que dans les tableaux 22.14 et 22.15. Il est normal qu'il en soit ainsi car l'indice des prix à base fixe de Laspeyres utilise uniquement les parts de dépenses de l'année de base 1970; l'indice approché à base fixe de Laspeyres est égal au véritable indice à base fixe de Laspeyres. La comparaison des colonnes P_P et P_F du tableau 22.14 avec les colonnes P_{AP} et P_{AF} du tableau 22.15 montre que les in-

¹⁴Voir la note 12.

Tableau 22.14 Indices annuels à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Année	P_L	P_P	P_F
1970	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1008	1,0961	1,0984
1972	1,2091	1,1884	1,1987
1973	1,4144	1,3536	1,3837

Tableau 22.15 Indices annuels approchés à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher et indice de Laspeyres géométrique

Année	P_{AL}	P_{AP}	P_{AF}	P_{GL}
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1008	1,0956	1,0982	1,0983
1972	1,2091	1,1903	1,1996	1,2003
1973	1,4144	1,3596	1,3867	1,3898

dices approchés de Paasche et de Fisher sont très proches des indices annuels correspondants de Paasche et de Fisher. Donc, pour la série de données artificielles, le véritable indice à base fixe de Fisher peut être approché de très près par l'indice approché de Fisher correspondant, P_{AF} (ou par l'indice de Laspeyres géométrique, P_{GL}), que l'on peut évidemment calculer avec les mêmes informations que celles dont disposent normalement les offices de statistique.

22.41 A partir de la série de données artificielles des tableaux 22.1 et 22.2, il est simple de calculer les indices-chaînes annuels de Laspeyres, de Paasche et de Fisher, en utilisant les formules (22.16) à (22.18) pour le chaînage. Les indices qui en résultent sont présentés au tableau 22.16. Le tableau 22.16 montre que l'utilisation d'indices-chaînes a considérablement réduit l'écart entre les indices de Paasche et de Laspeyres. La différence entre les indices-chaînes annuels de Laspeyres et de Paasche en 1973 n'est que de 1,5 % (1,3994 contre 1,3791), alors que dans le tableau 22.14, la différence entre les indices annuels à base fixe de Laspeyres et de Paasche en 1973 est de 4,5 % (1,4144 contre 1,3536). Ainsi, l'utilisation d'indices-chaînes annuels a sensiblement réduit le biais de substitution (ou de représentativité) des indices de Laspeyres et de Paasche. Si l'on compare les tableaux 22.14 et 22.16, on voit que pour cette série particulière de données artificielles, les indices annuels à base fixe de Fisher sont très proches de leurs équivalents annuels chaînés. Les indices-chaînes annuels de Fisher devraient cependant être considérés, en principe, comme l'objectif le plus souhaitable à approcher, puisqu'ils donneront normalement de meilleurs résultats si les prix et les parts de dépenses connaissent des variations importantes au fil du temps¹⁵.

¹⁵En principe, l'écart entre les indices de Laspeyres et de Paasche se réduira si l'on utilise des indices-chaînes dans ces conditions. Bien entendu, si les prix ne manifestent aucune tendance particulière et qu'ils varient juste de façon aléatoire, il sera généralement préférable d'utiliser l'indice de Fisher à base fixe.

Tableau 22.16 Indices-chaînes annuels de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Année	P_L	P_P	P_F
1970	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1008	1,0961	1,0984
1972	1,2052	1,1949	1,2001
1973	1,3994	1,3791	1,3892

Tableau 22.17 Indices-chaînes annuels approchés de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Année	P_{AL}	P_{AP}	P_{AF}
1970	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1,1008	1,0956	1,0982
1972	1,2051	1,1952	1,2002
1973	1,3995	1,3794	1,3894

22.42 Les pondérations de l'année en cours, $s_n^{t,m}$ et σ_m^t et $s_n^{t+1,m}$ et σ_m^{t+1} , qui apparaissent dans les formules de chaînage (22.16) à (22.18), peuvent à l'évidence être approchées par les pondérations correspondantes de l'année de base, $s_n^{0,m}$ et σ_m^0 . On obtient ainsi les indices-chaînes annuels approchés de Laspeyres, de Paasche et de Fisher présentés au tableau 22.17.

22.43 La comparaison des tableaux 22.16 et 22.17 montre que les indices-chaînes annuels approchés de Laspeyres, de Paasche et de Fisher sont extrêmement proches des véritables indices-chaînes annuels correspondants de Laspeyres, de Paasche et de Fisher. Par conséquent, pour la série de données artificielles, le véritable indice-chaîne annuel de Fisher peut être approché de très près par l'indice approché de Fisher correspondant que l'on peut calculer en utilisant la même série d'informations que celle dont disposent normalement les offices de statistique.

22.44 La méthode de calcul des indices annuels décrite ici, qui repose essentiellement sur les moyennes pondérées par les parts de dépenses mensuelles des 12 indices à base mensuelle en glissement annuel, doit être comparée à celle qui consiste simplement à faire la moyenne arithmétique des 12 indices mensuels. L'inconvénient de cette dernière approche est qu'elle donne le même poids, dans la moyenne annuelle non pondérée, aux mois où les dépenses sont inférieures à la moyenne (par exemple, février) et à ceux où les dépenses sont supérieures à la moyenne (par exemple, décembre).

Indices annuels mobiles

22.45 Dans la section précédente, on comparait les données de prix et de quantités se rapportant aux 12 mois d'une année calendaire à celles des 12 mois d'une année calendaire de base. Il n'est pourtant nullement nécessaire de limiter les comparaisons au cadre de l'année calendaire : les données de prix et de quantité de n'importe quelle période de 12 mois consécutifs peuvent

être comparées aux données de prix et de quantités de l'année de base, à condition que les données du mois de janvier de l'année non calendaire soient comparées avec les données de janvier de l'année de base, les données de février de l'année non calendaire avec les données de février de l'année de base et ainsi de suite jusqu'aux données de décembre de l'année non calendaire et de l'année de base¹⁶. Alterman, Diewert et Feenstra (1999, p. 70) ont donné le nom d'*indices annuels mobiles* (en anglais *rolling year* ou *moving year indices*) aux résultats ainsi obtenus¹⁷.

22.46 Pour justifier théoriquement les indices annuels mobiles du point de vue de l'approche économique de la théorie des indices, certaines restrictions sur les préférences sont de rigueur. Ces hypothèses sont exposées en détail dans Diewert (1996b, p. 32–34; 1999a, p. 56–61).

22.47 Nous allons maintenant voir les problèmes que pose la construction d'indices annuels mobiles avec la série de données artificielles. Pour les indices annuels mobiles à base fixe comme pour leurs équivalents chaînés, les 13 premiers calculs sont les mêmes. Pour l'année qui se termine par les données de décembre 1970, les indices annuels mobiles de Laspeyres, de Paasche et de Fisher reçoivent la valeur 1. Les données de l'année de base sont les 44 observations de prix et de quantités non égales à zéro pour l'année calendaire 1970. Lorsque les données de janvier 1971 deviennent disponibles, on laisse tomber les trois relevés de prix et de quantités non égaux à zéro du mois de janvier de l'année calendaire 1970 et on les remplace par les données correspondantes de janvier 1971. Les données des autres mois de l'année de comparaison restent inchangées; autrement dit, de février à décembre de l'année comparée, les données de l'année mobile sont égales aux données correspondantes de février à décembre 1970. Ainsi, la valeur de l'indice annuel mobile de Laspeyres, de Paasche ou de Fisher pour janvier 1971 compare les prix et les quantités de janvier 1971 avec les prix et les quantités correspondants de janvier 1970. Pour les mois restants de cette première année mobile, les prix et les quantités de février à décembre 1970 sont simplement comparés avec les mêmes prix et quantités de février à décembre 1970. Lorsque les données de février 1971 deviennent disponibles, on laisse tomber les trois valeurs de prix et de quantités non égales à zéro pour février de la dernière année mobile (qui sont égales aux trois valeurs de prix et de quantités non égales à zéro de février 1970) et on les remplace par les valeurs correspondantes de février 1971. Les données qui en résultent deviennent celles de la deuxième année mobile. La valeur de l'indice annuel mo-

bile de Laspeyres, de Paasche ou de Fisher pour février 1971 compare les prix et les quantités de janvier et de février 1971 avec les prix et les quantités correspondants de janvier et de février 1970. Pour les mois restants de cette première année mobile, les prix et les quantités de mars à décembre 1970 sont comparés avec les mêmes prix et quantités, exactement, de mars à décembre 1970. Cette technique qui consiste à substituer les prix et les quantités du mois courant de 1971 aux données correspondantes du même mois de l'année de base 1970 afin d'obtenir les données de prix et de quantités de la dernière année mobile se répète jusqu'en décembre 1971, date à laquelle l'année mobile en cours devient l'année calendaire 1971. Ainsi, les indices annuels mobiles de Laspeyres, de Paasche et de Fisher pour décembre 1971 sont égaux aux indices annuels à base fixe (ou chaînés) correspondants de Laspeyres, de Paasche et de Fisher pour 1971 présentés aux tableaux 22.14 ou 22.16.

22.48 Une fois que les 13 premières valeurs des indices annuels mobiles ont été définies comme indiqué ci-dessus, on construit les indices mobiles à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher en prenant les prix et les quantités des 12 derniers mois et en réorganisant les données de telle sorte que les données de janvier de l'année mobile soient comparées aux données de janvier de l'année de base, les données de février de l'année mobile aux données de février de l'année de base, et ainsi de suite jusqu'à ce que les données de décembre de l'année mobile soient comparées aux données de décembre de l'année de base. Les indices annuels mobiles à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher qui en résultent pour la série de données artificielles sont présentés dans le tableau 22.18.

22.49 Une fois que les 13 premières valeurs des indices annuels mobiles à base fixe ont été définies comme indiqué ci-dessus, on construit les indices-chaînes annuels mobiles de Laspeyres, de Paasche et de Fisher en prenant les prix et les quantités des 12 derniers mois et en les comparant aux données correspondantes de l'année mobile des 12 mois précédant l'année mobile courante. Les indices-chaînes annuels mobiles de Laspeyres, de Paasche et de Fisher qui en résultent pour la série de données artificielles figurent dans les trois dernières colonnes du tableau 22.18. On notera que les 13 premières valeurs des indices à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher sont égales aux valeurs correspondantes des indices-chaînes de Laspeyres, de Paasche et de Fisher. On notera également que les valeurs pour décembre (mois 12) 1970, 1971, 1972 et 1973 des indices annuels mobiles à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher sont égales aux indices annuels à base fixe correspondants de Laspeyres, de Paasche et de Fisher figurant dans le tableau 22.14. De même, dans le tableau 22.18, les données pour décembre (mois 12) 1970, 1971, 1972 et 1973 des indices-chaînes annuels mobiles de Laspeyres, de Paasche et de Fisher sont égales aux indices-chaînes annuels correspondants de Laspeyres, de Paasche et de Fisher présentés au tableau 22.16.

¹⁶Diewert (1983c), qui a proposé ce type de comparaison, parle dans ce cas d'«année fractionnée».

¹⁷Crump (1924, p. 185) et Mendershausen (1937, p. 245) ont tous deux employé ce terme dans le cadre de diverses méthodes de correction des variations saisonnières. Au Royaume-Uni, l'expression «rolling year» semble avoir largement cours dans les publications économiques.

Tableau 22.18 Indices de prix annuels mobiles de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Année	Mois	P_L (fixe)	P_P (fixe)	P_F (fixe)	P_L (chaîné)	P_P (chaîné)	P_F (chaîné)
1970	12	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1	1,0082	1,0087	1,0085	1,0082	1,0087	1,0085
	2	1,0161	1,0170	1,0165	1,0161	1,0170	1,0165
	3	1,0257	1,0274	1,0265	1,0257	1,0274	1,0265
	4	1,0344	1,0364	1,0354	1,0344	1,0364	1,0354
	5	1,0427	1,0448	1,0438	1,0427	1,0448	1,0438
	6	1,0516	1,0537	1,0527	1,0516	1,0537	1,0527
	7	1,0617	1,0635	1,0626	1,0617	1,0635	1,0626
	8	1,0701	1,0706	1,0704	1,0701	1,0706	1,0704
	9	1,0750	1,0740	1,0745	1,0750	1,0740	1,0745
	10	1,0818	1,0792	1,0805	1,0818	1,0792	1,0805
	11	1,0937	1,0901	1,0919	1,0937	1,0901	1,0919
	12	1,1008	1,0961	1,0984	1,1008	1,0961	1,0984
1972	1	1,1082	1,1035	1,1058	1,1081	1,1040	1,1061
	2	1,1183	1,1137	1,1160	1,1183	1,1147	1,1165
	3	1,1287	1,1246	1,1266	1,1290	1,1260	1,1275
	4	1,1362	1,1324	1,1343	1,1366	1,1342	1,1354
	5	1,1436	1,1393	1,1414	1,1437	1,1415	1,1426
	6	1,1530	1,1481	1,1505	1,1528	1,1505	1,1517
	7	1,1645	1,1595	1,1620	1,1644	1,1622	1,1633
	8	1,1757	1,1670	1,1713	1,1747	1,1709	1,1728
	9	1,1812	1,1680	1,1746	1,1787	1,1730	1,1758
	10	1,1881	1,1712	1,1796	1,1845	1,1771	1,1808
	11	1,1999	1,1805	1,1901	1,1962	1,1869	1,1915
	12	1,2091	1,1884	1,1987	1,2052	1,1949	1,2001
1973	1	1,2184	1,1971	1,2077	1,2143	1,2047	1,2095
	2	1,2300	1,2086	1,2193	1,2263	1,2172	1,2218
	3	1,2425	1,2216	1,2320	1,2393	1,2310	1,2352
	4	1,2549	1,2341	1,2444	1,2520	1,2442	1,2481
	5	1,2687	1,2469	1,2578	1,2656	1,2579	1,2617
	6	1,2870	1,2643	1,2756	1,2835	1,2758	1,2797
	7	1,3070	1,2843	1,2956	1,3038	1,2961	1,3000
	8	1,3336	1,3020	1,3177	1,3273	1,3169	1,3221
	9	1,3492	1,3089	1,3289	1,3395	1,3268	1,3331
	10	1,3663	1,3172	1,3415	1,3537	1,3384	1,3460
	11	1,3932	1,3366	1,3646	1,3793	1,3609	1,3700
	12	1,4144	1,3536	1,3837	1,3994	1,3791	1,3892

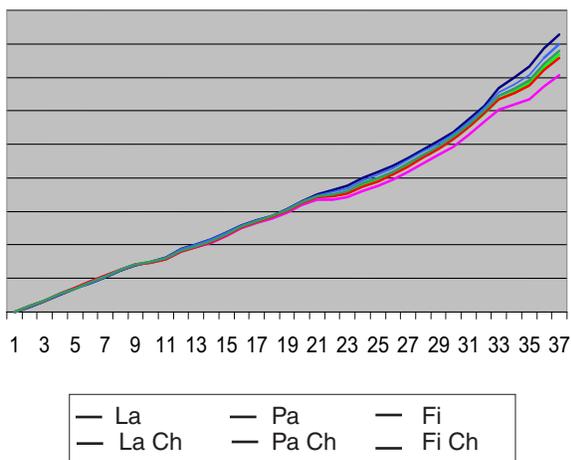
22.50 Le tableau 22.18 montre que les indices annuels mobiles évoluent de façon très régulière et sans être affectés par les fluctuations saisonnières. En ce qui concerne les indices à base fixe, chaque valeur peut être considérée comme un *indice annuel des prix à la consommation corrigé des variations saisonnières* qui compare les données des 12 mois consécutifs se terminant par l'année et le mois indiqués avec les prix et les quantités correspondants des 12 mois de l'année de base, 1970. Les indices annuels mobiles offrent donc aux offices de statistique une méthode d'ajustement saisonnier objective et reproductible, capable de concurrencer les procédés fondés sur les séries chronologiques¹⁸.

¹⁸Pour un examen des mérites comparés des méthodes de correction des variations saisonnières fondées sur la modélisation économétrique ou sur les séries chronologiques par rapport à celles qui utilisent des indices, voir Diewert (1999a, p. 61–68) et Alterman, et Diewert and Feenstra (1999, p. 78–110). Le problème essentiel avec les séries chronologiques est que l'indice corrigé des variations saisonnières

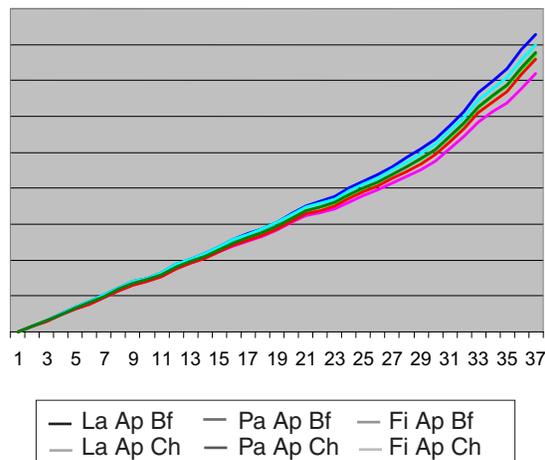
22.51 Le tableau 22.18 montre que l'utilisation d'indices-chaînes a beaucoup réduit l'écart entre les indices annuels mobiles à base fixe de Paasche et de Laspeyres. En décembre 1973, la différence entre les indices-chaînes annuels mobiles de Laspeyres et de Paasche est seulement de 1,5 % (1,3994 contre 1,3791), alors qu'elle est de 4,5 % (1,4144 contre 1,3536) entre les indices annuels mobiles à base fixe de Laspeyres et de Paasche. Par conséquent, l'utilisation d'indices chaînés a considérablement atténué le biais de substitution (ou de représentativité) des indices de Laspeyres et de Paasche. Comme dans la section précédente, l'indice-chaîne annuel mobile de Fisher est considéré comme la solution la plus souhaitable pour

que l'on cherche à obtenir est très difficile à spécifier sans ambiguïté : il existe un nombre infini de possibilités. Par exemple, il est impossible de distinguer une hausse temporaire de l'inflation au cours d'une année de la modification d'un facteur saisonnier. Différents économétriciens auront donc tendance à produire des séries désaisonnalisées différentes, d'où une absence de reproductibilité.

Graphique 22.1 Indices annuels mobiles chaînés et à base fixe de Laspeyres, de Paasche et de Fisher



Graphique 22.2 Indices annuels mobiles approchés, à base fixe et chaînés, de Laspeyres, de Paasche et de Fisher



un indice annuel corrigé des variations saisonnières, lorsque les produits saisonniers sont compris dans le champ de l'IPC. Ce type d'indice constitue également un bon outil à la disposition des banques centrales pour le ciblage de l'inflation¹⁹. Les six séries du tableau 22.18 sont représentées sur le graphique 22.1. L'indice à base fixe de Laspeyres suit la trajectoire la plus haute, suivi de l'indice-chaîne de Laspeyres, des deux indices de Fisher (quasiment confondus), et de l'indice-chaîne de Paasche. Enfin, l'indice à base fixe de Paasche est figuré par la courbe du bas. L'accentuation nettement visible de la pente de chaque courbe sur les huit derniers mois reflète la hausse des taux d'inflation mensuels intégrée dans les prix des 12 derniers mois de la série de données²⁰.

22.52 Comme dans la section précédente, les pondérations de l'année en cours, $s_n^{t,m}$ et σ_m^t et $s_n^{t+1,m}$ et σ_m^{t+1} , qui apparaissent dans les formules de chaînage (22.16) à (22.18) ou dans les formules correspondantes des indices à base fixe, peuvent être approchées par les pondérations correspondantes de l'année de base, $s_n^{0,m}$ et σ_m^0 . On obtient ainsi les indices annuels mobiles approchés, chaînés ou à base fixe, de Laspeyres, de Paasche et de Fisher qui sont présentés au tableau 22.19.

22.53 En comparant les indices des tableaux 22.18 et 22.19, on peut voir que les indices annuels mobiles approchés, chaînés et à base fixe, de Laspeyres, de Paasche

et de Fisher (tableau 22.19) sont très proches de leurs équivalents véritables (tableau 22.18). En particulier, l'indice-chaîne mobile approché de Fisher (que l'on peut calculer en utilisant simplement les parts de dépenses de l'année de base avec les prix courants) est très proche de l'indice ciblé, à savoir l'indice annuel mobile chaîné de Fisher. En décembre 1973, ces deux indices ne diffèrent que de 0,014 % ($1,3894/1,3892 = 1,00014$). Les indices du tableau 22.19 sont illustrés au graphique 22.2. Celui-ci est tout à fait comparable au graphique 22.1, en particulier en ce qui concerne les indices-chaînes à base fixe de Fisher, pratiquement identiques dans les deux cas.

22.54 Les tableaux 22.18 et 22.19 montrent que les indices à base mensuelle en glissement annuel et leurs généralisations sous la forme d'indices annuels mobiles fonctionnent très bien avec les données modifiées de Turvey; on compare bien ce qui est comparable, et l'existence de produits saisonniers ne se traduit pas par des fluctuations erratiques des indices. Le seul inconvénient de ces indices est qu'ils ne peuvent apparemment livrer aucune information sur les fluctuations des prix à court terme, au mois le mois. Cette lacune est particulièrement flagrante lorsque les paniers saisonniers sont totalement différents d'un mois sur l'autre car dans ce cas, il est impossible de comparer les prix sur une base mensuelle. Dans la section qui suit, nous verrons comment le glissement annuel de la période en cours peut être utilisé pour estimer un indice annuel mobile centré sur le mois en cours.

Estimation d'un indice annuel mobile par le glissement annuel de la période en cours

22.55 On pourrait partir de l'idée que dans un régime d'évolution régulière des prix sur une longue période,

¹⁹Voir dans Diewert (2002c) les questions de mesure que pose le choix d'un tel indice.

²⁰Pour les indices annuels mobiles à base fixe de Fisher, la moyenne arithmétique des taux d'inflation mensuels sur 36 mois est égale à 1,0091; elle est de 1,0076 pour les 24 premiers mois, de 1,0120 pour les 12 derniers mois et de 1,0156 pour les deux derniers mois. La hausse des taux d'inflation mensuels au cours de la dernière année ne se reflète donc pas entièrement dans les indices annuels mobiles tant qu'une période complète de 12 mois ne s'est pas écoulée. Cependant, le fait que l'inflation ait augmenté au cours des 12 derniers mois des données par rapport aux mois précédents est presque immédiatement détecté.

Tableau 22.19 Indices de prix annuels mobiles de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Année	Mois	P_L (fixe)	P_P (fixe)	P_F (fixe)	P_L (chaîné)	P_P (chaîné)	P_F (chaîné)
1970	12	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1	1,0082	1,0074	1,0078	1,0082	1,0074	1,0078
	2	1,0161	1,0146	1,0153	1,0161	1,0146	1,0153
	3	1,0257	1,0233	1,0245	1,0257	1,0233	1,0245
	4	1,0344	1,0312	1,0328	1,0344	1,0312	1,0328
	5	1,0427	1,0390	1,0409	1,0427	1,0390	1,0409
	6	1,0516	1,0478	1,0497	1,0516	1,0478	1,0497
	7	1,0617	1,0574	1,0596	1,0617	1,0574	1,0596
	8	1,0701	1,0656	1,0679	1,0701	1,0656	1,0679
	9	1,0750	1,0702	1,0726	1,0750	1,0702	1,0726
	10	1,0818	1,0764	1,0791	1,0818	1,0764	1,0791
	11	1,0937	1,0881	1,0909	1,0937	1,0881	1,0909
	12	1,1008	1,0956	1,0982	1,1008	1,0956	1,0982
1972	1	1,1082	1,1021	1,1051	1,1083	1,1021	1,1052
	2	1,1183	1,1110	1,1147	1,1182	1,1112	1,1147
	3	1,1287	1,1196	1,1241	1,1281	1,1202	1,1241
	4	1,1362	1,1260	1,1310	1,1354	1,1268	1,1311
	5	1,1436	1,1326	1,1381	1,1427	1,1336	1,1381
	6	1,1530	1,1415	1,1472	1,1520	1,1427	1,1473
	7	1,1645	1,1522	1,1583	1,1632	1,1537	1,1584
	8	1,1757	1,1620	1,1689	1,1739	1,1642	1,1691
	9	1,1812	1,1663	1,1737	1,1791	1,1691	1,1741
	10	1,1881	1,1710	1,1795	1,1851	1,1747	1,1799
	11	1,1999	1,1807	1,1902	1,1959	1,1855	1,1907
	12	1,2091	1,1903	1,1996	1,2051	1,1952	1,2002
1973	1	1,2184	1,1980	1,2082	1,2142	1,2033	1,2087
	2	1,2300	1,2074	1,2187	1,2253	1,2133	1,2193
	3	1,2425	1,2165	1,2295	1,2367	1,2235	1,2301
	4	1,2549	1,2261	1,2404	1,2482	1,2340	1,2411
	5	1,2687	1,2379	1,2532	1,2615	1,2464	1,2540
	6	1,2870	1,2548	1,2708	1,2795	1,2640	1,2717
	7	1,3070	1,2716	1,2892	1,2985	1,2821	1,2903
	8	1,3336	1,2918	1,3125	1,3232	1,3048	1,3139
	9	1,3492	1,3063	1,3276	1,3386	1,3203	1,3294
	10	1,3663	1,3182	1,3421	1,3538	1,3345	1,3441
	11	1,3932	1,3387	1,3657	1,3782	1,3579	1,3680
	12	1,4144	1,3596	1,3867	1,3995	1,3794	1,3894

l'évolution en glissement annuel du taux d'inflation d'un mois particulier par rapport au mois précédent devrait fournir une bonne indication de la tendance à long terme de l'inflation des prix. Comme on le verra ci-après, cette hypothèse se vérifie lorsqu'on l'applique aux données modifiées de Turvey.

22.56 L'idée de base du raisonnement est illustrée à l'aide des indices annuels mobiles à base fixe de Laspeyres figurant dans le tableau 22.18 et des indices à base mensuelle fixe en glissement annuel de Laspeyres figurant dans le tableau 22.3. Dans le tableau 22.18, la valeur pour décembre 1971 de l'indice annuel mobile à base fixe de Laspeyres compare les prix et les quantités des 12 mois de 1971 avec les données correspondantes de 1970. Cet indice, P_L , est la première donnée du tableau 22.20. Ainsi, la colonne P_{LRY} du tableau 22.20 contient l'indice annuel mobile à base fixe de Laspeyres provenant du tableau 22.18, pour la période de décembre 1971 à décembre 1973, soit au total 24 observations. Si l'on regarde la première valeur de cette colonne, on voit qu'il

s'agit d'une moyenne pondérée des rapports de prix en glissement annuel calculée sur les 12 mois de 1970 et de 1971. Il s'agit donc d'une moyenne des variations mensuelles des prix en glissement annuel, centrée entre les mois de juin et juillet des deux années pour lesquelles les prix sont comparés. On pourrait par conséquent obtenir une approximation de cet indice annuel en faisant la moyenne arithmétique des indices en glissement de juin et de juillet 1970 et 1971 (voir les données des mois 6 et 7 de l'année 1971 au tableau 22.3, à savoir 1,0844 et 1,1103)²¹. À la ligne suivante, l'indice annuel mobile à base fixe de Laspeyres correspond à la valeur pour janvier 1972 du tableau 22.18. On peut obtenir une approximation de cet indice annuel mobile, P_{ARY} , en faisant la

²¹À l'évidence, on obtiendrait une meilleure approximation de l'indice annuel si l'on faisait la moyenne des indices en glissement annuel des mois de mai, juin, juillet et août; ce serait encore mieux si l'on faisait la moyenne des indices en glissement annuel des mois d'avril, mai, juin, juillet, août et septembre, et ainsi de suite.

Tableau 22.20 Indice annuel mobile à base fixe de Laspeyres et indice annuel mobile approché corrigé des variations saisonnières

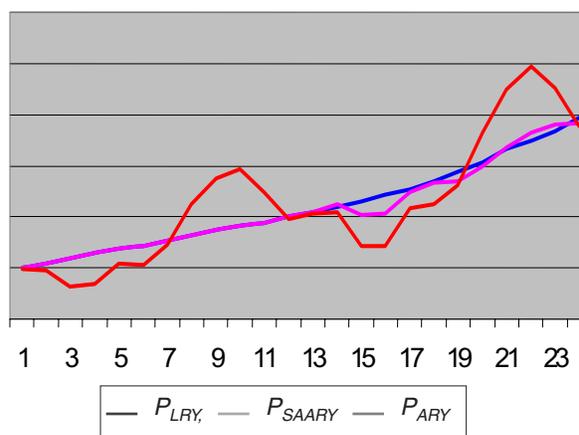
Année	Mois	P_{LRY}	P_{SAARY}	P_{ARY}	S_{AF}
1971	12	1,1008	1,1008	1,0973	1,0032
1972	1	1,1082	1,1082	1,0943	1,0127
	2	1,1183	1,1183	1,0638	1,0512
	3	1,1287	1,1287	1,0696	1,0552
	4	1,1362	1,1362	1,1092	1,0243
	5	1,1436	1,1436	1,1066	1,0334
	6	1,1530	1,1530	1,1454	1,0066
	7	1,1645	1,1645	1,2251	0,9505
	8	1,1757	1,1757	1,2752	0,9220
	9	1,1812	1,1812	1,2923	0,9141
	10	1,1881	1,1881	1,2484	0,9517
	11	1,1999	1,1999	1,1959	1,0033
	12	1,2091	1,2087	1,2049	1,0032
1973	1	1,2184	1,2249	1,2096	1,0127
	2	1,2300	1,2024	1,1438	1,0512
	3	1,2425	1,2060	1,1429	1,0552
	4	1,2549	1,2475	1,2179	1,0243
	5	1,2687	1,2664	1,2255	1,0334
	6	1,2870	1,2704	1,2620	1,0066
	7	1,3070	1,2979	1,3655	0,9505
	8	1,3336	1,3367	1,4498	0,9220
	9	1,3492	1,3658	1,4943	0,9141
	10	1,3663	1,3811	1,4511	0,9517
	11	1,3932	1,3828	1,3783	1,0033
	12	1,4144	1,4055	1,4010	1,0132

moyenne arithmétique des indices en glissement de juillet et d'août 1970 et 1971 (voir les données des mois 7 et 8 de l'année 1971 au tableau 22.3, à savoir 1,1103 et 1,0783). Ces moyennes arithmétiques des deux indices à base mensuelle en glissement annuel situés au milieu de l'année mobile correspondante sont portées dans la colonne P_{ARY} du tableau 22.20. En regardant les valeurs de cette colonne, on peut voir qu'elles ne sont pas particulièrement proches de celles de la colonne P_{LRY} , puisque les indices approchés de la colonne P_{ARY} manifestent certaines fluctuations saisonnières marquées, alors que les indices annuels mobiles de la colonne P_{LRY} ne présentent pas de variations saisonnières.

22.57 Un certain nombre de facteurs d'ajustement saisonnier (SAF) sont indiqués au tableau 22.20. Pour les 12 premières observations, les valeurs de la colonne SAF sont simplement les ratios des données de la colonne P_{LRY} , divisés par les données correspondantes de la colonne P_{ARY} ; autrement dit, pour les 12 premières observations, les facteurs d'ajustement saisonnier sont simplement égaux au ratio des indices annuels mobiles commençant en décembre 1971, divisé par la moyenne arithmétique des deux indices à base mensuelle en glissement annuel situés au milieu de l'année mobile correspondante²². Les

²²Par conséquent, si SAF est plus grand que un, la moyenne des hausses de prix en glissement annuel des deux mois situés au milieu de l'année mobile correspondante est inférieure à la moyenne globale des hausses de prix en glissement annuel de l'année mobile; elle est supérieure à la moyenne globale si SAF est plus petit que un.

Graphique 22.3 Indice à base fixe de Laspeyres, indice annuel mobile approché et indice annuel mobile approché corrigé des variations saisonnières



12 premiers facteurs d'ajustement saisonnier sont ensuite répétés jusqu'à la fin de la colonne SAF .

22.58 Une fois que les facteurs d'ajustement saisonnier ont été définis, on peut multiplier l'indice annuel mobile approché P_{ARY} par le facteur d'ajustement saisonnier SAF correspondant pour obtenir l'indice annuel mobile approché corrigé des variations saisonnières, P_{SAARY} , présenté dans le tableau 22.20.

22.59 Si l'on compare les données des colonnes P_{LRY} et P_{SAARY} du tableau 22.20, on voit que l'indice annuel mobile à base fixe de Laspeyres, P_{LRY} , et l'indice annuel mobile approché corrigé des variations saisonnières, P_{SAARY} , sont identiques pour les 12 premières observations, ce qui résulte par construction du fait que P_{SAARY} est égal à l'indice annuel mobile approché, P_{ARY} , multiplié par le facteur d'ajustement saisonnier SAF , lequel est égal à son tour à l'indice annuel mobile de Laspeyres, P_{LRY} , divisé par P_{ARY} . Cependant, à partir de décembre 1972, l'indice annuel mobile, P_{LRY} , diffère de l'indice annuel mobile approché corrigé des variations saisonnières, P_{SAARY} . On remarquera que pour les 13 mois restants, P_{SAARY} est étonnamment proche de P_{LRY} ²³.

Le graphique 22.3 illustre l'évolution des indices P_{LRY} , P_{SAARY} et P_{ARY} . Du fait de l'accélération de l'inflation mensuelle intégrée aux données de la dernière année, on s'aperçoit que l'indice annuel mobile approché corrigé des variations saisonnières, P_{SAARY} , ne réagit pas au changement au cours des premiers mois de la dernière année (il est nettement en retrait de P_{LRY} pour février et mars 1973) mais, de façon générale, il donne une assez bonne prévision de l'indice annuel centré correspondant.

²³Les moyennes des 13 dernières valeurs des colonnes P_{LRY} et P_{ARY} du tableau 22.20 sont respectivement 1,2980 et 1,2930. Une régression de P_L sur P_{SAARY} donne un R^2 de 0,9662 avec une variance estimée du résidu de 0,000214.

22.60 Les résultats obtenus avec les données modifiées de Turvey sont assez encourageants. S'ils sont reproductibles avec d'autres séries de données, cela signifie que les offices de statistique peuvent se servir des informations les plus récentes sur l'évolution en glissement annuel de l'inflation mensuelle pour prévoir de façon assez fiable le taux d'inflation annuel mobile (corrige des variations saisonnières) pour une année centrée sur les deux derniers mois. Autrement dit, pour les pouvoirs publics et d'autres utilisateurs de l'IPC, il est possible d'obtenir une prévision assez précise de l'inflation tendancielle (centrée sur le mois en cours) environ six mois avant que les estimations finales ne soient calculées.

22.61 La méthode de correction des variations saisonnières utilisée dans cette section est assez rudimentaire par rapport à certaines techniques économétriques ou statistiques beaucoup plus élaborées. On pourrait donc utiliser ces techniques pour améliorer la prévision de l'inflation tendancielle. Si l'on fait appel à des méthodes de prévision améliorées, cependant, il sera utile de prendre les indices annuels mobiles comme cibles plutôt que de recourir à un ensemble de formules statistiques qui désaisonnalisent les données courantes et calculent simultanément un taux tendanciel d'inflation. Ce que l'on veut suggérer ici, c'est que l'on peut utiliser le concept d'année mobile pour régler le problème de non-reproductibilité que les méthodes statistiques actuelles de correction des variations saisonnières engendrent dans les estimations de l'inflation tendancielle²⁴.

22.62 Dans cette section comme dans les précédentes, toutes les formules proposées étaient fondées sur des indices mensuels calculés en glissement annuel et leurs moyennes. Dans la suite de ce chapitre, l'attention se tournera vers des indices de prix plus traditionnels qui s'efforcent de comparer les prix du mois courant avec ceux d'un mois antérieur.

Indices de prix mensuels à recouplement maximal

22.63 Lorsque l'objectif est de choisir un indice cible pour le calcul d'un IPC mensuel, l'une des méthodes de traitement envisageables pour les produits saisonniers est la suivante²⁵ :

²⁴Le statisticien qui applique la méthode de correction doit prendre des décisions en partie arbitraires sur de nombreux points. Par exemple, les facteurs saisonniers sont-ils additifs ou multiplicatifs? Quelle durée faut-il retenir pour la moyenne mobile et quel type de moyenne faut-il calculer? C'est pourquoi les estimations de la tendance et des facteurs saisonniers seront généralement différentes d'un statisticien à un autre.

²⁵Pour de plus amples explications sur l'approche économique et les hypothèses concernant les préférences des consommateurs qui peuvent justifier les indices mensuels à recouplement maximal, voir Diewert (1999a, p. 51–56).

- Recenser les produits qui sont présents sur le marché pendant les deux mois retenus pour la comparaison.
- Pour ce sous-ensemble commun de produits, calculer l'un des trois indices recommandés dans les chapitres précédents, c'est-à-dire un indice de Fisher, de Walsh ou bien de Törnqvist–Theil²⁶.

Ainsi, la formule de l'indice bilatéral s'applique uniquement au sous-ensemble de produits présents sur le marché pendant les deux périodes considérées²⁷.

22.64 La question qui se pose est alors la suivante : le mois comparé et le mois de référence doivent-ils être adjacents (ce qui va donner lieu à des indices-chaînes) ou le mois de référence doit-il être fixe (ce qui va donner lieu à des indices à base fixe)? Il semble raisonnable de préférer les indices-chaînes aux indices à base fixe pour deux raisons :

- Le groupe de produits saisonniers commun aux deux mois consécutifs sera vraisemblablement beaucoup plus large que celui que l'on obtiendra si l'on compare les prix de n'importe quel mois donné avec ceux d'un mois de référence fixe (par exemple, le mois de janvier de l'année de base). De ce fait, les comparaisons effectuées seront plus complètes et plus précises avec des indices-chaînes qu'avec une base fixe.
- Dans de nombreuses économies, 2 à 3 % des prix relevés disparaissent en moyenne chaque mois à cause du renouvellement des produits. Du fait de cette attrition rapide de l'échantillon, les indices à base fixe, très vite, ne sont plus représentatifs. C'est pourquoi il semble préférable de recourir à des indices-chaînes qui permettent de suivre de plus près les évolutions du marché²⁸.

22.65 À ce stade, il serait bon de revoir la notation et d'introduire de nouvelles définitions. Soit N les produits disponibles un mois quelconque d'une année quelconque, tandis que $p_n^{t,m}$ et $q_n^{t,m}$ dénoteront le prix et la quantité du produit n présent sur le marché²⁹ le mois m de l'année t (si le produit n'est pas disponible, donner à $p_n^{t,m}$ et $q_n^{t,m}$ la valeur 0). Soit $p^{t,m} = [p_1^{t,m}, p_2^{t,m}, \dots, p_N^{t,m}]$

²⁶Pour simplifier, l'indice de Fisher sera le seul à être étudié en détail dans ce chapitre.

²⁷Keynes (1930, p. 95) appelait cette façon de comparer des indices bilatéraux la méthode du plus grand facteur commun. Bien entendu, cet indice cible laisse de côté les produits fortement saisonniers qui sont absents du marché au cours de l'un des deux mois considérés, ce qui signifie que la comparaison est incomplète. Cette lacune dans la comparaison, liée à la méthode du plus grand facteur commun (dite encore du recouplement maximal), est qualifiée par Mudgett (1955, p. 46) d'« erreur d'homogénéité ».

²⁸Cette dégradation rapide de l'échantillon oblige de toute façon à recourir sous une forme ou une autre au principe du chaînage au niveau élémentaire.

²⁹Comme il a été indiqué au chapitre 20, il est nécessaire d'adopter une convention pour les prix et les quantités individuels $p_n^{t,m}$ et $q_n^{t,m}$ au niveau d'agrégation le plus fin. Dans la plupart des cas, on peut choisir les valeurs unitaires (pour les prix) et les quantités totales consommées (pour les quantités).

et $q^{t,m} = [q_1^{t,m}, q_2^{t,m}, \dots, q_N^{t,m}]$ les vecteurs de prix et de quantités, respectivement, du mois m et de l'année t . Soit $S(t,m)$ le groupe de produits disponibles au cours du mois m de l'année t ainsi que le mois suivant. Alors les indices à recoupement maximal de Laspeyres, de Paasche et de Fisher allant du mois m de l'année t au mois suivant peuvent être définis comme suit³⁰ :

$$P_L(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m}, S(t,m)) = \frac{\sum_{n \in S(t,m)} p_n^{t,m+1} q_n^{t,m}}{\sum_{n \in S(t,m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m}} \quad (22.20)$$

$$m = 1, 2, \dots, 11$$

$$P_P(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m+1}, S(t,m)) = \frac{\sum_{n \in S(t,m)} p_n^{t,m+1} q_n^{t,m+1}}{\sum_{n \in S(t,m)} p_n^{t,m} q_n^{t,m+1}} \quad (22.21)$$

$$m = 1, 2, \dots, 11$$

$$P_F(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m}, q^{t,m+1}, S(t,m)) = \sqrt{\frac{P_L(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m}, S(t,m))}{P_P(p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m+1}, S(t,m))}} \quad (22.22)$$

$$m = 1, 2, \dots, 11$$

On notera que P_L , P_P et P_F dépendent des deux vecteurs de prix et de quantités (complets) se rapportant aux mois m et $m+1$ de l'année t , $p^{t,m}, p^{t,m+1}, q^{t,m}, q^{t,m+1}$, mais aussi de $S(t,m)$, qui est le groupe de produits présents sur le marché au cours des deux mois considérés. Par conséquent, les indices n qui figurent dans le membre droit des équations (22.20) à (22.22) comprennent des indices n qui correspondent à des produits présents au cours des deux mois comparés, comme le signifie $n \in S(t,m)$; autrement dit, n appartient au groupe $S(t,m)$.

22.66 Pour réécrire les définitions (22.20) à (22.22) sous la forme de parts de dépenses et de rapports de prix, il faut en outre quelques notations supplémentaires. Définissons comme suit les parts de dépenses du produit n pour les mois m et $m+1$ de l'année t , en utilisant le groupe des produits qui sont présents le mois m de l'année t et le mois suivant :

$$s_n^{t,m}(t,m) = \frac{p_n^{t,m} q_n^{t,m}}{\sum_{i \in S(t,m)} p_i^{t,m} q_i^{t,m}} \quad (22.23)$$

$$n \in S(t,m) \quad m = 1, 2, \dots, 11$$

³⁰Les formules sont un peu différentes pour les indices qui vont de décembre à janvier de l'année suivante.

$$s_n^{t,m+1}(t,m) = \frac{p_n^{t,m+1} q_n^{t,m+1}}{\sum_{i \in S(t,m)} p_i^{t,m+1} q_i^{t,m+1}} \quad (22.24)$$

$$n \in S(t,m) \quad m = 1, 2, \dots, 11$$

Dans les équations (22.23) et (22.24), la notation est assez confuse parce qu'il faut distinguer $s_n^{t,m+1}(t,m)$ de $s_n^{t,m+1}(t,m+1)$. La part de dépenses $s_n^{t,m+1}(t,m)$ est égale à la part du produit n le mois $m+1$ de l'année t où n appartient uniquement au groupe des produits qui sont présents le mois m de l'année t et le mois suivant, tandis que $s_n^{t,m+1}(t,m+1)$ est égal à la part du produit n le mois $m+1$ de l'année t , mais où n appartient uniquement au groupe des produits présents le mois $m+1$ de l'année t et le mois suivant. Ainsi, dans $s_n^{t,m+1}(t,m)$, les exposants $t, m+1$ indiquent que la part de dépenses est calculée en utilisant les données de prix et de quantités du mois $m+1$ de l'année t , et (t,m) indique que le groupe de produits admissibles est limité à celui qui est présent à la fois le mois m de l'année t et le mois suivant.

22.67 Définissons maintenant les vecteurs des parts de dépenses. Si le produit n est présent le mois m de l'année t et le mois suivant, définissons $s_n^{t,m}(t,m)$ à l'aide de l'équation (22.23); si ce n'est pas le cas, posons $s_n^{t,m}(t,m) = 0$. De même, si le produit n est présent le mois m de l'année t et le mois suivant, définissons $s_n^{t,m+1}(t,m)$ à l'aide de l'équation (22.24); si ce n'est pas le cas, posons $s_n^{t,m+1}(t,m) = 0$. Définissons maintenant les vecteurs à N dimensions $s^{t,m}(t,m) = [s_1^{t,m}(t,m), s_2^{t,m}(t,m), \dots, s_N^{t,m}(t,m)]$ et $s^{t,m+1}(t,m) = [s_1^{t,m+1}(t,m), s_2^{t,m+1}(t,m), \dots, s_N^{t,m+1}(t,m)]$. En utilisant ces définitions, on peut aussi réécrire les formules des indices mensuels de Laspeyres, de Paasche et de Fisher (22.20) à (22.22) sous la forme de parts de dépenses et de rapports de prix, comme suit :

$$P_L(p^{t,m}, p^{t,m+1}, s^{t,m}(t,m)) = \sum_{n \in S(t,m)} s_n^{t,m}(t,m) (p_n^{t,m+1} / p_n^{t,m}) \quad (22.25)$$

$$m = 1, 2, \dots, 11$$

$$P_P(p^{t,m}, p^{t,m+1}, s^{t,m+1}(t,m)) = \left[\sum_{n \in S(t,m)} s_n^{t,m+1}(t,m) (p_n^{t,m+1} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1} \quad (22.26)$$

$$m = 1, 2, \dots, 11$$

$$P_F(p^{t,m}, p^{t,m+1}, s^{t,m}(t,m), s^{t,m+1}(t,m)) = \sqrt{\frac{\sum_{n \in S(t,m)} s_n^{t,m}(t,m) (p_n^{t,m+1} / p_n^{t,m})}{\left[\sum_{n \in S(t,m)} s_n^{t,m+1}(t,m) (p_n^{t,m+1} / p_n^{t,m})^{-1} \right]^{-1}}} \quad (22.27)$$

$$m = 1, 2, \dots, 11$$

22.68 Il est important d'être conscient que les parts de dépenses $s_n^{t,m}(t,m)$ qui apparaissent dans l'indice mensuel à recouplement maximal de Laspeyres défini par l'équation (22.25) ne sont pas celles qui ressortiraient d'une enquête sur les dépenses de consommation pour le mois m de l'année t : il s'agit des parts obtenues lorsque l'on ne tient pas compte des dépenses consacrées aux produits saisonniers qui sont présents le mois m de l'année t , mais pas le mois suivant. De même, les parts de dépenses $s_n^{t,m+1}(t,m)$ qui apparaissent dans l'indice mensuel à recouplement maximal de Paasche défini par l'équation (22.26) ne sont pas celles qui ressortiraient d'une enquête sur les dépenses de consommation pour le mois $m+1$ de l'année t : il s'agit des parts obtenues lorsque l'on ne tient pas compte des dépenses consacrées aux produits saisonniers qui sont présents le mois $m+1$ de l'année t , mais pas le mois précédent³¹. L'indice mensuel à recouplement maximal de Fisher défini par l'équation (22.27) est égal à la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche définis par les équations (22.25) et (22.26).

22.69 Le tableau 22.21 contient les indices-chaînes mensuels à recouplement maximal de Laspeyres, de Paasche et de Fisher calculés avec les données présentées dans les tableaux 22.1 et 22.2. Ces indices sont définis par les équations (22.25), (22.26) et (22.27).

22.70 Les indices-chaînes à recouplement maximal de Laspeyres, de Paasche et de Fisher équivalent respectivement, pour décembre 1973, à 1,0504, 0,1204 et 0,3556. Comparés aux évolutions en glissement annuel figurant dans les tableaux 22.3, 22.4 et 22.5 (page XX), les résultats du tableau 22.21 ne sont pas du tout réalistes. Les écarts considérables des indices directs par rapport aux chiffres de la dernière ligne du tableau 22.21 montrent que les indices à recouplement maximal utilisés avec les données artificielles sont fortement biaisés vers le bas.

22.71 Quelles sont les raisons de ce biais négatif? À l'évidence, le problème tient en partie au schéma saisonnier des prix des pêches et des fraises (produits 2 et 4), produits qui ne sont pas présents sur le marché chaque mois de l'année. Lorsque ces produits deviennent disponibles, leurs prix sont tout d'abord assez élevés, puis baissent considérablement. Or, les indices mensuels à recouplement maximal ne captent pas ces prix initialement élevés (par rapport aux prix relativement bas qui caractérisaient ces mêmes produits le dernier mois où ils étaient disponibles l'année précédente), de sorte qu'ils accumulent un fort biais négatif. Ce phénomène est particulièrement marqué dans les indices de Paasche, qui utilisent les quantités ou les volumes du mois en cours. En effet, ces volumes sont relativement

importants par rapport à ceux du premier mois où les produits sont devenus disponibles, étant donné qu'entretiens les prix ont baissé parallèlement à l'augmentation des quantités arrivant sur le marché.

22.72 Le tableau 22.22 contient les résultats obtenus pour les indices-chaînes de Laspeyres, de Paasche et de Fisher utilisés avec les données artificielles, lorsque la comparaison ne tient pas compte des produits 2 et 4 à caractère fortement saisonnier. Autrement dit, il s'agit des indices-chaînes habituels de Laspeyres, de Paasche et de Fisher restreints aux produits 1, 3 et 5, disponibles à chaque saison de l'année. Les indices calculés pour ces trois produits sont appelés $P_L(3)$, $P_P(3)$ et $P_F(3)$.

22.73 Les indices-chaînes de Laspeyres, de Paasche et de Fisher (calculés uniquement avec les trois produits toujours présents sur le marché) s'établissent respectivement, en janvier 1973, à 1,2038, 0,5424 et 0,8081. Dans les tableaux 22.8, 22.9 et 22.10, les indices-chaînes correspondants, en glissement annuel, ont respectivement pour valeur 1,3274, 1,3243 et 1,3258. Comme on peut le constater, les indices du tableau 22.22 sont donc sensiblement biaisés vers le bas.

22.74 Si l'on reprend les données des tableaux 22.1 et 22.2, on s'aperçoit que les quantités de raisin (produit 3) sur le marché varient considérablement tout le long de l'année et que les prix augmentent fortement au cours des mois où la saison du raisin est pratiquement terminée. Par conséquent, le prix du raisin diminue sensiblement à mesure que la quantité augmente, ce qui se produit au cours de la dernière moitié de chaque année, mais la hausse substantielle du prix du raisin s'observe au cours de la première moitié de l'année, lorsque les quantités présentes sur le marché sont encore limitées. Ce profil saisonnier des variations des prix et des quantités serait donc ce qui introduit dans l'indice global un biais vers le bas³². Pour vérifier cette hypothèse, on se reportera aux trois dernières colonnes du tableau 22.22 qui contiennent les indices-chaînes de Laspeyres, de Paasche et de Fisher calculés uniquement pour les produits 1 et 5. Ces indices, respectivement dénommés $P_L(2)$, $P_P(2)$ et $P_F(2)$, s'établissent à 1,0033, 0,9408 et 0,9715 pour janvier 1973. Ces estimations effectuées pour deux produits toujours présents sur le marché sont beaucoup plus proches des indices-chaînes en glissement annuel de Laspeyres, de Paasche et de Fisher pour janvier 1973, respectivement égaux à 1,3274, 1,3243 et 1,3258, que les estimations obtenues pour les trois produits toujours présents. Les indices-chaînes de Laspeyres, de Paasche et de Fisher calculés pour les produits 1 et 5 n'en restent pas moins fortement biaisés vers le bas avec la série de données artificielles. En gros, les

³¹Il est important que la somme des parts de dépenses utilisées dans un indice soit égale à l'unité. L'utilisation de parts de dépenses telles qu'elles ressortiraient à l'état brut d'une enquête sur les dépenses de consommation des ménages entraînerait un biais systématique dans la formule d'indice.

³²Andrew Baldwin (1990, p. 264) a utilisé les données de Turvey pour illustrer divers traitements des produits saisonniers, et à propos des causes qui brouillent le comportement de divers indices mensuels, il fait la remarque suivante : «Il est regrettable de voir que pour certains groupes de produits saisonniers, les variations mensuelles des prix ne sont pas significatives, quel que soit le choix de la formule».

Tableau 22.21 Indices-chaînes mensuels à recouplement maximal de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Année	Mois	P_L	P_P	P_F
1970	1	1,0000	1,0000	1,0000
	2	0,9766	0,9787	0,9777
	3	0,9587	0,9594	0,9590
	4	1,0290	1,0534	1,0411
	5	1,1447	1,1752	1,1598
	6	1,1118	1,0146	1,0621
	7	1,1167	1,0102	1,0621
	8	1,1307	0,7924	0,9465
	9	1,0033	0,6717	0,8209
	10	0,9996	0,6212	0,7880
	11	1,0574	0,6289	0,8155
	12	1,0151	0,5787	0,7665
1971	1	1,0705	0,6075	0,8064
	2	1,0412	0,5938	0,7863
	3	1,0549	0,6005	0,7959
	4	1,1409	0,6564	0,8654
	5	1,2416	0,7150	0,9422
	6	1,1854	0,6006	0,8438
	7	1,2167	0,6049	0,8579
	8	1,2230	0,4838	0,7692
	9	1,0575	0,4055	0,6548
	10	1,0497	0,3837	0,6346
	11	1,1240	0,3905	0,6626
	12	1,0404	0,3471	0,6009
1972	1	1,0976	0,3655	0,6334
	2	1,1027	0,3679	0,6369
	3	1,1291	0,3765	0,6520
	4	1,1974	0,4014	0,6933
	5	1,2818	0,4290	0,7415
	6	1,2182	0,3553	0,6579
	7	1,2838	0,3637	0,6833
	8	1,2531	0,2794	0,5916
	9	1,0445	0,2283	0,4883
	10	1,0335	0,2203	0,4771
	11	1,1087	0,2256	0,5001
	12	1,0321	0,1995	0,4538
1973	1	1,0866	0,2097	0,4774
	2	1,1140	0,2152	0,4897
	3	1,1532	0,2225	0,5065
	4	1,2493	0,2398	0,5474
	5	1,3315	0,2544	0,5821
	6	1,2594	0,2085	0,5124
	7	1,3585	0,2160	0,5416
	8	1,3251	0,1656	0,4684
	9	1,0632	0,1330	0,3760
	10	1,0574	0,1326	0,3744
	11	1,1429	0,1377	0,3967
	12	1,0504	0,1204	0,3556

Tableau 22.22 Indices-chaînes mensuels de Laspeyres, de Paasche et de Fisher

Année	Mois	$P_L(3)$	$P_P(3)$	$P_F(3)$	$P_L(2)$	$P_P(2)$	$P_F(2)$
1970	1	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
	2	0,9766	0,9787	0,9777	0,9751	0,9780	0,9765
	3	0,9587	0,9594	0,9590	0,9522	0,9574	0,9548
	4	1,0290	1,0534	1,0411	1,0223	1,0515	1,0368
	5	1,1447	1,1752	1,1598	1,1377	1,1745	1,1559
	6	1,2070	1,2399	1,2233	1,2006	1,2424	1,2214
	7	1,2694	1,3044	1,2868	1,2729	1,3204	1,2964
	8	1,3248	1,1537	1,2363	1,3419	1,3916	1,3665
	9	1,0630	0,9005	0,9784	1,1156	1,1389	1,1272
	10	0,9759	0,8173	0,8931	0,9944	1,0087	1,0015
	11	1,0324	0,8274	0,9242	0,9839	0,9975	0,9907
	12	0,9911	0,7614	0,8687	0,9214	0,9110	0,9162
1971	1	1,0452	0,7993	0,9140	0,9713	0,9562	0,9637
	2	1,0165	0,7813	0,8912	0,9420	0,9336	0,9378
	3	1,0300	0,7900	0,9020	0,9509	0,9429	0,9469
	4	1,1139	0,8636	0,9808	1,0286	1,0309	1,0298
	5	1,2122	0,9407	1,0679	1,1198	1,1260	1,1229
	6	1,2631	0,9809	1,1131	1,1682	1,1763	1,1723
	7	1,3127	1,0170	1,1554	1,2269	1,2369	1,2319
	8	1,3602	0,9380	1,1296	1,2810	1,2913	1,2861
	9	1,1232	0,7532	0,9198	1,1057	1,0988	1,1022
	10	1,0576	0,7045	0,8632	1,0194	1,0097	1,0145
	11	1,1325	0,7171	0,9012	1,0126	1,0032	1,0079
	12	1,0482	0,6373	0,8174	0,9145	0,8841	0,8992
1972	1	1,1059	0,6711	0,8615	0,9652	0,9311	0,9480
	2	1,1111	0,6755	0,8663	0,9664	0,9359	0,9510
	3	1,1377	0,6912	0,8868	0,9863	0,9567	0,9714
	4	1,2064	0,7371	0,9430	1,0459	1,0201	1,0329
	5	1,2915	0,7876	1,0086	1,1202	1,0951	1,1075
	6	1,3507	0,8235	1,0546	1,1732	1,1470	1,1600
	7	1,4091	0,8577	1,0993	1,2334	1,2069	1,2201
	8	1,4181	0,7322	1,0190	1,2562	1,2294	1,2427
	9	1,1868	0,5938	0,8395	1,1204	1,0850	1,1026
	10	1,1450	0,5696	0,8076	1,0614	1,0251	1,0431
	11	1,2283	0,5835	0,8466	1,0592	1,0222	1,0405
	12	1,1435	0,5161	0,7682	0,9480	0,8935	0,9204
1973	1	1,2038	0,5424	0,8081	1,0033	0,9408	0,9715
	2	1,2342	0,5567	0,8289	1,0240	0,9639	0,9935
	3	1,2776	0,5755	0,8574	1,0571	0,9955	1,0259
	4	1,3841	0,6203	0,9266	1,1451	1,0728	1,1084
	5	1,4752	0,6581	0,9853	1,2211	1,1446	1,1822
	6	1,5398	0,6865	1,0281	1,2763	1,1957	1,2354
	7	1,6038	0,7136	1,0698	1,3395	1,2542	1,2962
	8	1,6183	0,6110	0,9944	1,3662	1,2792	1,3220
	9	1,3927	0,5119	0,8443	1,2530	1,1649	1,2081
	10	1,3908	0,5106	0,8427	1,2505	1,1609	1,2049
	11	1,5033	0,5305	0,8930	1,2643	1,1743	1,2184
	12	1,3816	0,4637	0,8004	1,1159	1,0142	1,0638

problèmes viennent de la présence de forts volumes associés à des prix bas ou en baisse, et de faibles volumes associés à des prix élevés ou en hausse. Lorsque l'on utilise des formules d'indices mensuels à pondérations variables, ces différences de poids font que les baisses de prix saisonnières sont plus importantes que les hausses saisonnières³³.

³³Cette remarque trouve une application au chapitre 20, consacré aux indices élémentaires, dans la mesure où des ventes irrégulières au cours de l'année risquent là aussi d'induire un biais vers le bas dans un indice à pondérations mensuelles. Une autre difficulté rencontrée avec les indices-chaînes mensuels est que les achats et les ventes de certains produits peuvent devenir très irréguliers à mesure que la période prise en compte se raccourcit, ce qui accentue le problème des

22.75 Outre les biais négatifs qui apparaissent dans les tableaux 22.21 et 22.22, tous ces indices-chaînes mensuels présentent des fluctuations saisonnières des prix très marquées au cours de l'année. Ils sont donc de peu d'utilité pour les responsables politiques qui s'intéressent aux tendances inflationnistes à court terme. Par

achats et des ventes nuls. Feenstra et Shapiro (2003, p. 125) relèvent ainsi un biais vers le haut dans leurs indices-chaînes hebdomadaires des prix du thon en boîte par rapport à un indice à base fixe; ce biais est dû à l'effet des pondérations variables résultant du profil temporel des dépenses publicitaires. En général, on peut réduire ces dérives en allongeant la période, de façon à ce que les évolutions tendancielles l'emportent sur les fluctuations en dents de scie.

conséquent, si le but de l'IPC mensuel est de retracer l'évolution de l'inflation générale, les offices de statistique devront se montrer prudents à l'égard des produits dont les prix connaissent des fluctuations saisonnières marquées³⁴. S'ils décident d'introduire de tels produits dans le champ de l'indice, ils devront alors recourir à une technique de correction pour éliminer l'influence de ces fortes variations saisonnières. Quelques méthodes simples de correction des variations saisonnières sont examinées dans les paragraphes 22.91 à 22.96.

22.76 Le relatif manque de précision des indices mensuels figurant dans les tableaux 22.21 et 22.22 n'est pas une faiblesse inévitable dans le contexte des produits saisonniers. En calculant des indices de prix à l'exportation et à l'importation à partir de données trimestrielles relatives aux États-Unis, Alterman, Diewert et Feenstra (1999) ont pu constater que les indices mensuels à recouplement maximal donnaient d'assez bons résultats³⁵. Il appartient aux offices de statistique de vérifier que leurs indices mensuels sont à peu près cohérents, à tout le moins, avec les évolutions en glissement mensuel correspondantes.

22.77 On pourrait bien entendu obtenir une approximation des divers indices de Paasche et de Fisher calculés dans cette section en remplaçant toutes les parts de dépenses de la période en cours par celles de l'année de base. Nous ne le ferons pas ici car les séries obtenues ressemblent à leurs équivalents «véritables» et sont donc elles aussi affectées d'un fort biais vers le bas.

Indices à panier annuel avec reconduction des prix non observables

22.78 On se souviendra que l'indice de Lowe (1823) défini dans les chapitres précédents avait deux périodes de référence³⁶ :

- Une période de référence pour le vecteur des pondérations en quantités;
- Une période de référence pour les prix de la période de base.

³⁴Si l'objectif assigné à l'indice est de comparer les prix effectivement payés par les consommateurs au cours de deux mois consécutifs, sans tenir compte du fait qu'entre un mois donné et le mois suivant un produit saisonnier sera peut-être considéré comme présentant une différence de qualité, alors la production d'un IPC mensuel marqué par de fortes variations saisonnières peut se justifier.

³⁵Pour vérifier la validité de leurs indices mensuels, les trois chercheurs les ont cumulés sur quatre trimestres et ont comparé le résultat aux estimations correspondantes en glissement annuel, ce qui leur a permis de constater que les différences étaient assez minimes. On notera cependant qu'en règle générale les fluctuations irrégulières de grande amplitude seront moins importantes pour les trimestres que pour les mois, et que les indices-chaînes trimestriels seront donc probablement plus performants que les indices-chaînes mensuels ou hebdomadaires.

³⁶Dans le contexte des indices de prix saisonniers, ce type d'indice correspond à l'indice type A de Bean et Stine (1924, p. 31).

L'indice de Lowe pour le mois m est défini par la formule suivante :

$$P_{LO}(p^0, p^m, q) = \frac{\sum_{n=1}^N p_n^m q_n}{\sum_{n=1}^N p_n^0 q_n} \quad (22.28)$$

où $p^0 = [p_1^0, \dots, p_N^0]$ est le vecteur de prix du mois de base, $p^m = [p_1^m, \dots, p_N^m]$ le vecteur de prix du mois courant m , et $q = [q_1, \dots, q_N]$ le vecteur de quantités de l'année de base. Aux fins de la présente section, où l'on utilise les données modifiées de Turvey pour donner une illustration numérique de l'indice, l'année de base retenue est 1970. Les vecteurs de quantités de l'année de base qui en résultent sont alors :

$$q = [q_1, \dots, q_5] = [53889, 12881, 9198, 5379, 68653] \quad (22.29)$$

En ce qui concerne les prix, la période de base retenue est décembre 1970. Lorsqu'un prix du mois en cours n'est pas observable, on reconduit le dernier prix relevé. L'indice de Lowe calculé avec reconduction des prix manquants à partir des données modifiées de Turvey est présenté dans la colonne P_{LO} du tableau 22.23.

22.79 Les commentaires d'Andrew Baldwin (1990, p. 258) sur ce type d'indice à panier annuel méritent d'être cités intégralement :

Pour les produits saisonniers, le mieux est de considérer l'indice à panier mensuel comme un indice en partie corrigé des variations saisonnières. Il est basé sur les quantités annuelles, qui ne reflètent par les fluctuations saisonnières du volume des achats, et sur les prix mensuels bruts, qui, eux, incorporent les variations saisonnières. Zarnowitz (1961, p. 256–257) le qualifie d'indice «hybride». De nature indéterminée, il ne mesure de façon appropriée les variations de prix ni d'un mois à l'autre, ni sur 12 mois. La question à laquelle répond un indice à panier annuel en ce qui concerne l'évolution des prix entre janvier et février, par exemple, ou bien entre le mois de janvier d'une année donnée et le même mois de l'année suivante, est celle-ci : «Quelle aurait été la variation des prix à la consommation si les achats effectués durant les mois en question ne présentaient aucune saisonnalité, mais que les prix continuaient néanmoins de se comporter selon leur schéma saisonnier? «On a du mal à croire que quiconque pourrait trouver un intérêt à poser cette question. Cela dit, le ratio sur 12 mois d'un indice à panier annuel basé sur des prix corrigés des variations saisonnières serait une formule valable, en théorie, pour celui qui chercherait précisément à éliminer les influences saisonnières.

Malgré ce jugement quelque peu négatif de Baldwin, l'indice de Lowe est la formule préférée de nombreux offices de statistique; c'est pourquoi il est nécessaire d'en étudier les propriétés dans le contexte de données fortement saisonnières.

22.80 On se souviendra que l'indice de Young (1812) a été défini précédemment comme suit :

Tableau 22.23 Indice de Lowe, indice de Young, indice de Laspeyres géométrique et indice annuel mobile centré avec reconduction des prix manquants

Année	Mois	P_{LO}	P_Y	P_{GL}	P_{CRY}
1970	12	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1	1,0554	1,0609	1,0595	1,0091
	2	1,0711	1,0806	1,0730	1,0179
	3	1,1500	1,1452	1,1187	1,0242
	4	1,2251	1,2273	1,1942	1,0298
	5	1,3489	1,3652	1,3249	1,0388
	6	1,4428	1,4487	1,4068	1,0478
	7	1,3789	1,4058	1,3819	1,0547
	8	1,3378	1,3797	1,3409	1,0631
	9	1,1952	1,2187	1,1956	1,0729
	10	1,1543	1,1662	1,1507	1,0814
	11	1,1639	1,1723	1,1648	1,0885
	12	1,0824	1,0932	1,0900	1,0965
1972	1	1,1370	1,1523	1,1465	1,1065
	2	1,1731	1,1897	1,1810	1,1174
	3	1,2455	1,2539	1,2363	1,1254
	4	1,3155	1,3266	1,3018	1,1313
	5	1,4262	1,4508	1,4183	1,1402
	6	1,5790	1,5860	1,5446	1,1502
	7	1,5297	1,5550	1,5349	1,1591
	8	1,4416	1,4851	1,4456	1,1690
	9	1,3038	1,3342	1,2974	1,1806
	10	1,2752	1,2960	1,2668	1,1924
	11	1,2852	1,3034	1,2846	1,2049
	12	1,1844	1,2032	1,1938	1,2203
1973	1	1,2427	1,2710	1,2518	1,2386
	2	1,3003	1,3308	1,3103	1,2608
	3	1,3699	1,3951	1,3735	1,2809
	4	1,4691	1,4924	1,4675	1,2966
	5	1,5972	1,6329	1,5962	1,3176
	6	1,8480	1,8541	1,7904	1,3406
	7	1,7706	1,8010	1,7711	0,0000
	8	1,6779	1,7265	1,6745	0,0000
	9	1,5253	1,5676	1,5072	0,0000
	10	1,5371	1,5746	1,5155	0,0000
	11	1,5634	1,5987	1,5525	0,0000
	12	1,4181	1,4521	1,4236	0,0000

$$P_Y(p^0, p^m, s) = \sum_{n=1}^N s_n (p_n^m / p_n^0) \quad (22.30)$$

où $s = [s_1, \dots, s_N]$ est le vecteur des parts de dépenses de l'année de base. Aux fins de la présente section, où l'on utilise les données modifiées de Turvey pour donner une illustration numérique de l'indice, l'année de base retenue est 1970. Le vecteur des parts de dépenses de l'année de base qui en résulte est alors :

$$s = [s_1, \dots, s_5] = [0,3284; 0,1029; 0,0674; 0,0863; 0,4149] \quad (22.31)$$

Là encore, la période de base retenue pour les prix est décembre 1970. Lorsqu'un prix du mois en cours n'est pas observable, on reconduit le dernier prix relevé. L'indice de Young calculé avec reconduction des prix manquants à partir des données modifiées de Turvey est présenté dans la colonne P_Y du tableau 22.23.

22.81 L'indice de Laspeyres géométrique est défini dans le chapitre 19 comme suit :

$$P_{GL}(p^0, p^m, s) = \prod_{n=1}^N (p_n^m / p_n^0)^{s_n} \quad (22.32)$$

Ainsi, l'indice de Laspeyres géométrique utilise les mêmes informations que l'indice de Young, mais il est égal à la moyenne géométrique, et non arithmétique, des rapports de prix. L'année de base retenue est toujours 1970 et la période de référence des prix, décembre 1970. L'indice est illustré à l'aide des données modifiées de Turvey, avec reconduction des prix manquants; voir la colonne P_{GL} du tableau 22.23.

22.82 Il est intéressant de comparer les trois indices à panier annuel qui viennent d'être décrits avec les indices annuels mobiles à base fixe de Laspeyres calculés précédemment. L'indice annuel mobile qui se termine au mois en cours est centré sur un point situé cinq mois et demi en arrière. On comparera donc les trois indices à panier annuel ci-dessus avec la moyenne arithmétique de deux indices annuels mobiles dont le dernier mois se situe respectivement cinq et six mois plus tard. Ce dernier indice annuel mobile centré, appelé P_{CRY} , est présenté dans la dernière colonne du tableau 22.23³⁷. On notera les zéros inscrits dans les six dernières rangées de cette colonne; comme les données ne couvrent pas les six premiers mois de 1974, il est impossible de calculer les indices annuels mobiles centrés pour ces six derniers mois.

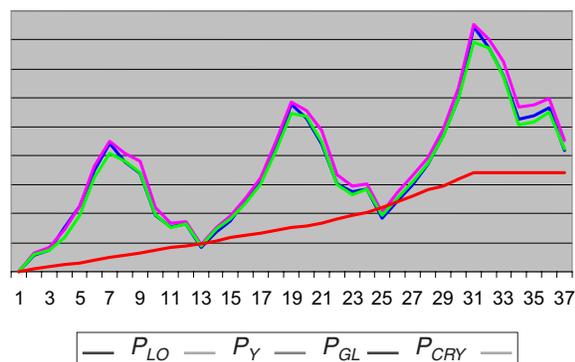
22.83 On constate que les indices de Lowe et de Young ainsi que l'indice de Laspeyres géométrique présentent une saisonnalité très marquée et ne produisent pas du tout une estimation approchée de leurs équivalents annuels mobiles figurant dans la dernière colonne du tableau 22.23³⁸. Donc, sans correction des variations saisonnières, les indices de Lowe et de Young et l'indice de Laspeyres géométrique ne sont pas des formules adaptées pour prévoir correctement les indices annuels mobiles correspondants, désaisonnalisés³⁹. Les quatre séries P_{LO} , P_Y , P_{GL} et P_{CRY} , présentées au tableau 22.23, sont illustrées par le graphique 22.4, où l'on voit que l'indice de Young est généralement le plus haut, suivi de l'indice de Lowe, tandis que l'indice de Laspeyres géométrique est le plus bas des trois indices mensuels. L'indice annuel mobile centré de Laspeyres, P_{CRY} , se situe

³⁷Cette série est normalisée de façon à être égale à 1 en décembre 1970, permettant ainsi la comparaison avec les autres indices mensuels.

³⁸La valeur moyenne des quatre indices est égale à 1,2935 (indice de Lowe), 1,3110 (indice de Young), 1,2877 (indice de Laspeyres géométrique) et 1,1282 (indice annuel mobile). Bien entendu, les indices de Laspeyres géométriques seront toujours égaux ou inférieurs aux indices de Young, puisqu'une moyenne géométrique pondérée est toujours égale ou inférieure à la moyenne arithmétique correspondante.

³⁹Dans les paragraphes 22.91 à 22.96, les indices de Lowe et de Young et l'indice de Laspeyres géométrique sont corrigés des variations saisonnières.

Graphique 22.4 Indice de Lowe, indice de Young, indice de Laspeyres géométrique et indice annuel mobile centré avec reconduction des prix manquants



d'une manière générale en dessous des trois autres indices (et ne présente naturellement pas les mouvements saisonniers marqués des trois autres séries), mais il évolue de façon plus ou moins parallèle à leur tracé⁴⁰. On notera que les mouvements saisonniers de P_{LO} , P_Y , et P_{GL} sont assez réguliers. Cette régularité est mise à profit ultérieurement, dans les paragraphes 22.91 à 22.96, pour prévoir les indices annuels mobiles correspondants.

22.84 Le problème tient peut-être en partie au fait que les prix des produits fortement saisonniers ont été reconduits chaque mois où ces produits n'étaient pas disponibles. Cette pratique tend à amplifier les mouvements saisonniers des indices, surtout lorsque l'inflation générale est élevée. Dans la section ci-après, on recalculera donc les indices de Lowe et de Young et l'indice de Laspeyres géométrique en utilisant une méthode d'imputation pour les prix manquants, au lieu de reconduire simplement le dernier prix observé.

Indices à panier annuel avec imputation des prix non observables

22.85 Au lieu de reconduire simplement le dernier prix observé d'un produit saisonnier qui n'est pas vendu au cours d'un mois particulier, on peut recourir à une méthode d'imputation pour estimer les prix manquants. Diverses méthodes d'imputation ont été examinées par Armknecht et Maitland-Smith (1999), et Feenstra et Diewert (2001). Il s'agit pour l'essentiel de relever le dernier prix observable et d'imputer ensuite, pour les périodes de non-disponibilité du produit, des prix estimés à partir de la tendance d'un autre indice. Cet autre indice peut être un indice de prix observés au niveau de

⁴⁰Sur le graphique 22.4, P_{CRY} est artificiellement fixé à la valeur de juin 1973, dernier mois pour lequel l'indice centré peut être construit avec les données disponibles.

Tableau 22.24 Indice de Lowe, indice de Young, indice de Laspeyres géométrique et indice annuel mobile centré avec imputation des prix

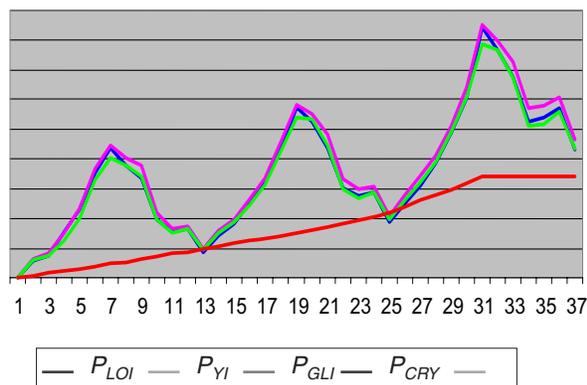
Année	Mois	P_{LOI}	P_{YI}	P_{GLI}	P_{CRY}
1970	12	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1	1,0568	1,0624	1,0611	1,0091
	2	1,0742	1,0836	1,0762	1,0179
	3	1,1545	1,1498	1,1238	1,0242
	4	1,2312	1,2334	1,2014	1,0298
	5	1,3524	1,3682	1,3295	1,0388
	6	1,4405	1,4464	1,4047	1,0478
	7	1,3768	1,4038	1,3798	1,0547
	8	1,3364	1,3789	1,3398	1,0631
	9	1,1949	1,2187	1,1955	1,0729
	10	1,1548	1,1670	1,1514	1,0814
	11	1,1661	1,1747	1,1672	1,0885
	12	1,0863	1,0972	1,0939	1,0965
1972	1	1,1426	1,1580	1,1523	1,1065
	2	1,1803	1,1971	1,1888	1,1174
	3	1,2544	1,2630	1,2463	1,1254
	4	1,3260	1,3374	1,3143	1,1313
	5	1,4306	1,4545	1,4244	1,1402
	6	1,5765	1,5831	1,5423	1,1502
	7	1,5273	1,5527	1,5326	1,1591
	8	1,4402	1,4841	1,4444	1,1690
	9	1,3034	1,3343	1,2972	1,1806
	10	1,2758	1,2970	1,2675	1,1924
	11	1,2875	1,3062	1,2873	1,2049
	12	1,1888	1,2078	1,1981	1,2203
1973	1	1,2506	1,2791	1,2601	1,2386
	2	1,3119	1,3426	1,3230	1,2608
	3	1,3852	1,4106	1,3909	1,2809
	4	1,4881	1,5115	1,4907	1,2966
	5	1,6064	1,6410	1,6095	1,3176
	6	1,8451	1,8505	1,7877	1,3406
	7	1,7679	1,7981	1,7684	0,0000
	8	1,6773	1,7263	1,6743	0,0000
	9	1,5271	1,5700	1,5090	0,0000
	10	1,5410	1,5792	1,5195	0,0000
	11	1,5715	1,6075	1,5613	0,0000
	12	1,4307	1,4651	1,4359	0,0000

la catégorie générale du produit absent ou à un niveau d'agrégation supérieur de l'IPC. Pour les besoins de la présente section, l'indice d'imputation est un indice de prix qui croît au rythme de 1,008, puisque les indices annuels mobiles à base fixe de Laspeyres calculés avec les données modifiées de Turvey augmentent d'environ 0,8 % par mois⁴¹. On peut recalculer les indices de Lowe et de Young et l'indice de Laspeyres géométrique définis dans la section précédente en utilisant cette méthode d'estimation des prix manquants. Les indices qui en résultent sont présentés dans le tableau 22.24, à côté de l'indice annuel mobile centré P_{CRY} , pour comparaison.

22.86 Comme on pouvait s'y attendre, les indices de Lowe et de Young et l'indice de Laspeyres géométrique

⁴¹Pour la dernière année des données, l'indice à prix imputés intègre une croissance mensuelle supplémentaire de 1,008.

Graphique 22.5 Indice de Lowe, indice de Young, indice de Laspeyres géométrique et indice annuel mobile centré



qui intègrent des prix imputés sont en moyenne un peu plus élevés que leurs homologues à prix reconduits, mais la variabilité des indices à prix imputés est généralement un peu plus faible⁴². Les séries du tableau 22.24 sont représentées sur le graphique 22.5. On y voit que les indices de Lowe et de Young et l'indice de Laspeyres géométrique qui utilisent des prix imputés présentent encore une forte saisonnalité et ne produisent pas des estimations très proches des indices annuels mobiles de la dernière colonne du tableau 22.24⁴³. Par conséquent, sans correction des variations saisonnières, les indices de Lowe et de Young et l'indice de Laspeyres géométrique à prix imputés ne sont pas des formules adaptées pour prévoir correctement les indices annuels mobiles correspondants, désaisonnalisés⁴⁴. En l'état, ce ne sont pas de bons indicateurs de l'évolution de l'inflation générale au mois le mois.

Indice de Bean et Stine type C ou indice de Rothwell

22.87 Le dernier indice mensuel⁴⁵ examiné dans ce chapitre est l'indice de *Bean et Stine type C* (1924, p. 31)

⁴²Pour les indices de Lowe, la moyenne des 31 premières observations augmente (avec les prix imputés) pour passer de 1,3009 à 1,3047, mais l'écart-type tombe de 0,18356 à 0,18319. Pour les indices de Young, la moyenne des 31 premières observations passe de 1,3186 à 1,3224, mais l'écart-type tombe de 0,18781 à 0,18730. Enfin, pour les indices de Laspeyres géométriques, la moyenne des 31 premières observations passe de 1,2949 à 1,2994, et l'écart-type augmente aussi légèrement, passant de 0,17582 à 0,17599. Les indices à prix imputés sont préférés aux indices à prix reconduits pour des raisons méthodologiques générales : en cas de forte inflation, les indices à prix reconduits sont soumis à de brusques écarts au moment où les produits qui avaient disparu du marché redevenaient disponibles.

⁴³On notera également que les graphiques 22.4 et 22.5 sont très comparables.

⁴⁴Dans les paragraphes 22.91 à 22.96, l'indice de Lowe et de Young et l'indice de Laspeyres géométrique à prix imputés sont corrigés des variations saisonnières.

⁴⁵D'autres formules d'indices mensuels recommandées pour le traitement des produits saisonniers sont examinées dans Balk (1980a; 1980b; 1980c; 1981).

ou indice de *Rothwell* (1958, p. 72)⁴⁶. Cet indice utilise des paniers saisonniers durant l'année de base, notés comme étant les vecteurs $q_n^{0,m}$ pour les mois $m = 1, 2, \dots, 12$. Il utilise également un vecteur des prix unitaires de l'année de base, $p^0 = [p_1^0, \dots, p_5^0]$, où le $n^{\text{ième}}$ prix du vecteur est défini comme suit :

$$p_n^0 = \frac{\sum_{m=1}^{12} p_n^{0,m} q_n^{0,m}}{\sum_{m=1}^{12} q_n^{0,m}} \quad n = 1, \dots, 5 \quad (22.33)$$

L'indice des prix de Rothwell pour le mois m de l'année t peut maintenant être défini comme suit :

$$P_R(p^0, p^{t,m}, q^{0,m}) = \frac{\sum_{n=1}^5 p_n^{t,m} q_n^{0,m}}{\sum_{n=1}^5 p_n^0 q_n^{0,m}} \quad m = 1, \dots, 12 \quad (22.34)$$

Ainsi, quand le mois change, les pondérations en quantités changent aussi, ce qui fait que les mouvements au mois le mois retracés par l'indice sont une combinaison des variations des prix et des quantités⁴⁷.

22.88 Toujours à l'aide des données modifiées de Turvey, l'année de base retenue est 1970, comme précédemment, et le calcul de l'indice commence en décembre 1970. L'indice de Rothwell, P_R , est comparé à l'indice de Lowe avec reconduction des prix manquants, P_{LO} , dans le tableau 22.25. Pour rendre la série un peu plus comparable, le tableau 22.25 présente également l'*indice de Rothwell normalisé*, P_{NR} , qui est simplement égal à l'indice de Rothwell original divisé par sa première observation.

22.89 Comme le montre le graphique 22.6, sur lequel sont représentés l'indice de Lowe avec reconduction du dernier prix et l'indice de Rothwell normalisé, l'indice de Rothwell présente des mouvements saisonniers moins marqués que l'indice de Lowe, et est en général moins instable⁴⁸. Il est toutefois évident que l'indice de Rothwell enregistre encore des mouvements saisonniers importants et paraît donc peu indiqué pour mesurer l'inflation générale sans une forme ou une autre de correction des variations saisonnières.

22.90 Dans la section suivante, on désaisonnalisera les indices à panier annuel (avec et sans imputation) définis aux paragraphes 22.78 à 22.86 en procédant pour l'essentiel comme dans les paragraphes 22.55 à 22.62.

⁴⁶C'est l'indice que préfère Baldwin (1990, p. 271) et avec lui beaucoup d'autres statisticiens spécialistes des prix dans le contexte des produits saisonniers.

⁴⁷Rothwell (1958, p. 72) a montré que les mouvements au mois le mois de l'indice ont la forme d'un ratio de dépenses divisé par un indice de quantité.

⁴⁸Pour la totalité des 37 observations figurant dans le tableau 22.25, l'indice de Lowe a une valeur moyenne de 1,3465 et un écart-type de 0,20313, tandis que l'indice de Rothwell normalisé a une valeur moyenne de 1,2677 et un écart-type de 0,18271.

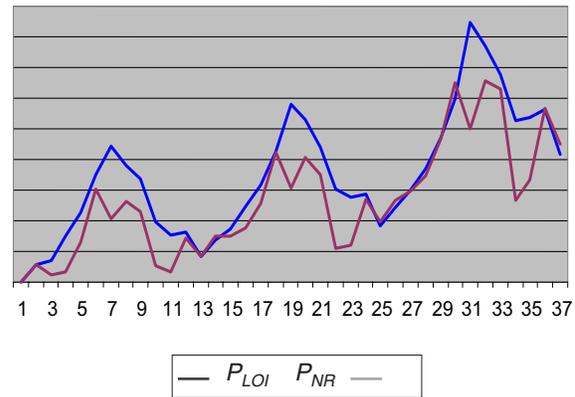
Tableau 22.25 Indice de Lowe, avec reconduction des prix et indices de Rothwell, original et normalisé

Année	Mois	P_{LO}	P_{NR}	P_R
1970	12	1,0000	1,0000	0,9750
1971	1	1,0554	1,0571	1,0306
	2	1,0711	1,0234	0,9978
	3	1,1500	1,0326	1,0068
	4	1,2251	1,1288	1,1006
	5	1,3489	1,3046	1,2720
	6	1,4428	1,2073	1,1771
	7	1,3789	1,2635	1,2319
	8	1,3378	1,2305	1,1997
	9	1,1952	1,0531	1,0268
	10	1,1543	1,0335	1,0077
	11	1,1639	1,1432	1,1146
	12	1,0824	1,0849	1,0577
1972	1	1,1370	1,1500	1,1212
	2	1,1731	1,1504	1,1216
	3	1,2455	1,1752	1,1459
	4	1,3155	1,2561	1,2247
	5	1,4262	1,4245	1,3889
	6	1,5790	1,3064	1,2737
	7	1,5297	1,4071	1,3719
	8	1,4416	1,3495	1,3158
	9	1,3038	1,1090	1,0813
	10	1,2752	1,1197	1,0917
	11	1,2852	1,2714	1,2396
	12	1,1844	1,1960	1,1661
1973	1	1,2427	1,2664	1,2348
	2	1,3003	1,2971	1,2647
	3	1,3699	1,3467	1,3130
	4	1,4691	1,4658	1,4292
	5	1,5972	1,6491	1,6078
	6	1,8480	1,4987	1,4612
	7	1,7706	1,6569	1,6155
	8	1,6779	1,6306	1,5898
	9	1,5253	1,2683	1,2366
	10	1,5371	1,3331	1,2998
	11	1,5634	1,5652	1,5261
	12	1,4181	1,4505	1,4143

Estimation d'indices annuels mobiles à l'aide d'indices mensuels à panier annuel

22.91 Revenons au tableau 22.23 et reprenons les indices de Lowe et de Young ainsi que l'indice de Laspeyres géométrique (avec reconduction des prix) et l'indice annuel mobile centré, à savoir respectivement P_{LO} , P_Y , P_{GL} et P_{CRY} , calculés pour les 37 observations comprises entre décembre 1970 et décembre 1973. Pour chacune des trois premières séries, utilisons comme facteur d'ajustement saisonnier, SAF , l'indice annuel mobile centré, P_{CRY} , divisé respectivement par P_{LO} , P_Y et P_{GL} , pour les 12 premières observations. Reportons ces facteurs pour les observations 13 à 24, et de nouveau pour les observations restantes. On obtient ainsi trois séries SAF pour la totalité des 37 observations (séries dénommées respectivement SAF_{LO} , SAF_Y et SAF_{GL}). Seules les

Graphique 22.6 Indice des prix de Lowe et de Rothwell



12 premières observations des séries P_{LO} , P_Y , P_{GL} et P_{CRY} sont utilisées pour produire les trois séries SAF . Enfin, définissons les indices de Lowe et de Young et l'indice de Laspeyres géométrique corrigés des variations saisonnières en multipliant chaque indice non corrigé par le facteur d'ajustement approprié, comme suit :

$$\begin{aligned}
 P_{LOSA} &= P_{LO} SAF_{LO} & P_{YSA} &= P_Y SAF_Y \\
 P_{GLSA} &= P_{GL} SAF_{GL}
 \end{aligned}
 \tag{22.35}$$

Ces trois indices à panier annuel désaisonnalisés sont présentés au tableau 22.26 à côté de l'indice-cible, à savoir l'indice annuel mobile centré, P_{CRY} .

22.92 Les quatre séries du tableau 22.26 sont strictement identiques pour les 12 premières observations, ce qui tient à la façon dont les indices désaisonnalisés ont été définis. En outre, il manque les six dernières valeurs de la colonne P_{CRY} , car il aurait fallu les données des six premiers mois de 1974 pour pouvoir les calculer. On notera que de décembre 1971 à décembre 1973, les trois indices à panier annuel corrigés des variations saisonnières peuvent être utilisés pour estimer l'indice annuel mobile centré correspondant; voir le graphique 22.7 qui illustre le résultat de ce calcul. Il est étonnant de constater, en regardant le tableau 22.26 et le graphique 22.7, que les prévisions obtenues sont en fait assez proches des valeurs correspondantes de l'indice cible⁴⁹, ce qui est un peu inattendu étant donné que les indices à panier annuel utilisent uniquement les relevés de prix de deux mois consécutifs,

⁴⁹Pour les observations 13 à 31, on peut effectuer une régression des séries désaisonnalisées sur les séries annuelles mobiles centrées. On obtient ainsi un R^2 de 0,8816 pour l'indice de Lowe désaisonnalisé, un R^2 de 0,9212 pour l'indice de Young désaisonnalisé et un R^2 de 0,9423 pour l'indice de Laspeyres géométrique désaisonnalisé. Ces ajustements ne sont pas aussi bons que celui qui ressort des paragraphes 22.55 à 22.62, où l'on utilise l'indice annuel mobile corrigé des variations saisonnières pour estimer l'indice annuel mobile de Laspeyres à base fixe. Le R^2 en question est de 0,9662; voir les commentaires se rapportant au tableau 22.20.

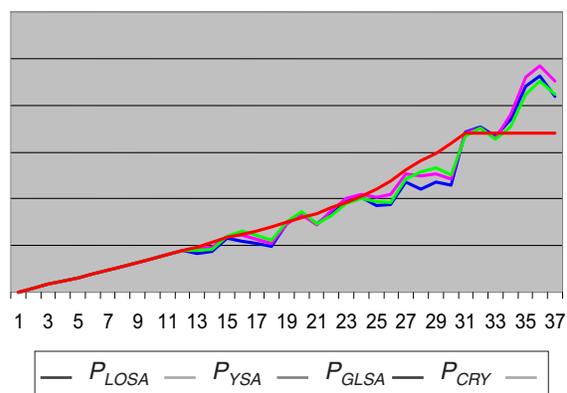
Tableau 22.26 Indice de Lowe, indice de Young et indice de Laspeyres géométrique avec reconduction des prix, désaisonnalisés, et indice annuel mobile centré

Année	Mois	P_{LOSA}	P_{YSA}	P_{GLSA}	P_{CRY}
1970	12	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1	1,0091	1,0091	1,0091	1,0091
	2	1,0179	1,0179	1,0179	1,0179
	3	1,0242	1,0242	1,0242	1,0242
	4	1,0298	1,0298	1,0298	1,0298
	5	1,0388	1,0388	1,0388	1,0388
	6	1,0478	1,0478	1,0478	1,0478
	7	1,0547	1,0547	1,0547	1,0547
	8	1,0631	1,0631	1,0631	1,0631
	9	1,0729	1,0729	1,0729	1,0729
	10	1,0814	1,0814	1,0814	1,0814
	11	1,0885	1,0885	1,0885	1,0885
	12	1,0824	1,0932	1,0900	1,0965
1972	1	1,0871	1,0960	1,0919	1,1065
	2	1,1148	1,1207	1,1204	1,1174
	3	1,1093	1,1214	1,1318	1,1254
	4	1,1057	1,1132	1,1226	1,1313
	5	1,0983	1,1039	1,1120	1,1402
	6	1,1467	1,1471	1,1505	1,1502
	7	1,1701	1,1667	1,1715	1,1591
	8	1,1456	1,1443	1,1461	1,1690
	9	1,1703	1,1746	1,1642	1,1806
	10	1,1946	1,2017	1,1905	1,1924
	11	1,2019	1,2102	1,2005	1,2049
	12	1,1844	1,2032	1,1938	1,2203
1973	1	1,1882	1,2089	1,1922	1,2386
	2	1,2357	1,2536	1,2431	1,2608
	3	1,2201	1,2477	1,2575	1,2809
	4	1,2349	1,2523	1,2656	1,2966
	5	1,2299	1,2425	1,2514	1,3176
	6	1,3421	1,3410	1,3335	1,3406
	7	1,3543	1,3512	1,3518	0,0000
	8	1,3334	1,3302	1,3276	0,0000
	9	1,3692	1,3800	1,3524	0,0000
	10	1,4400	1,4601	1,4242	0,0000
	11	1,4621	1,4844	1,4508	0,0000
	12	1,4181	1,4521	1,4236	0,0000

alors que l'indice annuel mobile centré correspondant englobe les observations faites sur quelque 25 mois⁵⁰. On notera que l'indice de Laspeyres géométrique corrigé des variations saisonnières est généralement celui qui produit les meilleures estimations de l'indice annuel mobile correspondant avec cette série de données. Comme on le voit sur le graphique 22.7, les trois indices mensuels sous-estiment le taux d'inflation retracé par l'indice annuel mobile centré pendant les tous premiers mois de 1973,

⁵⁰Dans le cas des séries saisonnières dont l'évolution n'est pas aussi régulière que celle des données modifiées de Turvey, la capacité prédictive des indices à panier annuel corrigés des variations saisonnières est peut-être beaucoup plus faible; autrement dit, si le profil d'évolution saisonnière des prix est très heurté, il ne faut guère compter sur ces indices mensuels pour donner une prévision fiable d'un indice annuel mobile.

Graphique 22.7 Indice de Lowe, indice de Young et indice de Laspeyres géométrique avec reconduction des prix, désaisonnalisés, et indice annuel mobile centré



mais ils rattrapent ensuite la trajectoire visée dès le milieu de l'année⁵¹.

22.93 On peut répéter les opérations ci-dessus en remplaçant les indices à panier annuel avec reconduction des prix par leurs équivalents à prix imputés; il suffit pour cela d'utiliser les données du tableau 22.24 (au lieu du tableau 22.23) et du tableau 22.27 (au lieu du tableau 22.26). Une version désaisonnalisée de l'indice de Rothwell présenté dans la section précédente a également été incluse dans le tableau 22.27⁵². Les cinq séries du tableau 22.27 sont illustrées par le graphique 22.8.

22.94 Là encore, les indices à panier annuel désaisonnalisés qui figurent dans les colonnes P_{LOSA} , P_{YSA} et P_{GLSA} du tableau 22.27 (avec imputation des prix manquants) sont assez proches de l'indice annuel mobile centré correspondant présenté dans la dernière colonne du même tableau⁵³. L'indice de Laspeyres géométrique désaisonnalisé est celui qui s'en approche le plus et l'indice de Rothwell désaisonnalisé, celui qui s'en écarte le plus. Les trois indices mensuels, P_{LOSA} , P_{YSA} et P_{GLSA} , qui utilisent des pondérations annuelles, sont très nettement en dessous de l'indice annuel mobile centré, P_{CRY} , pendant

⁵¹On se souviendra que, faute de données, l'indice P_{CRY} a été artificiellement maintenu à un niveau constant sur les six derniers mois; il aurait en effet été nécessaire de disposer des données relatives aux six premiers mois de 1974 pour pouvoir calculer les valeurs du semestre précédent.

⁵²On a utilisé la même technique de correction des variations saisonnières que celle définie par les équations (22.35).

⁵³Pour les observations 13 à 31, on peut effectuer une régression des séries désaisonnalisées sur les séries annuelles mobiles centrées. On obtient ainsi un R^2 de 0,8994 pour l'indice de Lowe désaisonnalisé, un R^2 de 0,9294 pour l'indice de Young désaisonnalisé et un R^2 de 0,9495 pour l'indice de Laspeyres géométrique désaisonnalisé. Pour l'indice de Rothwell désaisonnalisé, le R^2 est égal à 0,8704, soit une valeur moindre que dans les trois autres cas. Pour les indices de Lowe et de Young et l'indice de Laspeyres géométrique à prix imputés, le R^2 est plus élevé que celui que l'on obtient avec reconduction des prix.

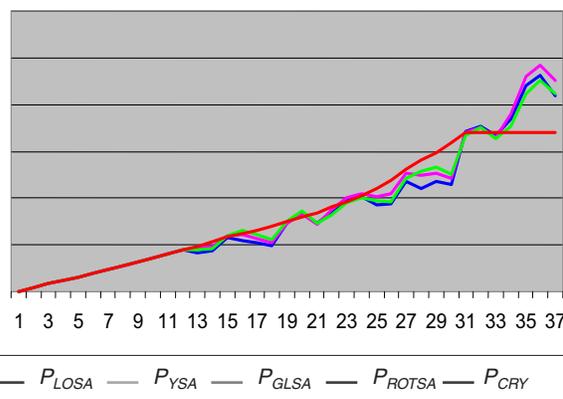
Tableau 22.27 Indice de Lowe, indice de Young et indice de Laspeyres géométrique à prix imputés, désaisonnalisés, indice de Rothwell désaisonnalisé et indice annuel mobile centré

Année	Mois	P_{LOSA}	P_{YSA}	P_{GLSA}	P_{ROTHSA}	P_{CRY}
1970	12	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1971	1	1,0091	1,0091	1,0091	1,0091	1,0091
	2	1,0179	1,0179	1,0179	1,0179	1,0179
	3	1,0242	1,0242	1,0242	1,0242	1,0242
	4	1,0298	1,0298	1,0298	1,0298	1,0298
	5	1,0388	1,0388	1,0388	1,0388	1,0388
	6	1,0478	1,0478	1,0478	1,0478	1,0478
	7	1,0547	1,0547	1,0547	1,0547	1,0547
	8	1,0631	1,0631	1,0631	1,0631	1,0631
	9	1,0729	1,0729	1,0729	1,0729	1,0729
	10	1,0814	1,0814	1,0814	1,0814	1,0814
	11	1,0885	1,0885	1,0885	1,0885	1,0885
	12	1,0863	1,0972	1,0939	1,0849	1,0965
1972	1	1,0909	1,0999	1,0958	1,0978	1,1065
	2	1,1185	1,1245	1,1244	1,1442	1,1174
	3	1,1129	1,1250	1,1359	1,1657	1,1254
	4	1,1091	1,1167	1,1266	1,1460	1,1313
	5	1,0988	1,1043	1,1129	1,1342	1,1402
	6	1,1467	1,1469	1,1505	1,1339	1,1502
	7	1,1701	1,1666	1,1715	1,1746	1,1591
	8	1,1457	1,1442	1,1461	1,1659	1,1690
	9	1,1703	1,1746	1,1642	1,1298	1,1806
	10	1,1947	1,2019	1,1905	1,1715	1,1924
	11	1,2019	1,2103	1,2005	1,2106	1,2049
	12	1,1888	1,2078	1,1981	1,1960	1,2203
1973	1	1,1941	1,2149	1,1983	1,2089	1,2386
	2	1,2431	1,2611	1,2513	1,2901	1,2608
	3	1,2289	1,2565	1,2677	1,3358	1,2809
	4	1,2447	1,2621	1,2778	1,3373	1,2966
	5	1,2338	1,2459	1,2576	1,3131	1,3176
	6	1,3421	1,3406	1,3335	1,3007	1,3406
	7	1,3543	1,3510	1,3518	1,3831	0,0000
	8	1,3343	1,3309	1,3285	1,4087	0,0000
	9	1,3712	1,3821	1,3543	1,2921	0,0000
	10	1,4430	1,4634	1,4271	1,3949	0,0000
	11	1,4669	1,4895	1,4560	1,4903	0,0000
	12	1,4307	1,4651	1,4359	1,4505	0,0000

les tous premiers mois de 1973, lorsque l'inflation mensuelle augmente brusquement, mais à partir du milieu de l'année les quatre indices sont ensuite assez proches les uns des autres. Avec les données utilisées ici, l'indice de Rothwell désaisonnalisé laisse plutôt à désirer en tant qu'approximation de P_{CRY} , mais cela pourrait être dû à la méthode rudimentaire de correction des variations saisonnières que l'on a retenue.

22.95 En comparant les tableaux 22.26 et 22.27, on s'aperçoit que les résultats obtenus avec les données modifiées de Turvey ne présentent pas de grande différence selon que les prix manquants sont traités par reconduction ou imputation; les facteurs d'ajustement saisonnier ont détecté les irrégularités que présentent les indices non corrigés lorsque l'on utilise la méthode de reconduction des prix. Quoi qu'il en soit, les trois indices mensuels à pondérations annuelles et prix imputés

Graphique 22.8 Indice de Lowe, indice de Young et indice de Laspeyres géométrique à prix imputés, désaisonnalisés, indice de Rothwell désaisonnalisé et indice annuel mobile centré



sont un peu plus proches de l'indice annuel mobile centré correspondant que les trois indices à prix reconduits. En cas d'observations manquantes, on préférera donc, à la reconduction, une méthode d'imputation des prix.

22.96 Les conclusions qui ressortent de la présente section sont assez encourageantes pour les offices de statistique qui souhaitent adopter un indice à panier annuel comme indice de référence⁵⁴. Il semble en effet qu'il soit possible, pour les groupes de produits présentant une saisonnalité très marquée, de corriger ce type d'indice des variations saisonnières⁵⁵ et d'utiliser ensuite le résultat obtenu comme rapport de prix pour le groupe considéré à des niveaux d'agrégation plus élevés. Parmi les indices à panier annuel, l'indice de Laspeyres géométrique semble préférable à l'indice de Lowe, encore que les données utilisées ici ne fassent guère ressortir de différences entre les deux.

Conclusion

22.97 Des résultats exposés dans les sections qui précèdent, on peut tirer un certain nombre de conclusions provisoires :

- La prise en compte de produits saisonniers dans les indices mensuels à recouplement maximal est souvent à l'origine de biais importants. Par conséquent, à moins

⁵⁴Compte tenu des résultats exposés dans les chapitres précédents, il ne semble toutefois pas indiqué d'opter pour l'indice de Young puisque celui-ci ne satisfait pas au test de réversibilité temporelle et comporte un biais à la hausse.

⁵⁵Il n'est pas nécessaire de recourir à des indices annuels mobiles pour procéder à la correction des variations saisonnières, mais leur utilisation est recommandée parce qu'ils contribuent à l'objectivité et à la reproductibilité des indices désaisonnalisés.

que le cumul de ces indices sur un an soit proche de leur équivalent en glissement annuel, on évitera d'intégrer les produits saisonniers dans les indices mensuels à recouplement maximal ou bien on procédera aux corrections des variations saisonnières selon les techniques proposées aux paragraphes 22.91 à 22.96.

- On peut toujours calculer des indices à base mensuelle en glissement annuel, même avec des produits fortement saisonniers⁵⁶. Beaucoup d'utilisateurs seront intéressés par ces formules qui constituent en outre les éléments de base des indices annuels et des indices mobiles. Les offices de statistique devraient construire de tels indices qui pourraient être proposés parmi les «séries analytiques» pour éviter la confusion avec l'IPC mensuel de référence.
- Les indices annuels mobiles devraient également figurer parmi les séries analytiques. Ce sont eux qui constituent l'indicateur le plus fiable de l'inflation annuelle observée de mois en mois. On peut les considérer comme des IPC désaisonnalisés, dont l'usage par les banques centrales comme cibles d'inflation s'impose tout naturellement. Ils ont néanmoins l'inconvénient de mesurer l'inflation en glissement annuel avec un décalage de six mois, ce qui empêche de s'en servir comme indicateurs à court terme. Il est néanmoins possible d'appliquer les techniques décrites aux paragraphes 22.55 à 22.62 et 22.91 à 22.96 pour obtenir des prévisions à jour de ces indices annuels mobiles avec les données de prix de la période en cours.
- Les indices à panier annuel peuvent également donner de bons résultats dans le contexte des produits saisonniers. Cependant, la plupart des utilisateurs de l'IPC préféreront des versions désaisonnalisées de ce type d'indices, la correction des variations saisonnières pouvant se faire à l'aide des méthodes décrites aux paragraphes 22.91 à 22.96 ou bien des procédés habituellement utilisés par les offices de statistique⁵⁷.

⁵⁶On peut rencontrer des problèmes avec les évolutions en glissement annuel lorsque des vacances à plage mobile ou des aléas climatiques viennent bousculer le profil saisonnier «normal». En général, on pourra allonger la période prise en compte pour atténuer ces difficultés : le profil saisonnier du trimestre sera plus stable que le profil saisonnier du mois, lequel sera à son tour plus stable que le profil saisonnier de la semaine.

⁵⁷L'utilisation des variantes habituelles du modèle X11 pour corriger l'IPC de référence de ses variations saisonnières pose toutefois un problème dans la mesure où les facteurs d'ajustement «final» ne sont

- *A priori*, lorsqu'il s'agit de procéder à des comparaisons de prix entre deux périodes quelconques, les indices de Paasche et de Laspeyres sont d'égale valeur. Dans des conditions ordinaires, on réduira l'écart entre les deux formules en utilisant des indices-chaînes au lieu d'indices à base fixe. Il semble donc préférable, pour la construction d'indices en glissement ou en moyenne annuelle, de prendre pour cible l'indice-chaîne de Fisher (ou l'indice-chaîne de Törnqvist-Theil, qui en est une bonne approximation). Dans le cas des indices mensuels, cependant, il convient de toujours confronter les indices-chaînes aux séries équivalentes en glissement annuel pour détecter toute dérive éventuelle due au chaînage. Si le biais constaté est important, il faut alors remplacer les indices-chaînes mensuels par des indices à base fixe ou par des indices à panier annuel désaisonnalisés⁵⁸.
- Si les parts de dépenses de la période courante ne sont pas très différentes de celles de l'année de base, les indices-chaînes approchés de Fisher fourniront généralement une assez bonne approximation des véritables indices de Fisher choisis pour cible. Les indices approchés de Laspeyres, de Paasche et de Fisher utilisent les parts de dépenses de la période de base à chaque fois que celles-ci apparaissent dans la formule en lieu et place des parts de dépenses de la période courante (ou de la période courante décalée). Les offices de statistique peuvent calculer des indices approchés de Laspeyres, de Paasche et de Fisher avec leurs séries de données habituelles.
- L'indice de Laspeyres géométrique peut être substitué à l'indice approché de Fisher; il utilise les mêmes informations et évolue à peu près de la même manière, en principe, que ce dernier.

Dans le contexte de la méthodologie des indices, il est évident que le traitement des produits saisonniers devra faire l'objet de nouveaux travaux de recherche, car il n'existe encore à ce jour aucun consensus sur la meilleure pratique à adopter pour résoudre les problèmes rencontrés.

généralement disponibles qu'au terme de deux ou trois années supplémentaires de collecte de données. L'IPC de référence n'étant pas révisable, cela peut exclure qu'on lui applique des procédés de correction de type X11. On notera que l'approche indiciaire exposée dans le présent chapitre ne présente pas cet inconvénient.

⁵⁸On pourrait également utiliser une forme ou une autre d'indice multilatéral; voir, par exemple, Caves, Christensen, and Diewert (1982a) ou Feenstra and Shapiro (2003).

BIENS DURABLES ET COÛTS D'USAGE

Introduction

23.1 Lorsqu'un consommateur achète un bien durable (autre qu'un logement), les indices des prix à la consommation (IPC) imputent la totalité de cette dépense à la période d'achat, même si le bien continue d'être utilisé après cette période¹. Par définition, un bien durable fournit des services au-delà de la période considérée². Le *Système de comptabilité nationale 1993* définit les *biens de consommation durables* comme suit :

Dans le cas des biens, la distinction entre acquisition et utilisation est importante d'un point de vue analytique. Elle est à la base de la distinction entre biens durables et biens non durables, qui est largement utilisée dans l'analyse économique. En fait, la distinction entre biens durables et biens non durables ne repose pas sur un critère de durabilité physique en tant que tel, mais elle repose plutôt sur le fait de savoir si les biens ne peuvent être utilisés qu'une seule fois pour la production ou la consommation, ou s'ils peuvent être utilisés de façon répétée ou continue. Le charbon, par exemple, est un bien hautement durable du point de vue physique, mais il ne peut brûler qu'une seule fois. Un bien durable se définit donc comme un bien qui peut être utilisé de façon répétée ou continue sur une période supérieure à un an, moyennant un taux d'usure physique normal ou moyen. Un bien de consommation durable est un bien qui peut être utilisé pour la consommation, de façon répétée ou continue sur une période d'au moins un an [Commission des Communautés européennes *et al.*, 1993, p. 229].

Nous nous intéresserons essentiellement dans ce chapitre aux problèmes qui se posent lorsque l'on détermine le prix des biens durables qui répondent à cette définition³.

¹Cette façon de traiter l'achat des biens durables date au moins d'Alfred Marshall (1898, p. 594–95) :

Nous avons fait remarquer aussi que quoique les avantages qu'un homme retire de son habitation dans sa propre maison soient communément comptés comme faisant partie de son revenu réel, et estimés d'après la valeur locative (*rental value*) nette de sa maison, le même système n'est pas suivi en ce qui concerne les avantages qu'il retire de l'usage de son mobilier et de ses vêtements. Il est préférable de se conformer ici à la pratique commune et de compter comme faisant partie du revenu national ou dividende national rien de ce qui n'est pas ordinairement compté comme faisant partie du revenu de l'individu.

²D'après une autre définition, un bien durable est un bien qui fournit des services à son acquéreur pendant plus de trois ans : «Selon la définition du Bureau of Economic Analysis, les biens de consommation durables sont les biens qui ont une durée de vie moyenne d'au moins trois ans» [Katz (1983, p. 422)].

³Les paragraphes 23.136 à 23.145 traitent brièvement de la façon de rendre compte de l'achat, de la consommation et de la détention de stocks de biens de consommation non durables.

La durabilité est davantage que le simple fait qu'un bien puisse durer physiquement plus d'un an (car c'est le cas de la plupart des biens). Les biens durables se distinguent des biens non durables par leur capacité à rendre des services utiles aux consommateurs dans le cadre d'un usage répété sur une longue période.

23.2 Étant donné que l'utilisation des biens de consommation durables procure des avantages pendant plus d'une période, il ne convient peut-être pas d'imputer la totalité de leur prix d'achat à la période d'achat initiale. On doit alors, d'une façon ou d'une autre, répartir le prix d'achat initial sur la durée de vie utile de l'actif. Il s'agit là d'un problème fondamental de comptabilité⁴.

Charles R. Hulten (1990, p. 120–21) explique ainsi quelles sont les conséquences, pour les comptables, de la durabilité des achats :

Dire d'un bien en capital qu'il est durable signifie qu'il est productif durant une ou deux périodes. Il faut donc établir une distinction entre la valeur de l'utilisation ou de la location du capital pendant une année donnée et la valeur liée à la possession du bien immobilisé. Cette distinction ne pose pas nécessairement de problème de mesure si les services en capital utilisés une année donnée ont été payés la même année, c'est-à-dire si tout le capital a été loué. Dans ce cas, les transactions sur le marché locatif déterminent le prix et la quantité du capital à chaque période, de la même façon que les données sur le prix et la quantité des prestations de travail sont tirées des transactions sur le marché du travail. Malheureusement, une grande partie du capital est utilisée par les propriétaires, et le transfert de services en capital entre le propriétaire et l'usager donne lieu à un loyer implicite que les statisticiens n'observent généralement pas. Les données sur le marché ne permettent donc pas d'estimer directement le prix et la quantité des services en capital. C'est pourquoi on a élaboré des procédures indirectes de déduction de la quantité de capital comme la méthode de l'inventaire permanent, ou accepté des mesures imparfaites comme la valeur comptable.

⁴D'après Stephen Gilman (1939) et David Solomons (1961) :

La troisième convention est celle de l'exercice comptable annuel. C'est elle qui est à l'origine de la plupart des problèmes complexes de comptabilité. Sans elle, la comptabilité consisterait tout simplement à enregistrer des transactions achevées et entièrement réalisées, ce qui serait d'une simplicité enfantine [Gilman (1939, p. 26)].

Tous les problèmes que pose la mesure des revenus viennent du fait que nous cherchons à attribuer les revenus à de brèves périodes de temps déterminées arbitrairement. En fin de compte, les résultats sont corrects, mais cela n'a alors plus d'importance [Solomons (1961, p. 378)].

On notera que ces auteurs ne mentionnent pas les difficultés dues à la nécessité d'actualiser les recettes et les coûts futurs de façon à obtenir des montants équivalents en valeur actualisée.

23.3 Trois méthodes, principalement, permettent de résoudre le problème de la durabilité. On peut :

- faire abstraction du problème de la répartition du coût initial du bien durable sur sa durée de vie utile et imputer la totalité du prix à la période d'achat. C'est le *concept d'acquisition*, que les statisticiens qui calculent l'IPC appliquent aujourd'hui à tous les biens durables, à l'exception des logements;
- adopter le *concept d'équivalent-loyer* ou *d'équivalence en crédit-bail*, qui consiste à imputer à un bien de consommation durable donné un prix sur une période égal au prix de la location ou du crédit-bail d'un bien équivalent sur la même période;
- appliquer le *concept du coût d'usage*, qui revient à décomposer le coût d'achat initial du bien durable en deux parties : l'une qui reflète le coût estimé de l'utilisation des services fournis par ce bien pendant la période considérée, et l'autre qui représente un investissement devant rapporter un taux de rendement exogène.

Ces concepts sont analysés de façon plus approfondie dans les trois sections suivantes.

23.4 Ces trois méthodes de traitement des achats de biens durables s'appliquent à l'achat de tout produit durable. On observe que les concepts de l'équivalent-loyer et du coût d'usage n'ont été appliqués traditionnellement qu'aux logements occupés par leur propriétaire. En d'autres termes, tous les offices de statistique ont traité l'achat des biens de consommation durables, à l'exception des logements occupés par leur propriétaire, à l'aide du concept d'acquisition. Cette tradition s'explique probablement par le fait que Marshall a établi la norme qui a servi de modèle aux statisticiens depuis un siècle. Elle s'explique peut-être aussi par un constat : à moins qu'un bien durable n'ait une durée de vie utile prolongée, peu importe, sur le long terme, que l'on opte pour l'acquisition ou l'un des deux autres concepts. C'est ce que nous montrerons aux paragraphes 23.39 à 23.42.

23.5 L'amortissement est une composante fondamentale de l'évaluation, à l'aide du concept du coût d'usage, des services que fournissent les logements occupés par leur propriétaire. Nous présenterons aux paragraphes 23.43 à 23.68 un modèle général d'amortissement des biens de consommation durables, ainsi que les trois modèles les plus couramment utilisés, qui sont plus spécialisés. Tous reposent sur l'hypothèse que des unités homogènes des biens durables sont produites pendant chaque période de sorte que l'on peut utiliser les informations sur les prix des différentes générations des biens durables à tout moment pour définir les modalités de l'amortissement. Toutefois, de nombreux biens durables (comme le logement) étant des produits personnalisés, on ne peut leur appliquer les méthodes qui servent à déterminer les modèles d'amortissement expliqués aux paragraphes 23.43 à 23.68. Les problèmes particuliers que posent ces biens durables pro-

duits en un seul exemplaire sont étudiés aux paragraphes 23.69 à 23.78.

23.6 Les sections suivantes traitent de certaines difficultés précises liées à la mise en œuvre des concepts du coût d'usage et de l'équivalent-loyer pour évaluer les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire. Les paragraphes 23.79 à 23.93 présentent une méthode de calcul du coût d'usage des logements utilisés par leur propriétaire, ainsi que diverses approximations. Les paragraphes 23.94 à 23.120 traitent de certains coûts afférents à la propriété des logements, et les paragraphes 23.121 à 23.133 sont consacrés aux différences entre les coûts supportés par les bailleurs et ceux supportés par les propriétaires-occupants. C'est un point à prendre en considération si l'on adopte le concept d'équivalent-loyer pour évaluer les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire, car il faut alors veiller à retrancher certains coûts inclus dans la valeur locative de marché, que ne supportent pas les propriétaires-occupants.

23.7 Après Marshall, les offices de statistique ont employé d'autres concepts que celui d'acquisition pour traiter les logements occupés par leur propriétaire. Au concept d'équivalent-loyer (qui est celui qu'adoptent habituellement les offices de statistique) et à celui du coût d'usage, il faut en ajouter un quatrième : le *concept de paiement*⁵, fondé sur les *flux de trésorerie*. Il est expliqué aux paragraphes 23.134 et 23.135.

23.8 Les paragraphes 23.136 à 23.145 donnent un aperçu de certains problèmes que pose l'application des trois principales méthodes de détermination du prix des logements occupés par leur propriétaire.

Le concept d'acquisition

23.9 Charles Goodhart (2001, p. F350) décrit ainsi le traitement des logements occupés par leur propriétaire à l'aide du *concept des acquisitions nettes* :

Le premier concept est celui des acquisitions nettes, qui s'intéresse à l'évolution du prix des logements achetés récemment et occupés par leur propriétaire, pondéré par les achats nets de la population de référence. C'est un instrument de mesure qui repose sur les actifs. Pour cette raison, il n'est pas loin d'être l'instrument de mesure de l'inflation en tant qu'évolution de la valeur de l'argent que je préfère, bien qu'à certains égards, il soit plus indiqué de mesurer l'évolution du prix du parc des logements existants plutôt que de se limiter à celui des achats nets. En outre, cet instrument est conforme au traitement d'autres biens durables. Des pays comme l'Australie et la Nouvelle-Zélande l'ont utilisé. C'est, à mon sens, le principal instrument possible pour l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) de la zone euro, qui exclut aujourd'hui toute mesure du prix d'achat des logements (neufs), mais qui inclut les travaux mineurs de réparation et

⁵C'est le terme qu'utilise Goodhart (2001, p. F350-51).

d'entretien par les propriétaires-occupants, ainsi que la totalité des dépenses des locataires.

23.10 Les pondérations utilisées dans la méthode des acquisitions nettes sont les achats nets de logements par les ménages à d'autres secteurs institutionnels pendant la période de référence. Il convient de noter qu'en principe, les rachats d'habitations à d'autres secteurs sont à prendre en considération. Ainsi, il arrive que des collectivités locales vendent des logements locatifs à des propriétaires-occupants. Toutefois, en règle générale, ce type de transaction porte essentiellement sur des logements neufs. Par conséquent, le rapport de prix à long terme pour cette catégorie de dépenses sera principalement le rapport du prix des logements (neufs) (ajusté au titre de la qualité) pendant la période en cours au prix des logements neufs pendant la période de référence⁶. Il est extrêmement aisé d'appliquer le concept des acquisitions nettes à d'autres biens de consommation durables : on traite l'achat des biens durables de la même façon que l'achat des biens non durables ou des services.

23.11 Le concept des acquisitions nettes a une autre conséquence : on peut considérer que les gros travaux de rénovation et d'agrandissement des unités d'habitation occupées par leur propriétaire entrent dans son champ d'application. Dans la pratique, ces coûts ne sont généralement pas couverts par les IPC classiques. Le traitement des travaux de rénovation et d'agrandissement est examiné plus en détail aux paragraphes 23.107 à 23.117.

23.12 Traditionnellement, le concept des acquisitions nettes comprend également les coûts de transfert liés au rachat et à la revente de logements puisqu'il s'agit de dépenses qui relèvent des IPC calculés selon le concept d'acquisition. Ces coûts recouvrent essentiellement les services des agents immobiliers et les droits de mutation. Ils sont analysés de façon plus approfondie aux paragraphes 23.100, 23.101 et 23.118 à 23.120.

23.13 Le principal avantage du concept d'acquisition est qu'il traite les achats de biens durables et non durables de façon parfaitement symétrique, ce qui évite aux offices de statistique de mettre au point des procédures particulières aux biens durables. Comme nous le verrons plus loin, son principal inconvénient est que le calcul des dépenses tend alors à sous-estimer les dépenses correspondantes consacrées aux biens durables telles qu'elles découlent de l'application des concepts d'équivalent-loyer et de coût d'usage.

⁶Cet indice des prix comprend ou non le prix des terrains sur lesquels se trouvent les unités d'habitation neuves. Par conséquent, en règle générale, les indices du coût de la construction des logements neufs ne comprennent pas le coût des terrains. Le concept d'acquisition s'intéresse avant tout aux achats par les ménages de biens et de services auprès de fournisseurs qui n'appartiennent pas au secteur des ménages. Si un terrain sur lequel se trouve un logement neuf appartenait auparavant à ce secteur, on peut supposer que le coût de ce terrain est exclu des indices des prix des logements neufs fondés sur le concept d'acquisition.

23.14 Le concept d'acquisition diffère des autres concepts par les aspects suivants, entre autres :

- S'il existe un marché de la location ou du crédit-bail du bien durable considéré et que ce bien a une longue durée de vie utile, les pondérations de dépenses utilisées suivant les concepts de l'équivalent-loyer ou du coût d'usage seront en général beaucoup plus importantes que les pondérations correspondantes appliquées suivant le concept d'acquisition (voir les paragraphes 23.34 à 23.42).
- Si l'année de référence correspond à une année de flambée (ou d'effondrement) des prix du bien durable considéré, les pondérations de dépenses sur la période de référence risquent d'être trop importantes (ou pas assez). En d'autres termes, les dépenses globales mesurées selon le concept d'acquisition risquent d'être plus volatiles que les dépenses globales mesurées selon les concepts de l'équivalent-loyer ou du coût d'usage.
- Lorsque l'on compare la consommation de différents pays dans lesquels la proportion des biens durables détenus en propriété et celle des biens détenus en location ou en crédit-bail varient très sensiblement⁷, le concept d'acquisition risque de fausser les comparaisons. En effet, le concept des acquisitions nettes exclut les coûts en capital, alors que les deux autres concepts les incluent, de façon explicite ou implicite.

23.15 Plus fondamentalement, la question de savoir si le concept d'acquisition convient ou non dépend de la finalité de l'indice. S'il s'agit de mesurer le prix des services de consommation de la période en cours, il faut considérer le concept d'acquisition uniquement comme une approximation d'un concept plus adapté (qui serait soit celui de l'équivalent-loyer, soit celui du coût d'usage). S'il s'agit de mesurer les dépenses monétaires (ou non imputées) des ménages durant la période considérée, il est préférable d'adopter le concept d'acquisition.

Le concept d'équivalent-loyer

23.16 Le concept d'équivalent-loyer évalue tout simplement les services produits par l'utilisation d'un bien de consommation durable pendant une période donnée à partir de la valeur locative du même bien sur le marché pendant la même période (si cette valeur locative existe). C'est le concept adopté dans le *Système de comptabilité nationale 1993 (SCN 1993)* pour traiter les logements occupés par leur propriétaire :

La location de logements étant, dans la plupart des pays, un marché bien organisé, il est possible de valoriser la production de services de logement pour compte propre, en utilisant les prix pratiqués sur le marché pour

⁷D'après Hoffmann et Kurz (2002, p. 3-4), 60 % environ des ménages allemands louent leur logement, contre seulement 20 % environ des ménages espagnols.

des types de services similaires, conformément aux règles générales de valorisation adoptées pour les biens ou les services produits pour compte propre. En d'autres termes, la production des services de logements occupés par leur propriétaire est valorisée au loyer estimé qu'un locataire devrait payer pour le même logement, compte tenu de l'existence de facteurs comme la localisation, les équipements collectifs, etc., ainsi que la taille et la qualité du logement lui-même [Commission des communautés européennes *et al.* (1993, p. 143–44)].

23.17 Le *SCN 1993* suit néanmoins la méthode de Marshall (1898, p. 595) et n'étend pas le concept d'équivalent-loyer aux biens de consommation durables autres que le logement. Ce traitement, peu cohérent en apparence, est expliqué comme suit dans le *SCN 1993* :

La production, par les propriétaires-occupants, de services de logement destinés à leur propre consommation finale a toujours fait partie du domaine de la production dans les comptes nationaux, même si elle fait exception au principe général d'exclusion de la production de services pour compte propre. Le rapport entre le nombre de logements occupés par leur propriétaire et le nombre de ceux qui sont loués peut varier fortement d'un pays à l'autre, et même, sur une courte période de temps, dans un même pays; par conséquent, les comparaisons, d'un pays à l'autre ou d'une période à l'autre, de la production et de la consommation de services de logement pourraient être faussées, si aucune imputation n'était faite pour la valeur des services de logement produits pour compte propre [Commission des Communautés européennes *et al.* (1993, p. 134)].

23.18 Le manuel d'Eurostat sur le calcul des prix et des volumes dans la comptabilité nationale (2001) intitulé *Manuel de la mesure des prix et des volumes dans les comptes nationaux* recommande lui aussi d'adopter le concept d'équivalent-loyer pour traiter les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire : «Dans de nombreux pays, la production à prix courants des logements occupés par leur propriétaire est estimée en établissant un lien entre les loyers effectivement payés dans le secteur des logements locatifs et ceux de logements similaires occupés par leur propriétaire. Cela permet d'imputer un loyer fictif pour le service que les propriétaires-occupants tirent de leur bien immobilier» [Eurostat (2001, p. 99)].

23.19 Les deux organismes statistiques des États-Unis (le Bureau of Labor Statistics et le Bureau of Economic Analysis) emploient la méthode de l'équivalent-loyer pour évaluer les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire. Arnold J. Katz (1983, p. 411) décrit ainsi les procédures du Bureau of Economic Analysis (BEA) :

Schématiquement, le BEA calcule le loyer brut (loyer de l'espace) des logements occupés par leur propriétaire à partir des données sur les loyers payés pour des logements similaires qui ont la même valeur marchande. Pour obtenir la valeur du service ajoutée au PNB (produit brut du secteur du logement), on soustrait du loyer de l'espace la valeur des biens et des services intermé-

diaires compris dans ce chiffre (frais de réparation et d'entretien, assurance, charges de copropriété et frais de dossier, par exemple). Pour obtenir un résultat net (le revenu locatif net), on soustrait de la valeur du service l'amortissement, les impôts et les intérêts nets, et on ajoute les subventions.

23.20 Ce mode de traitement des logements pose certains problèmes, que nous évoquerons plus loin après avoir étudié l'application du concept du coût d'usage aux biens durables⁸.

23.21 Pour résumer, nous voyons que d'un point de vue conceptuel, il est aisé de traiter les biens durables suivant la méthode de l'équivalent-loyer : on impute le prix de la location ou du crédit-bail d'un produit comparable pendant la période en cours comme étant le prix d'achat d'une unité d'un bien de consommation durable. Dans le cas des stocks existants de biens de consommation durables usagés, la méthode de l'équivalent-loyer suppose que l'on trouve le prix de la location d'unités usagées comparables⁹. Jusqu'à présent, comme nous l'avons vu, les offices de statistique n'ont pas traité les biens durables à l'aide du concept d'équivalent-loyer, sauf en ce qui concerne les logements occupés par leur propriétaire. Il convient cependant de noter que pour adopter ce concept, il faut qu'il existe un marché de la location ou du crédit-bail pertinent, ce qui est rarement le cas, en particulier lorsque l'on admet qu'il faut disposer du prix de la location de chaque génération du bien que détiennent les ménages¹⁰.

⁸On peut dire, d'ores et déjà, que le principal problème est qu'en évaluant les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire à l'aide de la méthode de l'équivalent-loyer, on risque d'obtenir une valeur plus élevée qu'avec la méthode du coût d'usage.

⁹Une autre façon de calculer l'équivalent du prix de la location d'un stock de biens de consommation durables consiste à demander aux ménages combien ils pensent pouvoir louer ces biens. C'est cette méthode qu'utilise le Bureau of Labor Statistics des États-Unis pour déterminer les pondérations des dépenses afférentes aux logements occupés par leur propriétaire, le Bureau demandant aux propriétaires-occupants d'estimer combien ils pourraient louer leur logement à un tiers (voir Bureau of Labor Statistics (1983)). Lebow et Rudd (2003, p. 169) notent que ces estimations des loyers imputés aux États-Unis, qui sont établies à partir d'enquêtes sur les dépenses de consommation, sont très différentes des estimations correspondantes du Bureau of Economic Analysis relatives aux loyers imputés. Ces dernières sont obtenues en appliquant au stock de logements occupés par leur propriétaire un ratio du loyer à la valeur des biens immobiliers loués. D'après Lebow et Rudd, les estimations établies à partir des enquêtes sur les dépenses risquent d'être moins fiables que celles obtenues en appliquant un ratio du loyer à la valeur des biens immobiliers car les enquêtes sont d'une envergure relativement limitée et les ménages peuvent avoir des difficultés à se souvenir de leurs dépenses ou à les estimer.

¹⁰Si l'on applique le modèle d'amortissement dit du «fiacre centenaire» ou de l'ampoule électrique, le prix de la location du bien durable restera identique pour toutes les générations, et il sera donc inutile de connaître précisément le marché locatif de chaque génération. Le modèle d'amortissement de l'ampoule électrique remonte à Böhm-Bawerk (1891, p. 342). Pour des informations plus récentes sur ce modèle, voir les paragraphes 23.62 à 23.68, ou encore Hulten (1990) ou Diewert (2003b).

Le concept du coût d'usage

23.22 Le traitement des biens durables à l'aide du concept du coût d'usage est, à certains égards, extrêmement simple : il consiste à calculer le coût d'achat des biens durables au début de la période considérée et le coût de l'utilisation des services fournis par ces biens durant cette période, puis à déduire de ces coûts le profit que l'on peut obtenir en vendant les biens à la fin de la période. Plusieurs détails de cette procédure prêtent cependant à controverse. Il s'agit de l'utilisation des coûts d'opportunité, qui sont généralement des coûts imputés, et du traitement des intérêts et des plus-values ou gains de détention.

23.23 Le concept du coût d'usage pose un autre problème : il oblige à faire une distinction entre les achats de la période en cours (flux) effectués durant la période considérée et les stocks physiques du bien durable détenus au début et à la fin de l'exercice comptable. Jusqu'ici, nous avons retenu dans ce manuel les prix et quantités achetées à un moment précis, au milieu de la période considérée par exemple, et nous avons supposé que la consommation avait lieu durant la même période. Il était donc inutile d'étudier le comportement (et la valeur) du stock de biens de consommation durables dont disposaient les ménages. Or, la plupart des statisticiens ne sont pas au fait des problèmes assez complexes que pose la comptabilité des stocks et des flux.

23.24 Pour déterminer le coût net de l'utilisation d'un bien durable durant la période 0, par exemple, on suppose que l'on achète une unité de ce bien durable au début de la période 0 au prix P^0 . On peut vendre ce bien durable « usagé » ou « d'occasion » à la fin de la période 0 au prix P_S^1 . Il semble que l'on puisse raisonnablement établir que le coût net de l'utilisation d'une unité du bien durable pendant la période 0 correspond à son prix d'achat initial P^0 moins la « valeur de rebut » P_S^1 à la fin de la période 0. L'argent reçu à la fin de la période n'a cependant pas autant de valeur que celui reçu au début de la période. Pour convertir la valeur à la fin de la période en valeur équivalente au début de la période, il faut donc actualiser le terme P_S^1 par le terme $1+r^0$, où r^0 est le taux d'intérêt nominal appliqué au consommateur au début de la période 0. Par conséquent, le coût d'usage u^0 , au cours de la période 0, du bien de consommation durable¹¹ se définit comme suit :

$$u^0 = P^0 - \frac{P_S^1}{(1+r^0)} \quad (23.1)$$

¹¹Cette méthode de calcul de la formule du coût d'usage a été utilisée par Diewert (1974b), qui s'est inspiré d'une méthode que l'on peut attribuer à Hicks (1946, p. 326).

23.25 On peut considérer la formule du coût d'usage (23.1) autrement : le consommateur achète le bien durable au début de la période 0 au prix P^0 et se paye à lui-même le loyer u^0 . Le reste du prix d'achat, I^0 , défini comme étant :

$$I^0 = P^0 - u^0 \quad (23.2)$$

peut être considéré comme un investissement, qui doit rapporter le coût d'opportunité du capital approprié r^0 qui s'applique au consommateur. À la fin de la période 0, on peut obtenir ce taux de rendement à condition que I^0 , r^0 et le prix de vente du bien durable à la fin de la période P_S^1 vérifient l'équation suivante :

$$I^0(1+r^0) = P_S^1 \quad (23.3)$$

Connaissant P_S^1 et r^0 , l'équation (23.3) détermine I^0 , qui, P^0 étant donné, détermine à son tour le coût d'usage u^0 via l'équation (23.2)¹².

23.26 Il convient de noter que certains statisticiens s'opposent à l'utilisation du concept du coût d'usage car d'après eux, il n'est pas adapté à l'IPC :

Un concept de prix adapté à l'IPC doit refléter uniquement un rapport entre une somme d'argent et les choses contre lesquelles elle peut être échangée, et non pas un rapport entre une somme d'argent sous une forme ou pendant une période donnée et la somme d'argent contre laquelle elle peut être échangée sous une autre forme ou pendant une autre période. Le ratio auquel une somme d'argent aujourd'hui peut être échangée contre une autre somme demain, moyennant le paiement d'un taux d'intérêt ou la réalisation effective ou anticipée de gains de détention sur un bien dont la valeur augmente, n'a pas sa place dans la mesure du pouvoir d'achat courant de l'argent (Reinsdorf (2003)).

Les coûts d'usage diffèrent des prix des biens non durables ou des services car le concept du coût d'usage suppose que l'on calcule le prix des biens durables à deux moments différents, et non pas à un seul¹³. Étant donné que le concept du coût d'usage fait intervenir les prix en vigueur à deux moments différents dans le temps, l'argent reçu ou payé au premier de ces points a

¹²Diewert (1974b, p. 504) a lui aussi procédé à ce calcul du coût d'usage des biens de consommation durables.

¹³Woolford propose que les intérêts soient exclus d'un indice des prix idéal mesurant l'inflation. D'après lui, l'intérêt n'est pas un *prix contemporain*. En effet, un taux d'intérêt se rapporte nécessairement à deux points précis dans le temps : un point de départ, lorsque le capital est prêté, et un point d'arrivée, lorsque ce capital doit être remboursé. Par conséquent, si l'on se limite à un domaine de définition composé exclusivement de prix contemporains, les taux d'intérêt sont exclus. Woolford (1999, p. 535) observe que sa mesure idéale de l'inflation « aurait un caractère contemporain et ne ferait apparaître que la tendance actuelle des prix liés aux transactions de biens et services. Elle exclurait les taux d'intérêt au motif que ce sont des prix intertemporels qui représentent le prix relatif d'une consommation aujourd'hui plutôt que dans le futur. »

davantage de valeur que l'argent reçu ou payé au second, ce qui explique l'intervention des taux d'intérêt dans la formule du coût d'usage. Pour la même raison, les prix anticipés peuvent jouer un rôle si l'on calcule le coût d'usage au début de la période considérée et non pas à la fin. Compte tenu de toutes ces difficultés, il n'est pas étonnant que de nombreux statisticiens évitent d'employer ce concept pour calculer les prix. Toutefois, même ceux qui préfèrent traiter les biens durables à l'aide du concept d'équivalent-loyer ont intérêt à étudier en détail le concept de coût d'usage car il permet de mieux comprendre les facteurs économiques qui déterminent le prix de la location ou du crédit-bail des biens durables. Comme nous le verrons aux paragraphes 23.121 à 23.133, le coût d'usage d'un logement peut être sensiblement différent pour un bailleur et pour un propriétaire. Il faut donc ajuster la valeur locative de marché des unités d'habitation si l'on doit s'en servir pour imputer le loyer des logements occupés par leur propriétaire.

23.27 On peut exprimer la formule du coût d'usage (23.1) sous une forme plus habituelle si l'on définit le *taux d'amortissement économique* δ sur la période 0 et le *taux d'inflation ex post des actifs* i^0 sur la période 0. On définit δ par :

$$(1 - \delta) = P_S^1 / P^1 \quad (23.4)$$

où P_S^1 est le prix d'un actif usagé à la fin de la période 0 et P^1 le prix d'un actif neuf à la fin de la période 0. Le *taux d'inflation sur la période 0* de l'actif neuf, i^0 , se définit comme suit :

$$1 + i^0 = P^1 / P^0 \quad (23.5)$$

Si l'on élimine P^1 des équations (23.4) et (23.5), on obtient la formule suivante qui exprime le prix de l'actif usagé à la fin de la période 0 :

$$P_S^1 = (1 - \delta)(1 + i^0)P^0 \quad (23.6)$$

Si l'on introduit l'équation (23.6) dans l'équation (23.1), on obtient l'équation suivante qui décrit le *coût d'usage* u^0 sur la période 0 :

$$u^0 = \frac{[(1 + r^0) - (1 - \delta)(1 + i^0)]P^0}{1 + r^0} \quad (23.7)$$

On notera que $r^0 - i^0$ peut être interprété comme étant un *taux d'intérêt réel* pendant la période 0, et $\delta(1 + i^0)$ comme un *taux d'amortissement corrigé de l'inflation*.

23.28 Le coût d'usage u^0 est exprimé en termes de prix actualisés au début de la période 0. On peut également exprimer le coût d'usage en termes de prix «actualisés» à

la fin de la période 0¹⁴. Définissons p^0 , *coût d'usage à la fin de la période 0*, de la façon suivante¹⁵:

$$p^0 = (1 + r^0)u^0 = [r^0 - i^0 + \delta(1 + i^0)]P^0 \quad (23.8)$$

où la dernière équation découle de l'équation (23.7). Si le taux d'intérêt réel r^{0*} est défini comme le taux d'intérêt nominal r^0 moins le taux d'inflation des actifs i^0 , et que l'on néglige le petit terme δi^0 , le coût d'usage à la fin de la période défini par l'équation (23.8) se réduit à :

$$p^0 = (r^{0*} + \delta)P^0 \quad (23.9)$$

23.29 Si l'on fait abstraction des coûts de transaction et de l'inflation, on voit que le coût d'usage à la fin de la période défini par l'équation (23.9) est un *coût locatif approximatif*. En d'autres termes, le coût locatif de l'utilisation d'un bien de consommation (ou de production) durable doit être égal au coût d'opportunité (réel) du capital immobilisé, $r^{0*}P^0$, plus la perte de valeur de l'actif durant la période, δP^0 . Les formules (23.8) et (23.9) permettent donc de mieux comprendre les déterminants économiques du prix de la location ou du crédit-bail des biens de consommation durables.

23.30 Si l'on utilise la formule simplifiée du coût d'usage définie par l'équation (23.9), il n'est pas beaucoup plus difficile de calculer un indice des prix fondé sur le coût d'usage d'un bien durable que de calculer un indice des prix fondé sur le prix d'achat de ce bien, P^0 . Il suffit aux statisticiens de :

¹⁴Le coût d'usage u^0 au début de la période actualise tous les coûts et bénéfices monétaires en leur équivalent en unité monétaire au début de la période 0, tandis que p^0 actualise (ou revalorise) tous les coûts et bénéfices monétaires en leur équivalent en unité monétaire à la fin de la période 0. Cela laisse ouverte la question du traitement adéquat des flux correspondants aux transactions effectuées durant la période. Suivant les conventions adoptées dans la comptabilité financière, les transactions effectuées durant l'exercice comptable doivent être considérées comme ayant lieu à la fin de cet exercice. D'après cette convention, les statisticiens doivent utiliser les coûts d'usage à la fin de la période.

¹⁵Christensen et Jorgenson (1969) ont calculé une formule du coût d'usage analogue à l'équation (23.7) en suivant une méthode différente, à l'aide d'un modèle d'optimisation en temps continu. Si le taux d'inflation i est égal à 0, la formule du coût d'usage (23.7) se réduit à celle donnée par Walras (1954, p. 269; première édition en 1874). Cette formule du coût d'usage avec un taux d'inflation égal à zéro a également été calculée par un spécialiste des techniques industrielles, A. Hamilton Church (1901, p. 907-08), qui s'est sans doute inspiré des travaux d'Ewing Matheson (1910, p. 169, première édition en 1884) : «Dans le cas d'une usine dont l'occupation est garantie pendant plusieurs années et dont le loyer constitue une hypothèque de premier rang sur les bénéfices, le taux d'intérêt adéquat, dans la mesure où il s'applique aux bâtiments, doit être égal au loyer auquel un propriétaire qui posséderait une usine sans l'occuper la louerait (taux d'amortissement compris)». Katz (1983, p. 408-09) et Diewert (2003b) ont dérivé d'autres formules du coût d'usage en temps discontinu.

- formuler une hypothèse raisonnable sur le niveau approprié du taux d'intérêt réel mensuel ou trimestriel r^{0*} ;
- formuler une hypothèse sur le niveau raisonnable du taux d'amortissement mensuel ou trimestriel δ^{16} ;
- relever les prix d'achat P^0 du bien durable;
- estimer le stock total du bien durable détenu par la population de référence pendant la période de référence des quantités. Pour construire un indice superlatif, il faut estimer le stock détenu pendant chaque période.

23.31 Si l'on juge nécessaire d'appliquer la formule du coût d'usage la plus complexe (23.8) et non pas la plus simple (23.9), on est confronté à davantage de difficultés. Telle qu'elle, la formule du coût d'usage à la fin de la période (23.8) donne un coût d'usage *ex post* : il est impossible de calculer le taux d'inflation des actifs i^0 avant la fin de la période 0. On peut transformer la formule (23.8) en formule de coût d'usage *ex ante* si l'on interprète i^0 comme étant un *taux d'inflation des actifs anticipé*. La formule que l'on obtient alors doit donner une valeur approchée du prix du marché locatif de l'actif en période d'inflation¹⁷.

23.32 Il convient de noter que lorsque l'on traite les biens de consommation durables à l'aide de la méthode du coût d'usage, la formule intégrale du coût d'usage (23.8) ou (23.9) correspond au prix pour la période 0. Dans les séries chronologiques, il est donc inutile de déflater séparément chaque composante de la formule; on compare le prix au cours de la période 0, $p^0 = [r^{0-}i^0 + \delta(1+i^0)]P^0$, au prix au cours de la période 1, $p^1 = [r^{1-}i^1 + \delta(1+i^1)]P^1$, et ainsi de suite.

23.33 En principe, il est possible d'estimer les taux d'amortissement à partir des données sur le prix de vente d'unités usagées des biens durables. Nous expliquerons cette méthode de façon plus détaillée aux paragraphes 23.43 à 23.68. Auparavant, il est bon d'expliquer, à l'aide des éléments d'information présentés dans cette section, quel est en général le rapport entre deux concepts qui servent à traiter les biens durables : les concepts du coût d'usage et d'acquisition. C'est ce que nous ferons dans la section suivante.

¹⁶Le modèle géométrique de l'amortissement, qui est expliqué plus en détail aux paragraphes 23.43 à 23.68, n'exige qu'un seul taux d'amortissement, mensuel ou trimestriel. D'autres modèles d'amortissement supposent parfois que l'on estime une séquence des taux d'amortissement de chaque génération. Si le taux annuel d'amortissement géométrique estimé est δ_a , on peut obtenir le taux mensuel d'amortissement géométrique correspondant δ en résolvant l'équation $(1-\delta)^{12} = 1-\delta_a$. De même, si le taux d'intérêt annuel réel estimé est r_a^* , on peut obtenir le taux d'intérêt mensuel réel correspondant r^* en résolvant l'équation $(1+r^*)^{12} = 1+r_a^*$.

¹⁷Étant donné que les propriétaires doivent fixer leur loyer au début de la période (de fait, ils fixent généralement ce loyer sur une longue période), si l'on adopte le concept du coût d'usage pour modéliser les déterminants économiques des prix du marché locatif, le taux d'inflation des actifs i^0 doit être interprété comme un taux d'inflation anticipé plutôt que comme un taux d'inflation effectif *ex post*.

Rapport entre coûts d'usage et coûts d'acquisition

23.34 Dans cette section, nous comparerons deux méthodes de traitement des biens de consommation durables fondées l'une sur le coût d'usage, l'autre sur les acquisitions. Bien entendu, à court terme, les flux de valeur liés à chaque méthode peuvent être très différents. Si les taux d'intérêt réels, $r^{0-}i^0$, sont très élevés, par exemple, et si l'économie traverse une période de récession ou de crise grave, le volume des achats de biens de consommation durables neufs, Q^0 , peut être extrêmement faible et même quasiment nul dans le cas des actifs à très longue durée de vie comme les logements. En revanche, si l'on applique le concept du coût d'usage, on reporte les stocks existants de biens de consommation durables de périodes antérieures, on leur attribue les coûts d'usage appropriés et on obtient alors un flux de valeur de la consommation qui peut être assez important. À court terme, donc, la valeur monétaire de la consommation calculée peut être extrêmement différente selon que l'on applique l'un ou l'autre concept. On procédera donc, dans ce qui suit, à une comparaison (hypothétique) à long terme en supposant que les taux d'intérêt réels restent constants¹⁸.

23.35 Supposons qu'au cours de la période 0, la population des ménages de référence achète q^0 unités d'un bien de consommation durable au prix d'achat P^0 . La valeur de la consommation sur la période 0 selon le concept d'acquisition est donc :

$$V_A^0 = P^0 q^0 \quad (23.10)$$

23.36 Rappelons que le coût d'usage en fin de période d'une unité neuve d'un actif acheté au début de la période 0 est égal à p^0 défini par l'équation (23.8). Pour simplifier l'analyse, nous employons la méthode de l'amortissement dégressif à taux constant, ce qui signifie qu'au début de la période 0, un actif âgé d'une période vaut $(1-\delta)P^0$, un actif âgé de deux périodes vaut $(1-\delta)^2P^0$, un actif âgé de t périodes vaut $(1-\delta)^tP^0$, et ainsi de suite. Établi selon ces hypothèses, le coût d'usage à la fin de la période 0 d'un actif neuf acheté au début de la période 0 est p^0 ; le coût d'usage à la fin de la période 0 d'un actif âgé d'une période au début de la période 0 est $(1-\delta)p^0$; le coût d'usage correspondant d'un actif âgé de deux périodes au début de la période 0 est $(1-\delta)^2p^0$; le coût d'usage correspondant d'un actif âgé de t périodes au début de la période 0 est $(1-\delta)^t p^0$, et ainsi de suite¹⁹. La dernière hypothèse simplificatrice

¹⁸Les développements qui suivent s'inspirent de Diewert (2002c).

¹⁹Pour de nombreux biens de consommation durables, la méthode d'amortissement du fiacre centenaire peut être plus réaliste que celle de l'amortissement dégressif à taux constant; voir les paragraphes 23.43 à 23.68, ou Hulten (1990), ou encore Diewert and Lawrence (2000).

consiste à considérer que les achats du bien de consommation durable par les ménages affichent une progression géométrique g amorcée dans un passé indéterminé. Ceci signifie que si les ménages ont acheté une quantité q^0 du bien durable au cours de la période 0, ils ont acheté $q^0/(1+g)$ unités neuves durant la période précédente; deux périodes auparavant, ils ont acheté $q^0/(1+g)^2$ unités neuves; t périodes auparavant, ils ont acheté $q^0/(1+g)^t$ unités neuves, et ainsi de suite. Si l'on conjugue toutes ces hypothèses, on voit que la valeur de la consommation pendant la période 0 selon le concept du coût d'usage est :

$$V_U^0 = p^0 q^0 + \frac{(1-\delta)p^0 q^0}{1+g} + \frac{(1-\delta)^2 p^0 q^0}{(1+g)^2} + \dots \quad (23.11)$$

$$= \frac{(1+g)p^0 q^0}{g+\delta} \quad \text{en additionnant les séries infinies}$$

$$= \frac{(1+g)[r^0 - i^0 + \delta(1+i^0)]P^0 q^0}{g+\delta}$$

$$\text{en utilisant l'équation (23.8)} \quad (23.12)$$

23.37 On peut simplifier l'équation (23.12) en supposant que le taux d'inflation des actifs i^0 est 0 (ou en remplaçant $r^0 - i^0$ par le taux d'intérêt réel r^{0*} et en négligeant le petit terme δi^0). Dans ces conditions, le ratio du flux de consommation (23.12) établi selon le concept du coût d'usage à la valeur de la consommation établi selon le concept d'acquisition durant la période 0, (23.10), est :

$$\frac{V_U^0}{V_A^0} = \frac{(1+g)(r^{0*} + \delta)}{g+\delta} \quad (23.13)$$

23.38 À l'aide de la formule (23.13), on peut voir que, dans le cas où $1+g > 0$ et $\delta + g > 0$, V_U^0/V_A^0 sera supérieur à l'unité si

$$r^{0*} > \frac{g(1-\delta)}{1+g} \quad (23.14)$$

condition qui est d'ordinaire satisfaite²⁰. Par conséquent, dans une situation normale et à plus longue échéance, les dépenses que les ménages consacrent aux biens de consommation durables calculées selon le concept du coût d'usage seront en général supérieures aux montants correspondants consacrés aux nouveaux achats de biens

²⁰Il convient de noter que si le taux d'intérêt réel r^0 est égal à g , taux de croissance réel des achats du bien durable, le ratio (23.13) donnera $V_U^0/V_A^0 = (1+g)$ et le concept d'acquisition sera plus ou moins équivalent au concept du coût d'usage dans une perspective de long terme.

durables. La différence entre les deux méthodes aura tendance à s'accroître à mesure que la durée de vie des actifs s'allongera (c'est-à-dire à mesure que le taux d'amortissement δ diminuera).

23.39 Pour avoir un ordre de grandeur du ratio que l'on peut obtenir selon les deux méthodes, V_U^0/V_A^0 , nous évaluons l'équation (23.13) pour un exemple de «logement» reposant sur les données annuelles suivantes : un taux d'amortissement de 2 % (c'est-à-dire que $\delta = 0,02$), un taux d'intérêt réel de 4 % (c'est-à-dire que $r^{0*} = 0,04$) et un taux de croissance de la production de logements neufs de 1 % (c'est-à-dire que $g = 0,01$). Dans ce scénario de référence, le ratio — selon le concept du coût d'usage — des dépenses de logement à l'achat de logements neufs durant la même période, V_U^0/V_A^0 , est de 2,02. Si le taux d'amortissement est porté à 3 %, V_U^0/V_A^0 tombe à 1,77; si le taux d'amortissement est ramené à 1 %, V_U^0/V_A^0 augmente pour atteindre 2,53. Toujours dans ce scénario de référence, si le taux d'intérêt réel est porté à 5 %, V_U^0/V_A^0 augmente pour atteindre 2,36 alors que si le taux d'intérêt réel est porté à 3 %, V_U^0/V_A^0 tombe à 1,68. Enfin, si le taux de croissance des logements neufs est porté à 2 %, V_U^0/V_A^0 tombe à 1,53, alors que si le taux de croissance est ramené à 0, V_U^0/V_A^0 augmente pour atteindre 3,00. Par conséquent, si l'on traite le logement selon le concept d'acquisition dans l'IPC, les pondérations de dépenses risquent d'être inférieures de moitié environ à ce qu'elles seraient si l'on appliquait le concept du coût d'usage.

23.40 La différence entre le concept d'acquisition et celui du coût d'usage ne sera pas aussi importante dans le cas des actifs à durée de vie plus courte, ce qui montre que le concept d'acquisition est un instrument approximativement «correct» de mesure des services de consommation²¹.

23.41 On trouvera ci-dessous une liste de problèmes ou difficultés que l'on peut rencontrer quand on traite les achats de biens de consommation durables en appliquant le concept du coût d'usage²² :

²¹On peut aussi appliquer le concept simplifié du coût d'usage à d'autres biens de consommation durables. Dans la formule (23.13), posons que $r^{0*} = 0,04$, $g = 0,01$ et $\delta = 0,15$. Dans ces conditions, $V_U^0/V_A^0 = 1,20$; en d'autres termes, avec un taux d'amortissement dégressif à taux constant de 15 %, le concept du coût d'usage donne une valeur estimée de la consommation supérieure de 20 % à ce qu'elle serait suivant le concept d'acquisition dans les conditions spécifiées. Par conséquent, lorsque le taux d'amortissement d'un bien de consommation durable est inférieur à 15 %, il peut être utile que les offices de statistique calculent le coût d'usage de ce bien et que la division chargée de la comptabilité nationale produise des données sur les flux de consommation correspondants sous forme de «séries analytiques». On notera que cela revient à appliquer aux autres biens de consommation durables à longue durée de vie le traitement que la comptabilité nationale réserve à l'heure actuelle au logement. On notera aussi que ce traitement révisé de la consommation dans la comptabilité nationale tend à faire apparaître les pays riches encore plus riches puisque les pays pauvres possèdent moins de biens de consommation durables à longue durée de vie par habitant.

²²Pour de plus amples informations sur les difficultés liées au concept du coût d'usage, voir Diewert (1980, p. 475-79) et Katz (1983, p. 415-22).

- Il est difficile de déterminer le taux d'intérêt nominal r^0 qui s'applique à chaque ménage. Si un consommateur doit emprunter pour financer l'achat d'un bien durable, le taux d'intérêt sera généralement beaucoup plus élevé que le taux de rendement sans risque qui serait le coût d'opportunité pour un consommateur n'ayant pas besoin d'emprunter pour financer cet achat²³. Il faut parfois retenir tout simplement un taux d'intérêt de référence fixé par les pouvoirs publics, l'office national de statistique ou un conseil des normes comptables.
- Il est en général difficile de déterminer le taux d'amortissement à appliquer aux biens de consommation durables²⁴.
- Les coûts d'usage *ex post* calculés à l'aide de la formule (23.8) sont trop volatils pour que les utilisateurs les acceptent²⁵ (en raison de la volatilité du taux d'inflation des actifs i^0), et il faut donc employer un concept de coût d'usage *ex ante*. C'est une source de problèmes, car les divers offices nationaux de statistique adoptent le plus souvent des hypothèses et des méthodes différentes pour construire leurs prévisions et obtenir des taux d'inflation. On risque donc de ne

²³Katz (1983, p. 415–16) fait les observations suivantes sur la difficulté de déterminer le taux d'intérêt approprié :

Il existe de nombreuses possibilités : le taux du marché financier, le taux de rémunération de l'épargne, et une moyenne pondérée des deux; un taux applicable aux investissements non financiers, tels que le logement résidentiel par exemple, ajusté le cas échéant pour tenir compte des plus-values; enfin le taux subjectif de préférence du consommateur pour le présent. D'autre part, il n'y a pas unanimité sur la norme à retenir : taux maximal observé, taux moyen observé ou taux de rendement des investissements présentant les mêmes caractéristiques de risque et de liquidité que les biens durables dont on évalue les services.

²⁴Il n'est pas nécessaire de retenir l'hypothèse d'un amortissement dégressif à taux constant quand on adopte le concept du coût d'usage : tous les modèles d'amortissement conviennent, y compris celui du fiacre centenaire, selon lequel le bien durable continue de rendre des services jusqu'à ce qu'il soit mis au rebut. Diewert and Lawrence (2000) donnent des exemples empiriques pour le Canada, à partir de différentes hypothèses sur le mode d'amortissement. On trouvera, dans Hulten and Wykoff (1981a; 1981b; 1996) ou Jorgenson (1996), des références aux travaux sur l'amortissement et des informations sur les méthodes empiriques d'estimation des taux d'amortissement.

²⁵Goodhart (2001, p. F351) fait les observations suivantes sur les difficultés pratiques que pose l'application des coûts d'usage *ex post* dans le cas du logement :

Une approche encore plus théorique du coût d'usage consiste à mesurer les coûts évités par les propriétaires qui vivent dans le logement qu'ils possèdent plutôt que de le vendre au début de la période et de le racheter à la fin... On aboutit cependant à un résultat absurde : à mesure que le prix des logements augmente, le coût d'opportunité diminue. De fait, plus le taux d'inflation des actifs immobiliers est élevé, plus cette mesure devient négative. Bien que cette approche ait des adeptes parmi certains théoriciens, elle est contraire au sens commun. Je suis heureux de constater qu'aucun pays ne l'a adoptée.

Nous verrons plus loin que l'Islande a adopté un concept simplifié du coût d'usage.

pas pouvoir comparer le coût d'usage *ex ante* des biens durables des différents pays²⁶.

- Il faut généraliser la formule du coût d'usage (23.8) afin de tenir compte des différentes taxes qui peuvent s'appliquer à l'achat des biens durables ou à leur utilisation prolongée²⁷.

23.42 Nous examinerons, dans la section suivante, certains des problèmes que pose l'estimation des taux d'amortissement.

Autres modèles d'amortissement possibles

Modèle général d'amortissement des biens de consommation durables (invariables)

23.43 Dans cette sous-section, nous présenterons un modèle «général» d'amortissement des biens durables qui apparaissent sur le marché à chaque période sans subir de changement de qualité. Dans les trois sous-sections suivantes, nous passerons de ce modèle général aux trois modèles d'amortissement spécialisés les plus couramment utilisés dans les travaux consacrés à ces questions. Aux paragraphes 23.69 à 23.78, nous évoquerons les problèmes liés aux biens durables uniques.

23.44 Le principal moyen de déterminer le taux d'amortissement d'un bien durable consiste à utiliser la séquence (transversale) des prix auxquels les unités de chaque génération de l'actif se vendent sur le marché de l'occasion à un moment donné²⁸.

23.45 Il nous faut introduire ici quelques notations. Soit P^0 le prix d'une unité nouvellement produite d'un bien durable au début de la période 0 (nous reprenons la même notation que précédemment), et P_v^t le prix sur le

²⁶Pour des informations complémentaires sur les difficultés que pose le calcul des coûts d'usage *ex ante*, voir Diewert (1980, p. 475–86) et Katz (1983, p. 419–20). Pour des comparaisons empiriques des différentes formules du coût d'usage, voir Harper, Berndt, and Wood (1989) et Diewert and Lawrence (2000).

²⁷Ainsi, les impôts fonciers sont liés à l'utilisation des services de logement et devraient par conséquent être inclus dans la formule du coût d'usage (voir les paragraphes 23.100 et 23.101). Comme l'a noté Katz (1983, p. 418), la fiscalité influe aussi sur le choix du taux d'intérêt. Faut-il retenir le taux de rendement avant ou après impôt? Du point de vue d'un ménage qui n'emprunte pas pour financer l'achat d'un bien durable, un taux de rendement après impôt semble convenir. En revanche, du point de vue d'une société de crédit-bail, un taux de rendement avant impôt paraît plus adapté. Cette différence explique notamment pourquoi le prix d'un bien durable calculé suivant la méthode de l'équivalent-loyer peut être plus élevé que son prix calculé selon la méthode du coût d'usage.

²⁸Une autre source d'information peut servir à déterminer le taux d'amortissement des biens durables : la séquence des prix de la location ou du crédit-bail qui pourrait exister pour chaque génération d'un bien de consommation durable. Dans le domaine connexe de la mesure du capital, Jorgenson (1989) et Hulten (1990, p. 127–29; 1996, p. 152–60) définissent un cadre général qui permet de traiter, dans des conditions de cohérence interne, les services en capital et le stock de capital dans une série de comptes sur plusieurs générations.

marché de l'occasion, au début de la période t , d'une unité du bien durable âgée de v périodes²⁹. Soit aussi δ_v^0 le taux d'amortissement sur la période 0 d'une unité du bien durable âgée de v périodes au début de la période 0. On peut définir récursivement ces taux d'amortissement en commençant par le taux d'amortissement sur la période 0 d'une unité neuve, δ_0^0 , à partir des prix de chaque génération de l'actif P_v^0 sur la période 0 de la façon suivante :

$$1 - \delta_0^0 = P_1^0 / P^0 \quad (23.15)$$

Une fois que l'on a défini δ_0^0 par l'équation (23.15), on peut définir le taux d'amortissement transversal sur la période 0 d'une unité du bien durable âgée d'une période au début de la période 0, δ_1^0 , à l'aide de l'équation suivante :

$$(1 - \delta_1^0)(1 - \delta_0^0) = P_2^0 / P^0 \quad (23.16)$$

On notera que P_2^0 est le prix de l'actif au début de la période 0 d'une unité du bien durable âgée de deux périodes, et qu'il est comparé au prix d'une unité neuve du bien durable, P^0 (qui est égal à P_0^0 si l'on utilise la notation représentant les générations de biens).

23.46 Les taux d'amortissement transversal sur la période 0 des unités du bien durable âgées de 0, 1, 2, ..., $v-1$ périodes au début de la période 0 étant définis (il s'agit des taux d'amortissement $\delta_0^0, \delta_1^0, \delta_2^0, \dots, \delta_{v-1}^0$), on peut définir le taux d'amortissement transversal sur la période 0 des unités du bien durable âgées de v périodes au début de la période 0 à l'aide de l'équation suivante :

$$(1 - \delta_v^0) \dots (1 - \delta_1^0)(1 - \delta_0^0) = P_{v+1}^0 / P^0 \quad (23.17)$$

23.47 Il faut bien comprendre comment la séquence des prix de chaque génération de l'actif sur la période 0, P_v^0 , est convertie en une séquence des taux d'amortissement de chaque génération sur la période 0. Il faut voir aussi que l'on peut répéter la séquence des équations (23.15)–(23.17) en utilisant les données sur le prix de chaque génération de l'actif qui correspondent au début de la période t , P_v^t , pour obtenir une séquence des taux

d'amortissement de chaque génération sur la période t , δ_v^t . Dans les travaux sur le sujet, on suppose généralement que la séquence de taux d'amortissement de chaque génération, δ_v^t , est indépendante de la période t de sorte que :

$$\delta_v^t = \delta_v \text{ pour toutes les périodes } t \text{ et toutes les générations } v \quad (23.18)$$

23.48 Ces données montrent comment on peut utiliser la séquence des prix des générations de biens durables ou de biens durables usagés à un moment donné pour estimer les taux d'amortissement. Beidelman (1973; 1976) et Hulten et Wykoff (1981a; 1981b; 1996) ont été les premiers à utiliser ce type de méthode, en y ajoutant quelques modifications afin de tenir compte des différents âges de mise hors service³⁰.

23.49 Revenons à la formule du coût d'usage d'une unité neuve du bien durable considéré définie par l'équation (23.1). On peut employer la même méthode pour définir une séquence des coûts d'usage de toutes les générations v du bien durable pendant la période 0. Supposons que P_{v+1}^{1a} soit le *prix anticipé à la fin de la période 0* d'une unité du bien durable âgée de v périodes au début de la période 0, et r^0 le coût d'opportunité du capital pour le consommateur. Le *coût d'usage* actualisé au début de la période 0 d'une unité du bien durable âgée de v périodes au début de la période 0, u_v^0 , se définit alors comme suit :

$$u_v^0 = P_v^0 - P_{v+1}^{1a} / (1 + r^0) \quad v = 0, 1, 2, \dots \quad (23.19)$$

23.50 Il faut maintenant préciser comment les prix anticipés de chaque génération de l'actif P_v^{1a} à la fin de la période 0 sont liés aux prix correspondants de chaque génération de l'actif au début de la période 0, P_v^0 . Supposons que toute la séquence des prix de chaque génération de l'actif à la fin de la période 0 soit égale à la séquence correspondante des prix de l'actif au début de la période 0 multipliée par un coefficient du taux d'inflation anticipé général durant la période 0, $(1+i^0)$, où i^0 est le taux d'inflation (général) des actifs anticipé sur la période 0. On suppose donc que

$$P_v^{1a} = (1 + i^0) P_v^0 \quad v = 0, 1, 2, \dots \quad (23.20)$$

Si l'on introduit les équations (23.20) et (23.15)–(23.18) dans l'équation (23.19), on obtient la séquence suivante de *coûts d'usage de chaque génération au début de la période 0*³¹ :

²⁹Si l'on applique cette notation aux différentes générations, on voit que le prix de la génération $v = 0$ au début de la période $t = 0$, P_0^0 , est égal au prix d'une unité neuve du bien, P^0 . Si ces prix de chaque génération du bien durable d'occasion varient en fonction de l'intensité avec laquelle le bien a été utilisé pendant les périodes précédentes, il faudra classer davantage ce bien, non seulement selon sa génération v , mais aussi selon son intensité d'utilisation. Dans ce cas, on considère que la séquence des prix de chaque génération de l'actif, P_v^0 , correspond au prix pratiqué sur le marché des différentes générations du bien au début de la période 0 pour les actifs utilisés avec une intensité «moyenne».

³⁰Voir aussi Jorgenson (1996) pour une analyse des travaux empiriques sur l'estimation des taux d'amortissement.

³¹Lorsque $v = 0$, on définit $\delta_{-1} = 1$; autrement dit, les termes qui précèdent les crochets dans le membre de droite de l'équation (23.21) sont par définition égaux à 1.

$$\begin{aligned}
u_v^0 &= (1 - \delta_{v-1})(1 - \delta_{v-2}) \dots (1 - \delta_0) \\
&\quad \times [(1 + r^0) - (1 + i^0)(1 - \delta_v)] P^0 / (1 + r^0) \\
&= (1 - \delta_{v-1})(1 - \delta_{v-2}) \dots (1 - \delta_0) \\
&\quad \times [r^0 - i^0 + \delta_v(1 + i^0)] P^0 / (1 + r^0) \quad v = 0, 1, 2, \dots
\end{aligned} \tag{23.21}$$

23.51 Il convient de noter que si $v = 0$, alors le u_0^0 défini par l'équation (23.21) concorde avec la formule du coût d'usage des nouveaux achats du bien durable u^0 obtenue précédemment à l'aide de l'équation (23.7).

23.52 La séquence des coûts d'usage de chaque génération u_v^0 définie par l'équation (23.21) est exprimée en termes de prix actualisés au début de la période 0. Cependant, comme nous l'avons fait aux paragraphes 23.22 à 23.33, on peut également exprimer les coûts d'usage en termes de prix «actualisés» à la fin de la période 0. On définit donc la *séquence des coûts d'usage de chaque génération à la fin de la période 0*, p_v^0 , comme suit :

$$\begin{aligned}
p_v^0 &= (1 + r^0) u_v^0 = (1 - \delta_{v-1})(1 - \delta_{v-2}) \dots (1 - \delta_0) \\
&\quad \times [r^0 - i^0 + \delta_v(1 + i^0)] P^0 \quad v = 0, 1, 2, \dots
\end{aligned} \tag{23.22}$$

23.53 Si l'on définit le taux d'intérêt réel r^{0*} comme étant le taux d'intérêt nominal r^0 moins le taux d'inflation des actifs i^0 , et que l'on néglige les petits termes $\delta_v i^0$ de l'équation (23.22), la séquence des coûts d'usage à la fin de la période définie par l'équation (23.22) se réduit à :

$$\begin{aligned}
p_v^0 &= (1 - \delta_{v-1})(1 - \delta_{v-2}) \dots (1 - \delta_0) [r^{0*} + \delta_v] P^0 \\
v &= 0, 1, 2, \dots
\end{aligned} \tag{23.23}$$

Par conséquent, si les statisticiens disposent d'estimations sur le taux d'amortissement de chaque génération δ_v et le taux d'intérêt réel r^{0*} , et parviennent à recueillir un échantillon des prix d'unités neuves du bien durable P^0 , ils sont en mesure de calculer la séquence des coûts d'usage de chaque génération définie par l'équation (23.23). Pour compléter le modèle, ils devront rassembler des données sur les stocks de chaque génération du bien durable détenus par le secteur des ménages. Ils pourront alors appliquer la théorie des indices ordinaire à ces valeurs p et Q , la série de p correspondant aux coûts d'usage de chaque génération et la série de Q aux stocks de chaque génération se rapportant à chaque période. On trouvera des exemples concrets de cette méthode pour diverses hypothèses de taux d'amortissement ainsi qu'un calcul des taux d'inflation anticipés des actifs dans Diewert and Lawrence (2000) et Diewert (2003c)³².

³²On trouvera d'autres exemples et un complément d'analyse dans deux manuels publiés récemment par l'OCDE sur la mesure de la productivité et la mesure du capital; voir OCDE (2001a; 2001b).

23.54 Dans les trois sous-sections suivantes, nous affinerons la méthode générale décrite ci-dessus en faisant des hypothèses supplémentaires sur la forme des taux d'amortissement de chaque génération δ_v .

Amortissement géométrique ou dégressif à taux constant

23.55 La *méthode de l'amortissement dégressif à taux constant* date au moins de Matheson (1910, p. 55)³³. Il est extrêmement simple de l'appliquer aux formules algébriques présentées dans la sous-section précédente : on suppose que tous les taux d'amortissement transversaux de chaque génération δ_v^0 définis par les équations (23.15)–(23.17) sont égaux à un taux identique, δ , qui est un nombre positif inférieur à un. Autrement dit, pour toutes les périodes t et toutes les générations v , on suppose que

$$\delta_v^t = \delta \quad v = 0, 1, 2, \dots \tag{23.24}$$

Si l'on introduit l'équation (23.24) dans l'équation (23.22), on obtient la formule suivante qui exprime la séquence des *coûts d'usage de chaque génération sur la période 0* :

$$\begin{aligned}
p_v^0 &= (1 - \delta)^v [(1 + r^0) - (1 + i^0)(1 - \delta)] P^0 \quad v = 0, 1, 2, \\
&= (1 - \delta)^v p_0^0
\end{aligned} \tag{23.25}$$

23.56 La deuxième équation de (23.25) nous indique que *tous les coûts d'usage de chaque génération sont proportionnels au coût d'usage d'un actif neuf*. Cette proportionnalité signifie qu'il n'est pas nécessaire d'utiliser une formule d'indice pour agréger plusieurs générations de façon à former un agrégat de services durables. Pour le démontrer, il est utile de calculer la valeur globale des services fournis par toutes les générations du bien de consommation durable considéré au début de la période 0. Soit q^{-v} la quantité du bien durable acheté par le secteur des ménages v périodes auparavant pour $v = 1, 2, \dots$ et q^0 les nouveaux achats du bien durable durant la période 0. Le prix, au début de la période 0, de ces générations âgées de v périodes sera p_v^0 , défini par l'équation (23.25) plus haut. Par conséquent, la valeur de l'ensemble des services fournis par toutes les générations du bien, y compris celles achetées durant la période 0, sera S^0 :

$$\begin{aligned}
S^0 &= p_0^0 q^0 + p_1^0 q^{-1} + p_2^0 q^{-2} + \dots \\
&= p_0^0 q^0 + (1 - \delta) p_0^0 q^{-1} + (1 - \delta)^2 p_0^0 q^{-2} + \dots
\end{aligned}$$

en utilisant l'équation (23.25)

³³Il y aurait de bonnes raisons d'attribuer cette méthode à Walras (1954, p. 268–69), mais il n'en a pas exposé tous les détails. Matheson (1910, p. 91) a employé, pour la décrire, l'expression de valeur décroissante. Hotelling (1925, p. 350) a parlé quant à lui de méthode de l'amortissement décroissant à taux constant, et Canning (1929, p. 276) de formule de l'amortissement dégressif à taux constant.

$$\begin{aligned}
 &= p_0^0 [q^0 + (1-\delta)q^{-1} + (1-\delta)^2 q^{-2} + \dots] \\
 &= p_0^0 Q^0
 \end{aligned} \tag{23.26}$$

où l'agrégat quantitatif pendant la période 0 (ajusté au titre de la qualité) de services durables consommés pendant la période 0, Q^0 , est défini comme suit :

$$Q^0 = q^0 + (1-\delta)q^{-1} + (1-\delta)^2 q^{-2} + \dots \tag{23.27}$$

23.57 Par conséquent, l'agrégat quantitatif des services fournis durant la période 0, Q^0 , est égal aux nouveaux achats du bien durable pendant la période 0, q^0 , plus un moins le taux d'amortissement δ multiplié par les achats du bien durable pendant la période précédente, q^{-1} , plus le carré de un moins le taux d'amortissement multiplié par les achats du bien durable deux périodes auparavant, q^{-2} , et ainsi de suite. Le prix du service que l'on peut appliquer à cet agrégat quantitatif est p_0^0 , soit le loyer imputé ou le coût d'usage d'une unité neuve du bien durable achetée au cours de la période 0.

23.58 Si l'on connaît le taux d'amortissement δ et les achats du bien durable pendant les périodes antérieures, il est aisé de calculer l'agrégat quantitatif de services Q^0 à l'aide de l'équation (23.27). Puis, si l'on utilise l'équation (23.26), on voit que la valeur des services fournis par le bien durable (sur toutes les générations), S^t , se décompose en un terme représentant le prix, p_0^0 , multiplié par un terme représentant la quantité, Q^0 . Il est donc inutile d'utiliser une formule d'indice pour agréger plusieurs générations lorsque l'on applique ce modèle d'amortissement.

Amortissement linéaire

23.59 L'amortissement linéaire³⁴ est un autre modèle d'amortissement très courant. Il consiste à déterminer, d'une façon ou d'une autre, la durée de vie la plus probable du bien durable considéré, L périodes par exemple, de telle façon qu'après avoir été utilisé durant L périodes, ce bien est mis au rebut. La méthode de l'amortissement linéaire suppose que les prix transversaux de chaque génération de l'actif pendant la période 0, P_v^0 , obéissent au modèle suivant de diminution linéaire par rapport au prix d'un actif neuf pendant la période 0, P^0 :

$$\frac{P_v^0}{P^0} = \frac{L-v}{L} \quad \text{pour } v = 0, 1, 2, \dots, L-1 \tag{23.28}$$

Pour $v = L, L+1, \dots$, on pose en hypothèse que $P_v^0 = 0$. Introduisons maintenant les équations (23.20) et (23.28) dans la formule du coût d'usage au début de la période (23.19) afin d'obtenir la séquence suivante des coûts d'usage de chaque génération du bien durable sur la période 0 :

$$\begin{aligned}
 u_v^0 &= P_v^0 - (1+i^0)P_{v+1}^0 / (1+r^0) \quad \text{pour } v = 0, 1, 2, \dots, L-1 \\
 &= \frac{(L-v)P^0}{L} - \frac{(1+i^0)(L-v-1)P^0}{(1+r^0)L} \\
 &= \frac{P^0}{1+r^{0*}} \left[\frac{(L-v)r^{0*}}{L} + \frac{1}{L} \right]
 \end{aligned} \tag{23.29}$$

où le taux d'intérêt réel spécifique à l'actif sur la période 0, r^{0*} , est défini comme suit :

$$1 + r^{0*} = \frac{1 + r^0}{1 + i^0} \tag{23.30}$$

23.60 Les coûts d'usage des unités du bien durable âgées de plus de L périodes sont égaux à zéro. Autrement dit, $u_v^0 = 0$ pour $v \geq L$. Si l'on observe les termes entre crochets du membre de droite de l'équation (23.29), on constate que le premier terme est le coût d'opportunité du taux d'intérêt réel pour la détention et l'utilisation de l'unité du bien durable âgée de v périodes (ces charges d'intérêts imputées diminuant à mesure que le bien durable vieillit), et que le deuxième terme représente l'amortissement, qui est égal au taux constant $1/L$.

23.61 Si l'on adopte ce modèle d'amortissement, il faut suivre les achats du bien durable par les ménages durant L périodes et pondérer la quantité q^{-v} de chaque génération de ces achats par le coût d'usage correspondant de chaque génération u_v^0 , défini par l'équation (23.29). On peut également utiliser les coûts d'usage de chaque génération à la fin de la période P_v^0 , définis par $(1+r^0)u_v^{035}$.

Amortissement du fiacre centenaire ou de l'ampoule électrique

23.62 Le dernier modèle d'amortissement couramment utilisé est celui du «fiacre centenaire», dit aussi de l'ampoule électrique³⁶, suivant lequel les biens durables continuent de rendre les mêmes services pendant toute leur durée de vie : une chaise reste une chaise, aussi vieille soit-elle (jusqu'à ce qu'elle s'écroule et soit mise

³⁴Ce modèle d'amortissement date de la fin du XIX^e siècle; voir Matheson (1910, p. 55), Garcke, and Fells (1893, p. 98) ou Canning (1929, p. 265-66).

³⁵On trouvera un exemple concret de ce modèle d'amortissement dans Diewert (2003b).

³⁶Ce modèle date de Böhm-Bawerk (1891, p. 342). Pour une analyse plus approfondie, voir Hulten (1990, p. 124) ou Diewert (2003b).

au rebut). Là encore, il faut donc estimer la durée de vie la plus probable L des biens durables³⁷.

Le modèle du fiacre centenaire suppose que la séquence des coûts d'usage de chaque génération au début de la période, u^0_v , définie par la première ligne de l'équation (23.29), est *constante* pour toutes les générations plus récentes que la durée de vie de l'actif L . Autrement dit, on suppose que

$$\begin{aligned} u^0_v &= u^0_v = P^0_v - (1+i^0)P^0_{v+1}/(1+r^0) \quad \text{pour } v = 0, 1, 2, \dots, L-1 \\ &= P^0_v - \gamma P^0_{v+1} \end{aligned} \quad (23.31)$$

où le *coefficient d'actualisation* γ est défini comme suit :

$$\gamma = \frac{1+i^0}{1+r^0} = \frac{1}{1+r^{0*}} \quad (23.32)$$

et le taux d'intérêt réel spécifique à l'actif r^{0*} était défini par (23.30). On peut maintenant utiliser la deuxième équation de (23.31) pour exprimer P^0_v , le *prix d'actif de la génération* v , en fonction du coût d'usage commun u^0 et du prix d'actif de la génération $v+1$, P^0_{v+1} , de sorte que

$$P^0_v = u^0 + \gamma P^0_{v+1} \quad (23.33)$$

23.63 Partons maintenant de l'équation (23.33) en posant $v = 0$. On en tire P^0_1 que l'on utilise dans l'équation (23.33) avec $v = 1$ pour déduire P^0_2 que l'on utilise dans l'équation (23.33) avec $v = 2$, etc. Le processus s'achève après L opérations de ce type, lorsque l'on parvient à P^0_L et que, bien entendu, P^0_L est égal à zéro. On aboutit alors à l'équation suivante :

$$\begin{aligned} P^0 &= u^0 + \gamma u^0 + \gamma^2 u^0 + \dots + \gamma^{L-1} u^0 \\ &= u^0 [1 + \gamma + \gamma^2 + \dots + \gamma^{L-1}] \\ &= u^0 \left[\frac{1}{1-\gamma} - \frac{\gamma^L}{1-\gamma} \right] \quad \text{à condition que } \gamma < 1 \\ &= u^0 \left[\frac{1-\gamma^L}{1-\gamma} \right] \end{aligned} \quad (23.34)$$

³⁷On peut assouplir l'hypothèse d'une seule durée de vie L d'un bien durable à l'aide d'une méthode imputable à Charles R. Hulten :

Jusqu'à présent, nous avons supposé que la date de mise hors service T était identique pour tous les actifs d'une cohorte donnée (tous les actifs mis en place une année donnée). Or, il n'y a aucune raison que cela soit vrai, et il est facile d'élargir cette théorie de façon à retenir des dates de mise hors service différentes. On peut décomposer une cohorte donnée en plusieurs composantes, ou sous-cohortes, en fonction des dates de mise hors service, et affecter à chacune une date T distincte. Chaque sous-cohorte est alors définie suivant son propre profil d'efficacité, qui dépend, entre autres, de la durée de vie utile de la sous-cohorte, T_i (Hulten (1990, p. 125)).

23.64 Utilisons maintenant la dernière équation de (23.34) pour déterminer la constante du coût d'usage sur plusieurs générations (au début de la période) pour ce modèle, u^0 , en fonction du prix pendant la période 0 d'une unité neuve du bien durable, P^0 , et du coefficient d'actualisation γ défini par l'équation (23.32) :

$$u^0 = \left[\frac{1-\gamma}{1-\gamma^L} \right] P^0 \quad (23.35)$$

23.65 Le *coût d'usage à la fin de la période* 0, p^0 , est, comme toujours, égal au coût d'usage au début de la période 0, u^0 , multiplié par le coefficient du taux d'intérêt nominal, $1+r^0$:

$$p^0 = (1+r^0)u^0 \quad (23.36)$$

23.66 Par conséquent, la valeur de l'*ensemble des services fournis par toutes les générations du bien*, y compris celles achetées au cours de la période 0, sera S^0 :

$$\begin{aligned} S^0 &= p^0_0 q^0 + p^0_1 q^{-1} + p^0_2 q^{-2} + \dots \\ &= p^0 [q^0 + q^{-1} + q^{-2} + \dots + q^{-(L-1)}] \\ &= p^0 Q^0 \end{aligned} \quad (23.37)$$

où l'*agrégat quantitatif (ajusté au titre de la qualité) de services durables consommés pendant la période* 0, Q^0 , se définit selon le modèle d'amortissement du fiacre centenaire, de la façon suivante :

$$Q^0 = q^0 + q^{-1} + q^{-2} + \dots + q^{-(L-1)} \quad (23.38)$$

23.67 Dans ce modèle, par conséquent, l'agrégat quantitatif des différentes générations est tout simplement la somme des achats des ménages durant les L dernières périodes. Tout comme le modèle d'amortissement géométrique, le modèle du fiacre centenaire n'oblige pas à agréger un indice sur plusieurs générations : le prix du service p^0 reste constant et la quantité correspondante sur la période 0, Q^0 , est une somme pondérée des achats passés dans le cas du modèle géométrique, et une somme simple des achats durant les dernières L périodes, dans celui de l'ampoule électrique³⁸.

23.68 Comment distinguer de façon empirique les différents modèles d'amortissement? En principe, on peut utiliser les informations sur le prix des biens durables usagés pour déterminer le modèle d'amortissement le mieux adapté aux faits empiriques. Dans la pratique, la chose est difficile. Chaque office de statistique peut donc formuler des hypothèses différentes sur le modèle d'amortissement «correct» (qui donne le modèle

³⁸L'équation (23.38) est donc l'agrégat quantitatif qui correspond à l'équation (23.27).

«correct» des coûts d'usage de chaque génération), à partir des informations dont il dispose.

Biens durables uniques et concept du coût d'usage

23.69 Dans les sections précédentes, nous avons supposé que les unités nouvellement produites des biens durables ne changeaient pas d'une période à une autre. Cela signifie que les différentes générations des biens durables se répètent d'une période sur l'autre. On peut donc comparer une génération donnée d'un bien de la période en cours à la même génération de la période suivante. Prenons, en particulier, le coût d'usage, au cours de la période 0, d'une unité neuve d'un bien durable, p_0^0 défini par l'équation (23.8). Pour des raisons de commodité, nous répéterons ici la formule :

$$p_0^0 = [(1+r^0) - (1+i^0)(1-\delta_0)]P^0 = [r^0 - i^0 + \delta_0(1+i^0)]P^0 \quad (23.39)$$

23.70 Rappelons-nous que P^0 est le prix d'achat du bien durable au début de la période 0, r^0 le coût d'opportunité nominal du capital que supporte le ménage durant la période 0, i^0 le taux d'inflation anticipé du bien durable sur la période 0 et δ_0 le taux d'amortissement sur une période d'une unité neuve du bien durable. Dans les sections précédentes, nous avons posé en hypothèse que l'on pouvait comparer le coût d'usage pendant la période 0, p_0^0 , d'une unité neuve du bien durable avec le coût d'usage correspondant pendant la période 1, p_0^1 , d'une unité neuve du bien durable achetée pendant la période 1. On peut définir ce coût d'usage sur la période 1 comme suit :

$$p_0^1 = [(1+r^1) - (1+i^1)(1-\delta_0)]P^1 = [r^1 - i^1 + \delta_0(1+i^1)]P^1 \quad (23.40)$$

23.71 Or, beaucoup de biens durables sont produits sous forme de modèles *uniques*. Une maison neuve, par exemple, peut avoir de nombreuses caractéristiques qui lui sont propres, et il est peu probable qu'une maison identique soit construite pendant la période suivante. Par conséquent, si l'on calcule le coût d'usage de cette maison au cours de la période 0 à l'aide de la formule (23.39), dans laquelle le prix de la maison neuve P^0 joue un rôle essentiel, alors, étant donné que le prix d'une maison neuve comparable pour le même type d'unité pendant la période 1 n'existera pas nécessairement, il sera impossible de calculer le coût d'usage d'une maison du même type pendant la période 1, p_0^1 , défini par l'équation (23.40), car on ne disposera pas du prix comparable d'une maison neuve P^1 .

23.72 Reprenons la notation introduite aux paragraphes 23.43 à 23.54, dans laquelle P_v^t était le prix sur le marché de l'occasion, au début de la période t , d'une unité d'un bien durable âgée de v périodes. Soit δ_v le taux d'amortissement d'une unité du bien durable âgée

de v périodes au début de la période considérée. Si l'on utilise cette notation, le coût d'usage de la maison (âgée maintenant d'une période) au cours de la période 1, p_1^1 , peut se définir comme suit :

$$p_1^1 = (1+r^1)P_1^1 - (1+i^1)(1-\delta_1)P_1^1 \quad (23.41)$$

où p_1^1 est le prix, au début de la période 1, de la maison âgée maintenant d'une période, r^1 le coût d'opportunité nominal du capital que supporte le ménage au cours de la période 1, i^1 le taux d'inflation anticipé du bien durable sur la période 1 et δ_1 le taux d'amortissement sur une période d'une maison âgée d'une période. Dans le cas d'un bien durable unique, il n'existe pas de prix au début de la période 1 d'une unité neuve du bien durable, P^1 , mais il est naturel d'imputer ce prix comme étant le prix du marché potentiellement observable du bien usagé, P_1^1 , divisé par un moins le taux d'amortissement sur la période 0, δ_0 . On définit ainsi un prix imputé sur la période 1 d'une unité neuve du bien unique de la façon suivante :

$$P^1 = \frac{P_1^1}{(1-\delta_0)} \quad (23.42)$$

23.73 Si l'on résout l'équation (23.42) pour P_1^1 et que l'on introduit la solution dans le coût d'usage défini par l'équation (23.41), on obtient l'expression suivante pour P_1^1 , qui est le *coût d'usage sur la période 1 d'une bien de consommation durable unique âgé d'une période* :

$$p_1^1 = (1-\delta_0)[(1+r^1) - (1+i^1)(1-\delta_1)]P^1 \quad (23.43)$$

23.74 Si, en outre, on pose en hypothèse que le bien de consommation durable unique suit le modèle d'amortissement géométrique, alors

$$\delta = \delta_0 = \delta_1 \quad (23.44)$$

Si l'on introduit l'équation (23.44) dans les équations (23.43) et (23.40), on obtient la relation suivante entre le *coût locatif imputé sur la période 1 d'une unité neuve du bien de consommation durable*, p_0^1 , et le *coût d'usage sur la période 1 du bien de consommation durable âgé d'une période*, p_1^1 :

$$p_0^1 = \frac{p_1^1}{(1-\delta)} \quad (23.45)$$

23.75 Pour obtenir un loyer imputé du bien de consommation durable unique pendant la période 1, p_0^1 , qui soit comparable au loyer, pendant la période 0 d'une unité neuve du bien durable, p_0^0 , il faut donc ajuster, au titre de la qualité, le loyer pendant la période 1 du bien durable âgé d'une période, p_1^1 , en divisant ce dernier prix par un moins le taux d'amortissement géométrique sur une période, δ . Ce constat a des conséquences sur l'ajustement de la qualité des loyers observés sur le marché.

Sans un ajustement de ce type, les loyers observés des unités d'habitation présenteraient un biais négatif puisqu'ils ne tiennent pas compte de la baisse progressive de la qualité des unités en raison de leur dépréciation³⁹.

23.76 Il convient de noter que, pour obtenir un prix d'achat imputé d'un bien de consommation durable unique pendant la période 1, P^1 , qui soit comparable au prix d'achat pendant la période 0 d'une unité neuve du bien durable, P^0 , il faut procéder à un ajustement de la qualité du prix, pendant la période 1, de l'actif usagé âgé d'une période, P_1^1 , en divisant ce dernier prix par un moins le taux d'amortissement sur la période 0, δ_0 ; on se souviendra de l'équation (23.42) plus haut⁴⁰.

23.77 Nous concluons cette section en formulant quelques remarques sur la difficulté des calculs économiques visant à déterminer de façon empirique le taux d'amortissement d'actifs uniques. Revenons à l'équation (23.42), qui permet d'exprimer le prix du marché potentiellement observable d'un bien unique au début de la période 1, p_1^1 , comme étant égal à $(1-\delta_0)P^1$, où P^1 est un prix fictif sur la période 1 d'une unité neuve du bien unique. Si l'on suppose que ce prix fictif de l'actif neuf est égal au coefficient du taux d'inflation de la période 0 à la période 1, $(1+i^0)$, multiplié par P^0 , prix observable de l'actif sur la période 0, on obtient la relation suivante entre les deux prix observables de l'actif :

$$P_1^1 = (1-\delta_0)(1+i^0)P^0 \quad (23.46)$$

Par conséquent, le prix potentiellement observable de l'actif usagé pendant la période 1, P_1^1 , est égal au prix de l'actif neuf pendant la période 0, P^0 , multiplié par le produit de deux facteurs : $(1-\delta_0)$, facteur d'ajustement de la qualité qui tient compte des effets du vieillissement sur l'actif unique; et $(1+i^0)$, facteur de la variation pure des prix d'une période sur l'autre, à qualité constante. Le problème, avec les actifs uniques, c'est que l'on ne dispose plus d'informations transversales sur les prix des actifs usagés à un moment donné, qui permettraient de distinguer les effets de chacun de ces deux facteurs. Il existe donc un problème fondamental de différenciation. Si l'on n'obtient pas d'informations complémentaires ou si l'on ne formule pas d'hypothèses, il est impossible de séparer l'effet de la détérioration des

actifs de celui de l'inflation⁴¹. Dans la pratique, on résout ce problème en posant des hypothèses quelque peu arbitraires sur le type d'amortissement que l'actif considéré devrait connaître⁴².

23.78 Le logement est le principal exemple d'actif unique. Ce type particulier d'actif unique pose d'autres problèmes majeurs, outre ceux exposés dans cette section, que nous évoquerons dans les sections suivantes.

Coût d'usage des logements occupés par leur propriétaire

23.79 Les logements occupés par leur propriétaire sont un exemple caractéristique de bien de consommation durable unique. Les données sur l'ajustement de la qualité exposées dans la section qui précède, qu'elles concernent le prix du parc de logements ou les loyers, s'appliquent à ce produit. Les logements occupés par leur propriétaire sont également un exemple de bien composite, puisque les deux produits distincts suivants sont regroupés et vendus (ou loués) à un prix unique :

- la structure;
- le terrain sur lequel se trouve la structure.

23.80 Pour modéliser cette situation, prenons une unité d'habitation construite récemment achetée au début de la période 0. Supposons que son prix d'achat soit V^0 . On peut considérer que cette valeur est la somme du coût de production de la structure, disons $P_S^0 Q_S^0$, où Q_S^0 est le nombre de mètres carrés de surface utile de la structure et P_S^0 le prix de la construction par mètre carré au début de la période 0, et du coût du terrain, disons $P_L^0 Q_L^0$, où Q_L^0 est le nombre de mètres carrés correspondant à la surface au sol de la structure et au terrain qui l'entoure, et P_L^0 le prix du terrain par mètre carré au début de la période 0⁴³. Par conséquent, au début de la période 0, la valeur de l'unité d'habitation, V^0 , se définit comme suit :

$$V^0 = P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0 \quad (23.47)$$

³⁹Il y a une exception à cette remarque générale : si l'on applique aux logements la méthode de l'amortissement du fiacre centenaire, il n'est pas nécessaire de procéder, au fil du temps, à un ajustement de la qualité des loyers observés d'une même unité. Toutefois, il est peu probable que l'on applique de façon empirique la méthode de l'amortissement du fiacre centenaire au marché du logement car les locataires sont généralement disposés à payer un loyer majoré pour louer une unité neuve plutôt qu'une unité plus ancienne de même type. Pour des données empiriques sur ce point, voir Malpezzi, Ozanne, and Thibodeau (1987), et Hoffmann and Kurz (2002, p. 19).

⁴⁰Il faudra toujours appliquer ce type d'ajustement de la qualité aux prix des actifs pour les biens de consommation durables uniques. Autrement dit, il n'y a aucune exception à la règle, contrairement à ce que nous avons vu lorsqu'il s'agit d'ajuster les loyers en fonction de la qualité suivant la méthode de l'amortissement du fiacre centenaire.

⁴¹Martin J. Bailey, Richard F. Muth et Hugh O. Nourse (1963, p. 936) ont relevé des cas particuliers de ce problème fondamental de différenciation dans le cadre de divers modèles économétriques appliqués aux logements : «Pour certains besoins, on souhaite ajuster l'indice des prix de façon à tenir compte de l'amortissement. Malheureusement, il est difficile d'estimer un tel ajustement parallèlement à l'indice des prix à l'aide de notre méthode de régression. ... Pour appliquer celle-ci, il faut donc disposer d'informations complémentaires de façon à ajuster l'indice des prix pour tenir compte de l'amortissement.»

⁴²Si l'actif unique est un tableau de maître, par exemple, on peut supposer que le taux d'amortissement est très proche de zéro. Dans d'autres cas, on formulera une hypothèse raisonnable sur la durée de vie probable L de l'actif unique, puis on adoptera le modèle d'amortissement du fiacre centenaire ou celui de l'amortissement linéaire. On peut aussi convertir la durée de vie L en un taux d'amortissement géométrique équivalent, δ , à l'aide de la règle de conversion $\delta = n/L$, où n est un chiffre compris entre 1 et 2.

⁴³Si l'unité d'habitation fait partie d'une structure composée de plusieurs unités, le terrain connexe sera la part correspondante de la surface totale du terrain.

23.81 Supposons que le prix anticipé d'une unité d'une structure neuve au début de la période 1 soit P_S^{1a} et que le prix anticipé d'une unité de terrain au début de la période 1 soit P_L^{1a} . On définit les *taux d'inflation anticipés des structures neuves et des terrains au cours de la période 0*, respectivement i_S^0 et i_L^0 , de la façon suivante :

$$1 + i_S^0 = \frac{P_S^{1a}}{P_S^0} \quad (23.48)$$

$$1 + i_L^0 = \frac{P_L^{1a}}{P_L^0} \quad (23.49)$$

23.82 Soit δ_0 le taux d'amortissement de la structure au cours de la période 0. La valeur anticipée de la structure et du terrain connexe au début de la période 1 est alors égale à

$$V^{1a} = P_S^{1a}(1 - \delta_0)Q_S^0 + P_L^{1a}Q_L^0 \quad (23.50)$$

On notera la présence du terme qui exprime l'amortissement $(1 - \delta_0)$ dans le membre de droite de l'équation (23.50). Faut-il associer ce terme à P_S^{1a} , prix anticipé au début de la période 1 d'une unité neuve de la structure, ou à Q_S^0 , qui exprime la quantité de la structure? Si l'on part du principe qu'il faut comparer les prix de choses comparables, il semble préférable d'associer $(1 - \delta_0)$ au terme de quantité Q_S^0 . Cette solution est conforme au traitement des actifs uniques proposé dans la section précédente. Autrement dit, il faut ajuster à la baisse, au titre de la qualité, la quantité initiale de la structure Q_S^0 pour obtenir $(1 - \delta_0)Q_S^0$ au début de la période 1.

23.83 Calculons maintenant le coût (y compris le coût d'opportunité du capital imputé r^0) de l'achat de l'unité d'habitation au début de la période 0 et de sa vente (fictive) à la fin de la période 0. On obtient, à l'aide des équations (23.47)–(23.50), le *coût d'usage ou coût locatif imputé* R^0 suivant pour l'unité d'habitation à la fin de la période 0 :

$$\begin{aligned} R^0 &= V^0(1 + r^0) - V^{1a} \\ &= [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1 + r^0) - [P_S^{1a}(1 - \delta_0)Q_S^0 + P_L^{1a}Q_L^0] \\ &= [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1 + r^0) \\ &\quad - [P_S^0(1 + i_S^0)(1 - \delta_0)Q_S^0 + P_L^0(1 + i_L^0)Q_L^0] \\ &= P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0 \end{aligned} \quad (23.51)$$

où les *coûts d'usage distincts de la structure et du terrain* au cours de la période 0, p_S^0 et p_L^0 , se définissent comme suit :

$$\begin{aligned} p_S^0 &= [(1 + r^0) - (1 + i_S^0)(1 - \delta_0)]P_S^0 \\ &= [r^0 - i_S^0 + \delta_0(1 + i_S^0)]P_S^0 \end{aligned} \quad (23.52)$$

$$\begin{aligned} p_L^0 &= [(1 + r^0) - (1 + i_L^0)]P_L^0 \\ &= [r^0 - i_L^0]P_L^0 \end{aligned} \quad (23.53)$$

23.84 On notera que les formules ci-dessus font apparaître certains des principaux déterminants de la valeur locative de marché des biens immobiliers loués. On peut simplifier davantage les formules du coût d'usage définies par les équations (23.52) et (23.53) si l'on fait les mêmes approximations qu'aux paragraphes 23.22 à 23.33 [voir l'équation (23.9)]. On suppose donc que le taux d'intérêt réel r^{0*} peut être une approximation des termes $r^0 - i_S^0$ et $r^0 - i_L^0$, et on néglige le petit terme δ_0 multiplié par i_S^0 de l'équation (23.52). Les coûts d'usage définis par les équations (23.52) et (23.53) se réduisent alors à :

$$p_S^0 \approx [r^{0*} + \delta_0]P_S^0 \quad (23.54)$$

$$p_L^0 \approx r^{0*}P_L^0 \quad (23.55)$$

23.85 Le loyer imputé d'une unité d'habitation occupée par son propriétaire se compose donc de trois coûts principaux :

- le coût d'opportunité réel du capital financier immobilisé dans la structure;
- le coût d'opportunité réel du capital financier immobilisé dans le terrain;
- le coût d'amortissement de la structure.

23.86 Cette méthode de calcul déjà simplifiée du coût d'usage du logement peut l'être encore davantage si l'on suppose que le ratio de la quantité de terrain à la structure est fixe. Le coût d'usage global du logement est alors égal à $[r^{0*} + \delta]P_H^0$, où P_H^0 est un indice des prix des logements ajusté au titre de la qualité calculé à partir de l'ensemble des biens immobiliers vendus dans le pays aux ménages pendant la période considérée et δ un taux d'amortissement géométrique qui s'applique à l'ensemble composé par la structure du logement et le terrain. Cette méthode très simplifiée est celle qu'a adoptée l'Islande (voir Gudnason, 2003, p. 28–29)⁴⁴. Le Bureau of Economic Analysis des États-Unis en emploie une variante. Lebow et Rudd (2003, p. 168) notent qu'aux États-Unis, les comptes nationaux imputent les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire en appliquant au parc de ces logements les ratios du loyer à la valeur des logements occupés par des locataires. On peut considérer ce ratio du loyer à la

⁴⁴Le taux d'intérêt réel retenu est d'environ 4 % par an et l'on pose en hypothèse que le taux d'amortissement global des terrains et des structures seules est égal à 1,25 % par an. Le taux d'amortissement des structures seules est estimé à 1,5 % par an. L'IPC islandais comptabilise séparément les impôts fonciers. Les informations sur le prix des logements sont fournies par la Commission nationale d'évaluation, à partir des données sur les ventes de logements neufs et anciens. Cette commission estime également la valeur du parc de logements et des terrains en Islande à l'aide d'un modèle de régression hédonique établi à partir des données sur les ventes de biens immobiliers. La valeur du logement de chaque ménage est obtenue dans le cadre de l'enquête sur le budget des ménages.

valeur comme une estimation du taux d'intérêt réel applicable majoré du taux d'amortissement.

23.87 Revenons au modèle du coût locatif imputé sur la période 0 d'une structure neuve défini par les équations (23.47)–(23.53), et calculons maintenant le coût (y compris le coût d'opportunité du capital imputé, r^1) de l'achat de l'unité d'habitation ancienne au début de la période 1 et de sa vente (fictive) à la fin de la période 1. Au début de la période 1, la valeur de l'unité d'habitation amortie est donc V^1 , que l'on définit comme suit :

$$V^1 = P_S^1(1 - \delta_0)Q_S^0 + P_L^1Q_L^0 \quad (23.56)$$

où P_S^1 est le prix de la construction d'une unité d'habitation neuve du même type au début de la période 1 et P_L^1 le prix du terrain de l'unité d'habitation au début de la période 1. On notera que l'équation (23.56) représente une valeur *ex post* ou *effective à la fin de la période 0* de l'unité d'habitation, alors que l'expression analogue (23.50) définissait une valeur *ex ante* ou *anticipée au début de la période 0* de l'unité d'habitation.

23.88 Supposons que le prix anticipé d'une unité d'une structure neuve au début de la période 2 soit P_S^{2a} et que le prix anticipé d'une unité de terrain au début de la période 2 soit P_L^{2a} . On définit les *taux d'inflation anticipés des structures neuves et des terrains sur la période 1*, i_S^1 et i_L^1 respectivement, de la façon suivante :

$$1 + i_S^1 = P_S^{2a} / P_S^1 \quad (23.57)$$

$$1 + i_L^1 = P_L^{2a} / P_L^1 \quad (23.58)$$

23.89 Soit δ_1 le taux d'amortissement de la structure au cours de la période 1. La *valeur anticipée de la structure et du terrain connexe au début de la période 2* est alors égale à

$$V^{2a} = P_S^{2a}(1 - \delta_0)(1 - \delta_1)Q_S^0 + P_L^{2a}Q_L^0 \quad (23.59)$$

23.90 À l'aide des équations (23.56)–(23.59), on obtient le *coût d'usage ou coût locatif imputé* R_1^1 suivant, à la fin de la période 1, d'une unité d'habitation âgée d'une période :

$$\begin{aligned} R_1^1 &= V^1(1 + r^1) - V^{2a} \\ &= [P_S^1(1 - \delta_0)Q_S^0 + P_L^1Q_L^0](1 + r^1) \\ &\quad - [P_S^{2a}(1 - \delta_0)(1 - \delta_1)Q_S^0 + P_L^{2a}Q_L^0] \\ &= [P_S^1(1 - \delta_0)Q_S^0 + P_L^1Q_L^0](1 + r^1) \\ &\quad - [P_S^1(1 + i_S^1)(1 - \delta_0)(1 - \delta_1)Q_S^0 + P_L^1(1 + i_L^1)Q_L^0] \\ &= p_{S1}^1(1 - \delta_0)Q_S^0 + p_{L1}^1Q_L^0 \end{aligned} \quad (23.60)$$

où les *coûts d'usage des structures âgées d'une période et de leur terrain pendant la période 1*, p_{S1}^1 et p_{L1}^1 , sont définis comme suit :

$$\begin{aligned} p_{S1}^1 &= [(1 + r^1) - (1 + i_S^1)(1 - \delta_1)]P_S^1 \\ &= [r^1 - i_S^1 + \delta_1(1 + i_S^1)]P_S^1 \end{aligned} \quad (23.61)$$

$$p_{L1}^1 = [(1 + r^1) - (1 + i_L^1)]P_L^1 = [r^1 - i_L^1]P_L^1 \quad (23.62)$$

23.91 Si l'on compare le coût d'usage du terrain sur la période 0, p_{L0}^0 , défini par l'équation (23.53), au coût d'usage du terrain sur la période 1, p_{L1}^1 , défini par l'équation (23.62), on voit que ces coûts ont exactement la même forme et sont donc comparables. En revanche, si l'on compare le coût d'usage d'une structure neuve pendant la période 0, p_S^0 , défini par l'équation (23.52), au coût d'usage d'une structure âgée d'un an pendant la période 1, p_S^1 , défini par l'équation (23.61), on voit que ces coûts ne sont pas vraiment comparables, sauf si le taux d'amortissement sur la période 0, δ_0 , est égal au taux d'amortissement sur la période 1, δ_1 . Si l'on applique aux structures la méthode de l'amortissement dégressif à taux constant, alors $\delta_0 = \delta_1 = \delta$, où δ est le taux d'amortissement commun à toutes les périodes. Dans cette hypothèse, p_S^1 est comparable au coût d'usage sur la période 0 d'une unité neuve des structures p_S^0 . Même si l'on retient l'hypothèse d'un amortissement géométrique, on voit que le loyer imputé d'une unité d'habitation âgée d'une période pendant la période 1, R_1^1 , défini par l'équation (23.60), n'est pas comparable au loyer imputé correspondant au cours de la période 0 d'une unité d'habitation neuve, R^0 , défini par l'équation (23.51). Le loyer imputé R^1 qui serait comparable à R^0 peut être défini comme suit :

$$R^1 = p_S^1Q_S^0 + p_L^1Q_L^0 = R_1^1 + p_S^1\delta Q_S^0 \quad (23.63)$$

où le coût d'usage des structures pendant la période 1, p_S^1 , est défini par le membre de droite de l'équation (23.61), δ_1 étant égal au taux d'amortissement commun δ et le coût d'usage des terrains pendant la période 1, p_L^1 , étant défini par l'équation (23.62). L'équation (23.63) entraîne les conséquences suivantes sur l'ajustement de la qualité du prix d'un bien immobilier loué : si R^0 est le loyer observé de l'unité d'habitation pendant la période 0 et R_1^1 le loyer observé de la même unité pendant la période 1, alors le loyer observé R_1^1 est *trop faible* par rapport à R^0 . Le loyer observé des structures pendant la période 1 doit donc être ajusté à la hausse, au titre de la qualité, par le loyer des structures durant la période 1, p_S^1 , multiplié par le montant de la dépréciation physique, δQ_S^0 , subie par la structure au cours de la période précédente. Nous avons fait la même remarque aux paragraphes 23.69 à 23.78, mais nous tenons compte ici des problèmes supplémentaires dus au fait que les services de logement sont fournis à la fois par la structure et le terrain.

23.92 Il est évident que les principaux déterminants des coûts d'usage des structures et des terrains sont l'indice des prix de la construction des logements neufs, P_S^t , et l'indice des prix des terrains résidentiels, P_L^t . La plupart des offices de statistique calculent un indice des prix des structures résidentielles neuves à qualité constante car cet indice est indispensable, dans la comptabilité nationale, pour déflater les dépenses d'équipement consacrées aux structures résidentielles. On peut l'utiliser⁴⁵, comme approximation de P_S^t . En comptabilité nationale, il faut aussi imputer les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire. La composante «prix à qualité constante» de cette imputation peut donc servir à établir l'IPC⁴⁶. Si le service chargé de la comptabilité nationale établit également, chaque trimestre, un compte de patrimoine réel de l'économie, le service chargé des prix dispose d'un indice des prix des terrains résidentiels. Même dans ce cas, toutefois, il est difficile de produire rapidement un indice mensuel des prix des terrains⁴⁷. Les bureaux du cadastre et les registres des agences immobilières constituent d'autres sources d'information possibles sur le prix des terrains. Enfin, on peut utiliser les données connexes sur les transactions portant sur un même bien immobilier si l'on applique la méthode de *régression hédonique* [voir par exemple Malpezzi, Ozanne, and Thibodeau (1987)]⁴⁸.

23.93 La mesure du prix et de la quantité des services fournis par les logements occupés par leur propriétaire présente bon nombre d'autres difficultés. Nous

⁴⁵Il est possible que cet indice ne soit qu'une approximation puisqu'il couvre la construction de biens immobiliers loués mais aussi de logements occupés par leur propriétaire.

⁴⁶En comptabilité nationale, cependant, l'imputation des services des logements occupés par leur propriétaire n'est produite que tous les trimestres. Il faudra donc effectuer un travail supplémentaire pour calculer un déflateur des prix mensuel. En outre, même si le *SCN 1993* recommande que les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire soient imputés selon la méthode de l'équivalent-loyer, il peut arriver que l'imputation couvre uniquement l'amortissement imputé sur la composante «structure» des logements occupés par leur propriétaire. Comme nous l'avons observé plus haut, il faut aussi inclure dans les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire deux éléments importants, à savoir les intérêts réels imputés sur les structures et les terrains sur lesquels elles se situent. Ces deux dernières composantes des dépenses imputées ont tendance à être beaucoup plus conséquentes que la composante «amortissement».

⁴⁷On peut également obtenir des informations sur la valeur des terrains résidentiels auprès des administrations locales chargées des impôts fonciers, en particulier si les biens immobiliers sont évalués à leur valeur marchande.

⁴⁸De nombreuses études qui emploient la méthode de régression hédonique utilisent le logarithme du prix d'une transaction comme variable dépendante. En général, cette caractéristique du modèle hédonique est incompatible avec le caractère additif des composantes «structure» et «terrain» des biens immobiliers, et le caractère multiplicatif de l'ajustement calculé pour tenir compte de l'amortissement, comme le montrent les équations (23.47) et (23.56) qui définissent la valeur d'un bien immobilier donné au cours de périodes successives.

analyserons, dans la section suivante, différents problèmes posés par la modélisation des coûts de certaines dépenses afférentes à la propriété des logements.

Traitement des coûts liés aux logements occupés par leur propriétaire

23.94 De nombreux coûts sont liés à la propriété d'un logement de façon assez évidente. Ce qui n'est pas toujours clair, c'est la façon dont on peut les ventiler entre leurs composantes «prix» et «quantité». Nous présentons ci-après plusieurs des composantes «coûts» et proposons des méthodes de calcul des prix correspondants.

Traitement des intérêts des prêts immobiliers

23.95 Lorsque l'on calcule le coût d'usage ou le loyer escompté que le propriétaire d'un logement doit demander en contrepartie de l'utilisation d'une unité d'habitation pendant une période, on suppose implicitement que le propriétaire ne supporte pas de charges d'intérêts sur un prêt immobilier, de sorte que le taux d'intérêt r^0 désigne le coût d'opportunité des fonds propres du propriétaire. Dans cette section, nous étudierons le cas d'un propriétaire qui a financé son bien immobilier par un prêt.

23.96 Reprenons la notation de la section précédente, qui permet d'obtenir le coût d'usage ou coût locatif imputé, R^0 , d'une unité d'habitation financée sur fonds propres [voir l'équation (23.51)]. Supposons maintenant que l'achat du bien immobilier soit financé en partie par un prêt de M^0 dollars au début de la période 0. Soit f^0 la fraction de la valeur marchande, au début de la période 0, du bien immobilier financé par le prêt, de sorte que

$$M^0 = f^0 V^0 = f^0 [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0] \quad (23.64)$$

23.97 Soit r_M^0 le taux d'intérêt nominal du prêt immobilier sur une période. Les avantages que le propriétaire tire de la possession de l'unité d'habitation pendant la période 0 sont les mêmes que dans la section précédente et sont égaux à V^{1a} , défini par l'équation (23.50). Toutefois, les coûts sur la période 0 sont maintenant composés de charges d'intérêts explicites sur le prêt égales à $M^0(1+r_M^0)$ plus un coût imputé des fonds propres égal à $(1-f^0)V^0(1+r^0)$. Le nouveau loyer imputé payé en contrepartie de l'utilisation du bien immobilier pendant la période 0 est donc maintenant

$$\begin{aligned} R^0 &= (1-f^0)V^0(1+r^0) + M^0(1+r_M^0) - V^{1a} \\ &= (1-f^0)[P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r^0) \\ &\quad + f^0[P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r_M^0) - [P_S^{1a}(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^{1a}Q_L^0] \\ &= p_S^{0*} Q_S^0 + p_L^{0*} Q_L^0 \end{aligned} \quad (23.65)$$

où les *coûts d'usage des structures et des terrains* pendant la période 0 ajustés pour tenir compte des nouveaux intérêts, p_S^{0*} et p_L^{0*} , sont définis comme suit :

$$\begin{aligned} p_S^{0*} &= [(1+r^0)(1-f^0) + (1+r_M^0)f^0 - (1+i_S^0)(1-\delta_0)]P_S^0 \\ &= [r^0(1-f^0) + r_M^0f^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0)]P_S^0 \\ &= [(r^0 - i_S^0)(1-f^0) + (r_M^0 - i_S^0)f^0 + \delta_0(1+i_S^0)]P_S^0 \end{aligned} \quad (23.66)$$

$$\begin{aligned} p_L^{0*} &= [(1+r^0)(1-f^0) + (1+r_M^0)f^0 - (1+i_L^0)]P_L^0 \\ &= [r^0(1-f^0) + r_M^0f^0 - i_L^0]P_L^0 \\ &= [(r^0 - i_L^0)(1-f^0) + (r_M^0 - i_L^0)f^0]P_L^0 \end{aligned} \quad (23.67)$$

23.98 Si l'on compare les nouveaux coûts d'usage des structures et des terrains définis par les équations (23.66) et (23.67) aux coûts d'usage correspondants financés sur fonds propres définis par les équations (23.52) et (23.53), on voit que l'ancien coût d'opportunité des fonds propres r^0 est maintenant remplacé par une moyenne pondérée de ce coût d'opportunité et du taux d'intérêt du prêt immobilier, $r^0(1-f^0) + r_M^0f^0$, où f^0 représente la fraction, au début de la période 0, de la valeur de l'unité d'habitation financée par le prêt.

23.99 Les banques centrales s'opposent souvent à l'inclusion des intérêts dans les IPC. Pourtant, si l'on examine la dernière équation de (23.66) et de (23.67), on voit que le taux d'intérêt *nominal* r_M^0 présente néanmoins un avantage qui résulte de la *hausse anticipée des prix* des structures, i_S^0 , dans l'équation (23.66), et du prix des terrains, i_L^0 , dans l'équation (23.67). Par conséquent, comme toujours, ce qui compte dans ces formules du coût d'usage ce sont les charges d'intérêts réelles et non pas les charges nominales.

Traitement des impôts fonciers

23.100 Revenons aux coûts d'usage des structures et des terrains définis par les équations (23.52) et (23.53). Supposons maintenant que le propriétaire de l'unité d'habitation doit payer les impôts fonciers T_S^0 et T_L^0 au titre de l'utilisation, respectivement, de la structure et du terrain, pendant la période 0⁴⁹. On définit comme suit le *taux d'imposition des structures pendant la période 0*, τ_S^0 , et le *taux d'imposition des terrains*, τ_L^0 , pendant la période 0 :

$$\tau_S^0 = \frac{T_S^0}{P_S^0 Q_S^0} \quad (23.68)$$

$$\tau_L^0 = \frac{T_L^0}{P_L^0 Q_L^0} \quad (23.69)$$

⁴⁹Si les impôts fonciers ne sont pas ventilés entre les composantes «structure» et «terrain», on se contente de les imputer en totalité aux composantes «structure» et «terrain» sur la base de la valeur des deux composantes au début de la période.

23.101 Le *nouveau loyer imputé pour l'utilisation du bien immobilier pendant la période 0*, R^0 , impôts fonciers compris, se définit comme suit :

$$\begin{aligned} R^0 &= V^0(1+r^0) + T_S^0 + T_L^0 - V^{1\alpha} \\ &= [P_S^0 Q_S^0 + P_L^0 Q_L^0](1+r^0) + \tau_S^0 P_S^0 Q_S^0 + \tau_L^0 P_L^0 Q_L^0 \\ &\quad - [P_S^0(1+i_S^0)(1-\delta_0)Q_S^0 + P_L^0(1+i_L^0)Q_L^0] \\ &= p_S^0 Q_S^0 + p_L^0 Q_L^0 \end{aligned} \quad (23.70)$$

où les *coûts d'usage distincts des structures et des terrains* pendant la période 0, ajustés pour tenir compte des impôts, p_S^0 et p_L^0 , sont définis comme suit :

$$\begin{aligned} p_S^0 &= [(1+r^0) - (1+i_S^0)(1-\delta_0) + \tau_S^0]P_S^0 \\ &= [r^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0) + \tau_S^0]P_S^0 \end{aligned} \quad (23.71)$$

$$\begin{aligned} p_L^0 &= [(1+r^0) - (1+i_L^0) + \tau_L^0]P_L^0 \\ &= [r^0 - i_L^0 + \tau_L^0]P_L^0 \end{aligned} \quad (23.72)$$

Les taux des impôts fonciers, τ_S^0 et τ_L^0 , définis par les équations (23.68) et (23.69), apparaissent donc dans les coûts d'usage des structures et des terrains, p_S^0 et p_L^0 , définis par les équations (23.71) et (23.72) de façon tout simplement additive, c'est-à-dire que ces termes viennent s'ajouter à ceux qui désignaient précédemment l'amortissement et le taux d'intérêt réel⁵⁰.

Traitement de l'assurance sur les biens

23.102 Il semblerait à première vue que l'on puisse traiter l'*assurance sur les biens* de la même façon que les impôts fonciers dans la sous-section qui précède. Par conséquent, soit C_S^0 le coût de l'assurance de la structure au début de la période 0, on définit le *taux des primes d'assurance des structures sur la période 0*, γ_S^0 , comme suit :

$$\gamma_S^0 = \frac{C_S^0}{P_S^0 Q_S^0} \quad (23.73)$$

23.103 Le *nouveau loyer imputé pour l'utilisation du bien immobilier pendant la période 0*, R^0 , impôts fonciers et frais d'assurance compris, se définit comme suit :

$$R^0 = V^0(1+r^0) + T_S^0 + T_L^0 + C_S^0 - V^{1\alpha} = p_S^0 Q_S^0 + p_L^0 Q_L^0 \quad (23.74)$$

⁵⁰Si les statisticiens utilisent l'imputation retenue dans la comptabilité nationale pour valoriser les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire, ils doivent veiller à inclure dans cette imputation la valeur des impôts fonciers.

où les *coûts d'usage distincts des structures et des terrains* pendant la période 0, ajustés pour tenir compte des impôts et des assurances, p_S^0 et p_L^0 , sont définis comme suit :

$$\begin{aligned} p_S^0 &= [(1+r^0) - (1+i_S^0)(1-\delta_0) + \tau_S^0 + \gamma_S^0] P_S^0 \\ &= [r^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0) + \tau_S^0 + \gamma_S^0] P_S^0 \end{aligned} \quad (23.75)$$

$$p_L^0 = [(1+r^0) - (1+i_L^0) + \tau_L^0] P_L^0 = [r^0 - i_L^0 + \tau_L^0] P_L^0 \quad (23.76)$$

23.104 Le taux des primes d'assurance γ_S^0 apparaît ainsi dans le coût d'usage des structures, p_S^0 , défini par l'équation (23.75), de façon additive, comme c'était le cas précédemment pour le terme désignant le taux des impôts fonciers⁵¹. Si l'on souhaite que l'IPC ait une composante «prix» distincte pour l'assurance, on peut poser que, par définition, les prix correspondants pour les périodes 0 et 1 sont $\gamma_S^0 P_S^0$ et $\gamma_S^1 P_S^1$, respectivement, et les dépenses correspondantes pour les périodes 0 et 1 sont $\gamma_S^0 P_S^0 Q_S^0$ et $\gamma_S^1 P_S^1 (1-\delta) Q_S^0$, respectivement⁵². Bien entendu, si l'on traite cette composante séparément, il faut supprimer ces termes des coûts d'usage des structures correspondants.

23.105 Ce traitement des impôts fonciers et de l'assurance repose sur l'hypothèse que les impôts fonciers et primes d'assurance sont payés à la fin de la période considérée [voir l'équation (23.74)]. Si cette approximation peut être acceptable pour le paiement des impôts fonciers, elle ne l'est pas pour celui des primes d'assurance. En effet, celles-ci doivent être payées au début de la période durant laquelle on bénéficie d'une protection, et non pas à la fin. Si cette difficulté est prise en compte, le coût d'usage des structures devient

$$\begin{aligned} p_S^0 &= [(1+r^0) - (1+i_S^0)(1-\delta_0) + \tau_S^0 + \gamma_S^0(1+r^0)] P_S^0 \\ &= [r^0 - i_S^0 + \delta_0(1+i_S^0) + \tau_S^0 + \gamma_S^0(1+r^0)] P_S^0 \end{aligned} \quad (23.77)$$

23.106 La modélisation de l'assurance sur les biens pose d'autres problèmes :

- Les calculs du coût d'usage effectués précédemment supposent que le risque de dommages matériels reste constant d'une période à l'autre. Si ce risque change, on peut préciser que la prime soit ajustée au titre de la qualité de façon à ce que le risque demeure constant et que l'on compare ainsi ce qui est comparable.

- Le traitement de l'assurance décrit plus haut repose sur la méthode des primes brutes, c'est-à-dire que l'on suppose que les propriétaires de logements payent des primes pour bénéficier de services de protection de leurs biens, qu'ils demandent ou non une indemnité. Dans la méthode des primes nettes, les indemnités versées en règlement des sinistres sont déduites du paiement des primes brutes.
- La protection des biens n'est pas nécessairement totale. En effet, la police d'assurance peut limiter le type de demande d'indemnité autorisée et imposer une franchise ou fixer un seuil en deçà duquel il est impossible de réclamer une indemnité. Si la franchise change d'une période à une autre, les statisticiens sont confrontés à un problème d'ajustement de la qualité assez complexe.

Nous voyons donc que de nombreux problèmes épineux restent encore à résoudre dans ce domaine.

Traitement des dépenses d'entretien et de rénovation

23.107 La propriété des logements pose un autre problème, celui du traitement des dépenses liées aux travaux d'entretien, de rénovation ou d'agrandissement ainsi qu'aux gros travaux de réparation.

23.108 L'expérience montre que l'on peut atténuer la dégradation normale des structures qu'entraînent leur vieillissement et leur utilisation en engageant des dépenses d'entretien et de rénovation. Comment faut-il traiter ces dépenses dans un modèle des coûts et avantages de la propriété des logements?

23.109 Dans la comptabilité nationale, les dépenses liées aux gros travaux de rénovation et de réparation sont souvent considérées traitées comme de la formation de capital, et les dépenses moins importantes liées aux travaux d'entretien et de réparation courants comme des dépenses ordinaires. Si cette méthode est adoptée pour l'IPC, les petites dépenses d'entretien courant peuvent être traitées de la même façon que d'autres biens et services non durables. Les dépenses liées aux gros travaux de rénovation et de réparation ne sont pas prises en compte dans l'IPC sur la période au cours de laquelle elles sont engagées, mais sont capitalisées et ajoutées aux dépenses consacrées aux nouvelles structures sur la période considérée. Ainsi, les investissements dans les structures sur la période 0 calculés en monnaie constante, disons I_S^0 , incluent les deux types de dépenses⁵³. Soit Q_S^0 et Q_S^1 les stocks (en unités de qualité constante) de structures occupées par leur propriétaire dans la population de référence au début des périodes 0

⁵¹Ce traitement de l'assurance sur les biens date de Walras (1954, p. 268-69).

⁵²De même, si l'on souhaite que l'IPC ait une composante «prix» distincte pour les impôts fonciers sur les structures, on peut poser que, par définition, les prix correspondants pour les périodes 0 et 1 sont respectivement $\tau_S^0 P_S^0$ et $\tau_S^1 P_S^1$, et les dépenses correspondantes pour les périodes 0 et 1 sont respectivement $\tau_S^0 P_S^0 Q_S^0$ et $\tau_S^1 P_S^1 (1-\delta) Q_S^0$.

⁵³Soit VI_S^0 la valeur nominale des investissements dans les structures neuves occupées par leur propriétaire pendant la période 0, plus la valeur des dépenses liées aux gros travaux de rénovation engagées pendant la période 0. On peut définir la quantité des investissements en monnaie constante comme étant $I_S^0 = VI_S^0 / P_S^0$, où P_S^0 est l'indice du coût de la construction des structures neuves sur la période 0.

et 1, respectivement. Si l'on adopte la méthode de l'amortissement géométrique, de sorte que le taux d'amortissement constant δ s'applique d'une période sur l'autre, le stock de structures occupées par leur propriétaire au début de la période 1, Q_S^1 , est lié au stock de structures au début de la période 0, Q_S^0 , et aux investissements dans les structures sur la période 0, I_S^0 , suivant l'équation suivante :

$$Q_S^1 = (1 - \delta)Q_S^0 + I_S^0 \quad (23.78)$$

23.110 Par conséquent, lorsque l'on applique aux structures la méthode de l'amortissement dégressif à taux constant, le traitement des dépenses liées aux gros travaux de réparation et de rénovation ne pose pas de problème conceptuel majeur si l'on applique un modèle d'accumulation de capital traditionnel : il suffit de disposer d'une estimation du taux d'amortissement mensuel ou trimestriel δ , d'une valeur initiale du stock de structures occupées par leur propriétaire pendant une période donnée, d'informations sur les nouveaux achats de structures de logement résidentiel par les ménages, de données sur les dépenses que les propriétaires ont consacrées à de gros travaux de réparation et de rénovation et d'un indice du coût de la construction des structures résidentielles neuves. Si l'on dispose de toutes ces informations en temps voulu, il est possible de mettre à jour les pondérations de l'IPC applicables au stock de structures occupées par leur propriétaire⁵⁴.

23.111 Nous concluons cette section en examinant comment traiter les dépenses liées aux gros travaux de réparation et de rénovation dans un modèle de régression appliqué aux ventes répétées utilisant les données sur les transactions correspondant à la vente de la même unité d'habitation pendant deux périodes ou plus. Pour réduire au minimum les problèmes de notation, considérons une situation très simplifiée dans laquelle on dispose de données sur la vente de N logements de type relativement homogène pendant deux périodes consécutives. Supposons que les prix de vente soient V_n^0 sur la période 0 et V_n^1 sur la période 1, avec $n = 1, 2, \dots, N$. Supposons aussi que l'on ait calculé un indice des prix des structures de ce type pendant la période 0, P_S^0 , et un indice des prix correspondant pour les terrains⁵⁵ pendant la période 0, P_L^0 . La difficulté, pour les statisticiens, consiste à utiliser les données sur les ventes appariées pour les deux périodes afin de construire des estimations de ces deux indices pour la période 1. En d'autres termes, il s'agit de calculer P_S^1 et P_L^1 .

23.112 On peut décomposer les *valeurs des unités d'habitation* pendant la période 0 des N biens immo-

biliers en deux composantes «structure» et «terrain» de la façon suivante :

$$V_n^0 = V_{Sn}^0 + V_{Ln}^0 = \alpha_n P_S^0 Q_{Sn}^0 + \beta_n P_L^0 Q_{Ln}^0; \quad n = 1, 2, \dots, N \quad (23.79)$$

où V_{Sn}^0 et V_{Ln}^0 sont les valeurs estimées de la structure et du terrain du bien immobilier n pendant la période 0, P_S^0 et P_L^0 les indices des prix (connus) des structures et des terrains de tous les biens immobiliers de ce type pendant la période 0, et Q_{Sn}^0 et Q_{Ln}^0 les estimations de quantités (connues) pour les structures et terrains correspondant au bien immobilier n . Les nombres α_n et β_n sont les facteurs d'ajustement de la qualité du bien immobilier n qui convertissent les valeurs normalisées des structures et des terrains de ce bien, $P_S^0 Q_{Sn}^0$ et $P_L^0 Q_{Ln}^0$ respectivement, en valeur marchande effective de la période 0, V_{Sn}^0 et V_{Ln}^0 respectivement. Autrement dit, si l'on dispose des estimations de la valeur marchande, au cours de la période 0, des structures et des terrains du bien immobilier n , on peut définir α_n et β_n comme suit :

$$\alpha_n = \frac{V_{Sn}^0}{P_S^0 Q_{Sn}^0}; \quad \beta_n = \frac{V_{Ln}^0}{P_L^0 Q_{Ln}^0}; \quad n = 1, \dots, N \quad (23.80)$$

23.113 Supposons que le montant des gros travaux de réparation et de rénovation dont le bien immobilier n a bénéficié au cours de la période 0, VR_n^0 , soit également connu pour chaque bien immobilier n de l'échantillon. La valeur du bien immobilier n au cours de la période 1, V_n^1 , devrait donc être approximativement égale à

$$V_n^1 = \alpha_n P_S^1 (1 - \delta) Q_{Sn}^0 + VR_n^0 + \beta_n P_L^1 Q_{Ln}^0; \quad n = 1, \dots, N \quad (23.81)$$

où δ est le taux d'amortissement géométrique des structures. On suppose que toutes les variables du membre de droite de l'équation (23.81) sont connues, à l'exception de l'indice des prix des structures et des terrains pendant la période 1, P_S^1 et P_L^1 , respectivement, et du taux d'amortissement géométrique sur une période, δ . Si le nombre d'observations N est supérieur à trois, on pourrait penser qu'il est possible d'estimer les trois paramètres P_S^1 , P_L^1 et δ au moyen d'une régression linéaire en utilisant les N équations de (23.81) comme équations d'estimation. Or, il se trouve que cela n'est pas vraiment le cas. En effet, les paramètres P_S^1 et $(1 - \delta)$ apparaissent dans l'équation (23.81) sous forme multiplicative. De ce fait, bien que le produit de ces deux termes soit identifié par la régression, il est impossible de définir séparément chacun d'eux. Le problème qui se pose est le même que celui évoqué aux paragraphes 23.69 à 23.78 dans le cas des biens de consommation durables uniques : il est impossible de distinguer les effets du vieillissement de l'actif (dépréciation ou consommation de capital) de la hausse des

⁵⁴L'obtention de toutes ces informations en temps voulu pose cependant des problèmes pratiques qui ne sont pas négligeables.

⁵⁵Si l'on ne dispose pas de données sur la période 0, on pose que P_S^0 et P_L^0 sont égaux à 1.

prix au cours du temps en s'aidant uniquement des données du marché⁵⁶.

23.114 Il existe cependant trois solutions possibles à ce problème de différenciation :

- utiliser une estimation extérieure du taux d'amortissement δ ;
- utiliser un indice extérieur du coût de la construction P_S^1 plutôt que de l'estimer comme un paramètre des équations (23.81);
- suivre une méthode de régression hédonique au lieu de la méthode des ventes répétées.

23.115 À quoi ressemblerait un modèle de régression hédonique si l'on tenait compte de l'additivité approximative de la valeur des structures et des terrains sur lesquels celles-ci se trouvent? Si l'on fait abstraction du problème des rénovations et si l'on suppose un amortissement géométrique des structures, la valeur d'une unité d'habitation n âgée de ν périodes au cours de la période t , V_n^t doit être approximativement égale à la valeur après amortissement de la structure, plus la valeur du terrain, plus un terme d'erreur. Autrement dit, la relation suivante doit se vérifier approximativement :

$$V_n^t = P_S^t (1 - \delta)^\nu Q_{Sn} + P_L^t Q_L + u_n^t \quad (23.82)$$

où δ est le taux d'amortissement géométrique sur une période, Q_{Sn} le nombre de mètres carrés de surface au sol de la structure initiale de l'unité d'habitation n , Q_L le nombre de mètres carrés du terrain sur lequel est construite la structure et u_n^t un terme d'erreur. P_S^t est le *prix de ce type de structure au début de la période t* et P_L^t le *prix du terrain* correspondant pour cette catégorie d'unité d'habitation. Tant que l'échantillon contient plus d'une génération de la structure (c'est-à-dire plus d'un ν), on peut définir les paramètres P_S^t , P_L^t et δ en appliquant un modèle de régression non linéaire à l'aide de l'équation (23.82). Pourquoi est-ce possible de calculer les prix à l'aide de ce modèle de régression hédonique alors que ça ne l'était pas avec le modèle des ventes répétées? Cela tient au fait que le modèle hédonique (23.82) ne pose pas

en hypothèse qu'il existe un facteur d'ajustement de la qualité propre à chaque unité d'habitation. Il suppose au contraire que toutes les unités d'habitation d'un échantillon donné ont une qualité comparable une fois que les prix ont été ajustés pour tenir compte de l'âge de l'unité, de la quantité (en mètres carrés) de la structure initiale et de la quantité de terrain.

23.116 Malheureusement, il arrive souvent que les structures d'habitation, identiques à l'origine, ne le restent pas au cours du temps car les normes d'entretien diffèrent et font l'objet de gros travaux de rénovation et d'agrandissement. Pour modéliser ce phénomène, notons R_n^t les dépenses réelles d'entretien, de réparation et de rénovation consacrées à l'unité d'habitation n pendant la période t , et supposons que ces dépenses réelles soient amorties au taux géométrique δ_R . Il est raisonnable de supposer que ces dépenses augmentent la valeur de l'unité d'habitation. Il faut donc remplacer l'équation (23.82) par l'équation suivante :

$$V_n^t = P_S^t (1 - \delta)^\nu Q_{Sn} + P_R^t [R_n^t + (1 - \delta_R)R_n^{t-1} + (1 - \delta_R)^2 R_n^{t-2} + \dots + (1 - \delta_R)^\nu R_n^{t-\nu}] + P_L^t Q_L + u_n^t \quad (23.83)$$

où P_R^t est le niveau de prix, sur la période t , des dépenses réelles d'entretien, de réparation et de rénovation consacrées à cette catégorie d'unité d'habitation. Si l'on dispose de données sur ces dépenses réelles de rénovation et de réparation, $R_n^t, R_n^{t-1}, R_n^{t-2}, \dots, R_n^{t-\nu}$, pour chaque unité appartenant à l'échantillon d'unités d'habitation vendues au cours de la période t , on peut obtenir les paramètres $P_S^t, P_L^t, P_R^t, \delta$ et δ_R en appliquant un modèle de régression non linéaire à l'aide de l'équation (23.83)⁵⁷. L'application d'un modèle de régression hédonique pose toutefois un problème pratique majeur : en général, on ne dispose pas de données précises sur les dépenses de rénovation et de réparation engagées pour une unité d'habitation donnée entre sa construction initiale et la période en cours. Or, faute de données précises sur ce point, il est impossible d'estimer avec précision les paramètres inconnus du modèle de régression hédonique.

23.117 Enfin, signalons un dernier problème pratique que pose ce modèle de régression hédonique. Théoriquement, les dépenses «normales» d'entretien peuvent être incluses dans le terme de l'équation (23.83) qui représente les dépenses de rénovation, R_n^t . Dans ce cas, les taux d'amortissement estimés δ et δ_R augmentent. Par conséquent, comme chaque office de statistique retient des critères différents pour distinguer les travaux d'entretien «normaux» des «gros travaux» de réparation et de rénovation, les taux d'amortissement estimés qu'ils obtiennent sont différents.

⁵⁶Revenons à l'équation (23.46). Bailey, Muth et Nourse (1963, p. 936) ont mis en évidence ce problème fondamental de différenciation dans le premier article consacré aux ventes répétées de logements, mais ni ces auteurs ni ceux qui, après eux, ont appliqué la méthode des ventes répétées ne l'ont pris en considération. Les régressions hédoniques concernant l'immobilier posent un autre problème : elles considèrent en général le logarithme du prix d'achat comme la variable dépendante de la régression. Si cette caractéristique présente certains avantages, elle ne tient pas dûment compte du caractère additif des composantes «structure» et «terrain» des biens immobiliers. Enfin, les travaux reposant sur l'application de la méthode hédonique traditionnelle à l'immobilier créent une autre difficulté : en général, ils n'estiment pas des indices des prix distincts pour les terrains et les structures. Or, il est important de calculer des indices distincts pour ces deux composantes car, en principe, le prix des terrains est plus volatil et tend à augmenter plus vite que celui des structures sur le long terme.

⁵⁷En revanche, il est inutile d'estimer ces paramètres si l'on connaît le prix de P_S^t et P_R^t grâce aux indices du coût de la construction.

Traitement des frais de transaction liés aux achats de logements

23.118 La propriété des logements engendre un autre coût, qu'il convient d'étudier. En règle générale, lorsqu'une famille achète une unité d'habitation, elle doit payer certains droits et frais, notamment :

- la commission des agents immobiliers qui l'ont aidée à trouver le bien immobilier qui leur convenait;
- les différents droits de mutation que l'État peut percevoir sur la vente du bien;
- le cas échéant, divers frais juridiques liés au transfert du titre de propriété.

23.119 Faut-il traiter ces frais comme des dépenses pendant la période d'achat, ou considérer simplement qu'ils sont inclus dans le prix d'achat du bien immobilier et doivent donc être amortis au cours du temps, comme le sont les structures dans la comptabilité nationale.

23.120 Les deux méthodes ont leurs partisans. Sous l'angle du traitement du coût d'opportunité de l'achat des biens durables, le prix pertinent d'une unité d'habitation au cours des périodes qui suivent son achat est la valeur de ce bien immobilier, déduction faite des impôts et des frais de transaction. Cette méthode donne à penser qu'il faut comptabiliser les frais de transaction supportés par l'acheteur comme des dépenses effectuées dans la période d'achat. Toutefois, du point de vue du propriétaire qui vient d'acheter une unité d'habitation à usage locatif, il ne serait pas logique de faire payer au locataire la totalité des frais de transaction le premier mois où ce dernier acquitte son loyer. En général, les bailleurs capitalisent ces frais et étalent sa récupération progressive sur la période durant laquelle ils prévoient de posséder leur bien immobilier. Les deux traitements se justifient donc et c'est à chaque office de statistique de décider lequel lui convient.

Comparaison des coûts d'usage pour les bailleurs et pour les propriétaires-occupants

23.121 Dans la section précédente, nous avons analysé les différents coûts liés à la propriété des logements. Les propriétaires-occupants, tout comme les bailleurs, supportent ces coûts. Ils se refléteront donc dans la valeur locative de marché, ce qu'il faut garder à l'esprit si l'on adopte le concept des loyers imputés pour évaluer les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire. Si l'IPC couvre à un autre titre tout ou partie des coûts liés à l'occupation des logements par leur propriétaire (l'assurance habitation pourrait être couverte séparément, par exemple), il faut déduire de la valeur des loyers imputés des logements occupés par leur propriétaire le montant de ces dépenses couvertes par ailleurs.

23.122 Outre les coûts susmentionnés, qui sont liés à la propriété des logements, les bailleurs font face à certains coûts que ne supportent pas les propriétaires-

occupants et qui se reflètent dans la valeur locative de marché. Par conséquent, si l'on utilise la valeur locative de marché pour imputer les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire, il faut aussi retrancher ces coûts supplémentaires de la valeur locative de marché qui sert aux imputations, puisqu'ils ne s'appliquent pas aux propriétaires-occupants. Nous étudierons ces coûts supplémentaires propres aux bailleurs aux paragraphes 23.123 à 23.133.

Coût des dommages

23.123 Les locataires ont moins intérêt à prendre soin des biens qu'ils louent que les propriétaires-occupants. Le coût d'amortissement des biens immobiliers loués a donc toutes chances d'être supérieur au taux d'amortissement de biens comparables occupés par leur propriétaire. En règle générale, les bailleurs exigent un cautionnement, mais il suffit rarement à couvrir le coût des dommages que provoquent en réalité certains locataires.

Non-paiement des loyers et coût de vacance des logements

23.124 Il arrive que, par suite de difficultés financières, des locataires ne soient pas en mesure de payer leur loyer. Le processus d'expulsion est généralement long et laborieux, et les bailleurs peuvent perdre plusieurs mois de loyer avant d'obtenir le départ d'un locataire en défaut de paiement. D'autre part, les bailleurs supportent aussi des coûts (qui ne s'appliquent pas aux propriétaires-occupants) lorsque le bien qu'ils louent reste vacant faute de demande⁵⁸. Ces coûts supplémentaires sont reflétés dans la valeur locative de marché, mais ne doivent pas l'être dans les coûts d'usage des logements occupés par leur propriétaire.

Frais liés aux avis d'échéance et à l'entretien

23.125 Il arrive que les bailleurs soient amenés à louer des bureaux et à employer du personnel chargé d'envoyer des avis d'échéance mensuels aux locataires et de répondre aux demandes de travaux d'entretien. Les propriétaires-occupants qui consacrent une partie de leur temps à fournir des services d'entretien⁵⁹ le font en appliquant leur *taux de salaire après déduction de l'impôt*

⁵⁸La demande de biens immobiliers loués peut varier considérablement au cours du cycle économique, et porter les loyers à des niveaux très bas ou très élevés par rapport aux coûts d'usage des logements occupés par leur propriétaire. Par conséquent, les loyers imputés sur la base de la valeur locative de marché des biens immobiliers analogues peuvent être très différents des coûts d'usage correspondants des logements occupés par leur propriétaire au cours du cycle.

⁵⁹D'ordinaire, ces frais d'entretien imputés n'apparaissent pas dans l'IPC. Toutefois, si l'on veut que le coût d'usage d'une unité d'habitation occupée par son propriétaire puisse être comparé à la valeur locative de marché d'un bien immobilier analogue, il faut inclure ces coûts de main-d'œuvre imputés.

sur le revenu, qui peut être inférieur au *taux de salaire avant déduction de l'impôt sur le revenu* que les bailleurs doivent payer à leurs employés. L'effet net de ces facteurs donne une valeur locative de marché plus élevée que le coût d'usage correspondant des logements occupés par leur propriétaire.

Coût d'opportunité du capital

23.126 Le coût d'opportunité du capital *après impôt* pour les propriétaires-occupants, qui apparaît dans les différentes formules du coût d'usage étudiées dans ce chapitre, sera généralement *inférieur* au coût d'opportunité du capital *avant impôt* pour les bailleurs. Autrement dit, les bailleurs supportent un coût supérieur, au titre de l'impôt sur le revenu, que les propriétaires-occupants. En outre, la prime de risque associée à l'utilisation de ce capital peut être plus élevée compte tenu des dommages et défauts de paiement du loyer éventuels. Il faut veiller à ce que ces coûts supplémentaires que supportent les bailleurs ne soient pas comptabilisés deux fois.

Fourniture de services supplémentaires dans le cadre des locations

23.127 La location des biens immobiliers s'accompagne souvent de la mise à disposition de biens de consommation durables importants que les propriétaires-occupants doivent fournir eux-mêmes (réfrigérateur, cuisinière, machine à laver, sèche-linge, climatiseur, etc.). En outre, les bailleurs paient parfois l'électricité et le chauffage d'appartements loués. Pour que la valeur locative de marché puisse être comparée au loyer imputé des logements occupés par leur propriétaire, il faut donc ajuster à la baisse la valeur locative de marché de façon à tenir compte de ces facteurs (qui apparaîtront, au demeurant, dans les dépenses des propriétaires-occupants).

23.128 En général, ces facteurs font que les prix observés sur le marché locatif sont plus élevés que le coût d'usage correspondant pour des logements de même qualité occupés par leur propriétaire. Si l'on utilise la méthode des loyers imputés pour évaluer les services fournis par les logements occupés par leur propriétaire, il faut donc ajuster à la baisse ces loyers observés sur le marché de façon à tenir compte de ces facteurs.

23.129 Ces facteurs tendent aussi à introduire un biais positif si l'on impute aux services fournis par les logements occupés par leur propriétaire les loyers pratiqués sur le marché sans les ajuster. Cela dit, un autre facteur que nous n'avons pas encore évoqué risque de créer un biais négatif important : il s'agit des loyers réglementés.

23.130 Dans des conditions normales, si l'on applique le concept d'acquisition pour traiter les logements occupés par leur propriétaire, on obtient un montant minimal de dépenses. Si l'on applique le concept du coût d'usage, on obtient un montant supérieur. Si l'on impute la valeur locative de marché, enfin, on obtient un

montant maximal de dépenses. Dans les deux premières méthodes, l'un des principaux déterminants du prix des logements occupés par leur propriétaire est le prix de la construction de logements neufs. Le prix des terrains est un facteur important dans le concept du coût d'usage, et l'indice des loyers joue un rôle majeur dans la méthode des loyers imputés.

23.131 Cette analyse est loin d'être exhaustive et définitive, mais elle n'illustre pas moins le fait qu'il n'est pas très aisé d'imputer aux unités d'habitation occupées par leur propriétaire les loyers pratiqués sur le marché. C'est pourquoi il faut veiller à construire des pondérations «correctes» des dépenses.

23.132 Le traitement des logements occupés par leur propriétaire pose donc des problèmes particuliers, comme nous pouvons le voir. Astin (1999, p. 5) décrit ainsi certaines difficultés que l'Union européenne a rencontrées pour trouver la méthode la plus adaptée à son indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) :

Les logements occupés par leur propriétaire posent un problème particulier. Ce secteur a toujours été l'un des plus difficiles à traiter dans le cadre des IPC.

Au sens strict, les IPC ne doivent pas inclure le prix des logements car ceux-ci sont considérés comme un capital. En revanche, en comptabilité nationale, les loyers imputés des propriétaires-occupants font partie des dépenses de consommation. C'est normal si l'objectif est de mesurer le volume de la consommation des ressources en capital des logements, mais ce n'est pas ce que mesure l'IPC.

Certains pays, qui appliquent le concept de l'indice de compensation, préféreraient que les intérêts des prêts immobiliers soient inclus dans l'IPCH. Cette méthode se justifie en effet dans le cas d'un indice de compensation, car il ne fait pas de doute que les remboursements mensuels des emprunts sont un poste important du budget de nombreux ménages : une hausse des taux d'intérêt a exactement le même effet qu'une hausse des prix du point de vue d'un ménage. Elle n'est cependant pas acceptable dans le cadre plus vaste d'un indice de l'inflation.

Par conséquent, après avoir débattu durant de longues heures, le Groupe de travail a conclu que seules deux options s'offrent à lui. La première consiste, purement et simplement, à exclure de l'IPCH les logements occupés par leur propriétaire. On peut au moins faire valoir qu'il s'agit d'une forme d'harmonisation, bien qu'il soit ennuyeux que le pourcentage de la population propriétaire ou locataire de leur logement soit très différent selon les États membres. Cette exclusion est d'ailleurs conforme aux principes directeurs définis par l'OIT il y a dix ans. Enfin, on peut compléter l'IPCH par un indice des prix des logements distincts, qui serait l'un des éléments d'une batterie d'indicateurs de l'inflation à la disposition des analystes.

La seconde option consiste à inclure les logements occupés par leur propriétaire au coût d'acquisition, ce qui revient au fond à les traiter comme n'importe quel bien durable. La plupart des logements anciens en seraient exclus : dans la pratique, l'indice couvrirait les

logements neufs, plus un nombre restreint de logements appartenant depuis peu au secteur des ménages (ventes des secteurs des entreprises ou des administrations publiques au secteur des ménages).

Le principal problème qui se pose est d'ordre pratique : plusieurs pays ne possèdent pas d'indice des prix des logements neufs, et il serait difficile et coûteux de le construire. Un groupe d'étude examine ces questions et doit soumettre ses recommandations finales à la fin de 1999.

La modélisation du traitement des logements occupés par leur propriétaire soulève des problèmes si complexes que des recommandations n'ont toujours pas été formulées pour l'IPCH.

23.133 Nous examinerons, dans la section suivante, une quatrième méthode de traitement des logements. Cette méthode n'a été appliquée qu'aux logements occupés par leur propriétaire et ne présente donc pas le caractère « universel » des trois autres⁶⁰.

Le concept de paiement

23.134 Une quatrième méthode de traitement des logements occupés par leur propriétaire repose sur les *paiements*. Charles Goodhart (2001, p. F350–51) la décrit ainsi :

La deuxième grande méthode est celle fondée sur les paiements. Elle mesure les décaissements effectifs au titre d'apports personnels, de remboursements d'emprunts et d'intérêts de prêts immobiliers, ou d'une sous-catégorie de ces éléments. Elle comprend cependant toujours le paiement des intérêts de prêts immobiliers. Cette méthode, pour être répandue, n'en est pas moins illogique d'un point de vue analytique. Premièrement, cette procédure n'est pas appliquée systématiquement à tous les achats. D'autres biens achetés à crédit, par carte de crédit par exemple, ne sont généralement pas considérés comme plus coûteux pour autant (bien qu'ils l'aient été en Nouvelle-Zélande). Deuxièmement, les flux d'intérêts ne sont pas traités de la même façon selon les personnes. Si, d'une certaine façon, la situation d'un emprunteur devient plus défavorable lorsque les taux d'intérêt augmentent, alors, de la même façon, la situation d'un prêteur propriétaire d'un actif portant intérêt devient, elle, plus favorable. Dans ce cas, pourquoi mesurer l'un et pas l'autre? Si je vends un actif portant intérêt, des parts dans un organisme de placements collectifs sur le marché monétaire par exemple, pour acheter une maison, pourquoi serais-je traité différemment de quelqu'un qui contracte un prêt immobilier (à taux variable)? Troisièmement, ne faut-il pas étudier la question du prix d'un achat quelconque séparément de la question de son mode de financement? Les importations, les stocks et tous les achats des entreprises sont généralement payés en partie à crédit. Doit-on considérer que les importations deviennent plus coûteuses lorsque le coût du crédit commercial augmente? De surcroît, la monnaie est fongible. Les

calculs sur l'extraction hypothécaire montrent qu'un emprunt peut être garanti par un logement mais utilisé pour acheter des meubles. Lorsque les taux d'intérêt augmentent, les meubles deviennent-ils pour autant plus chers? En outre, les décaissements effectifs ne tiennent aucun compte de l'évolution de la valeur courante des logements, soit par dépréciation, soit par plus-value ou moins-value, alors que par comparaison, les flux de trésorerie sont souvent dérisoires. En dépit de ces problèmes, cette méthode, qui repose sur les paiements en espèces, a été utilisée au Royaume-Uni jusqu'à 1994 et continue de l'être en Irlande.

23.135 Par conséquent, le *concept de paiement* employé pour traiter les logements occupés par leur propriétaire est un moyen de calcul du coût d'exploitation de ces logements fondé sur les *flux de trésorerie*. On peut y opposer plusieurs objections. Il ne tient compte ni du coût d'opportunité des fonds propres placés dans les logements occupés par leur propriétaire, ni de l'amortissement, et il utilise les taux d'intérêt nominaux sans compenser l'effet de l'inflation. Toutefois, si l'on ajuste le concept de paiement pour tenir compte de ces coûts imputés, on obtient un mode de traitement des logements fondé sur le coût d'usage qui est assez complexe. Cela étant, comme nous l'avons vu au chapitre 10, ce concept peut être dans certaines conditions un compromis satisfaisant. En règle générale, quand on applique le concept de paiement aux logements occupés par leur propriétaire, les dépenses mensuelles consacrées à ces logements sont très inférieures à celles obtenues à l'aide des trois autres méthodes principales, sauf dans les périodes de forte inflation, durant lesquelles le terme qui représente le taux d'intérêt nominal devient très important sans qu'un autre élément compense l'effet de l'inflation⁶¹.

Méthodes possibles de calcul du prix des logements occupés par leur propriétaire

23.136 L'application du concept d'acquisition traditionnel aux biens de consommation durables à longue durée de vie ne répond pas aux besoins des utilisateurs des IPC qui souhaitent disposer de prix mesurant les flux de services fournis par les biens durables. C'est particulièrement vrai des logements occupés par leur propriétaire. Il sera donc utile à de nombreux utilisateurs que les offices de statistique adoptent, outre le concept d'acquisition, une variante du concept d'équivalent-loyer ou du coût d'usage pour traiter les biens de consommation durables à longue durée de vie, et notamment les logements occupés par leur propriétaire. Il reviendra ensuite aux utilisateurs de choisir le concept qui leur convient le

⁶⁰Les méthodes fondées sur les acquisitions, le coût d'usage et l'équivalent-loyer s'appliquent à tous les biens de consommation durables. Toutefois, la méthode de l'équivalent-loyer ne peut s'appliquer que s'il existe un véritable marché de la location ou du crédit-bail du bien durable considéré.

⁶¹En cas de forte inflation, les offices de statistique qui adoptent le concept de paiement peuvent envisager d'ajuster les taux d'intérêt nominaux des prêts immobiliers de façon à tenir compte de la composante inflation, comme nous l'avons fait aux paragraphes 23.95 à 23.99. Pour plus de détails sur le concept de paiement, on se reportera au chapitre 10.

mieux. L'un quelconque des trois concepts pourrait être retenu pour le calcul de l'IPC «général», les deux autres étant alors proposés aux utilisateurs sous forme de tableaux analytiques.

23.137 Nous concluons ce chapitre en décrivant sommairement certains des problèmes posés par l'application des trois principales méthodes de mesure de l'évolution des prix des logements occupés par leur propriétaire.

Le concept d'acquisition

23.138 Pour appliquer le concept d'acquisition, il faut disposer d'un indice des prix de vente des unités d'habitation neuves de qualité constante.

Le concept d'équivalent-loyer

Option 1 : utiliser les loyers estimés par les propriétaires-occupants

23.139 Lorsque l'on choisit cette option, on demande aux propriétaires-occupants d'estimer le loyer de leur unité d'habitation. On est alors confronté aux problèmes suivants :

- Les propriétaires-occupants ne sont pas nécessairement en mesure d'estimer avec précision la valeur locative de leur unité d'habitation.
- Les offices de statistique doivent ajuster ces loyers estimés au cours du temps afin de tenir compte des effets de la dépréciation, qui altère peu à peu la qualité de l'unité dans le temps (sauf si ces effets sont compensés par des dépenses de rénovation et de réparation)⁶².
- Il faut définir précisément les services supplémentaires qui sont compris dans le loyer estimé par les propriétaires-occupants. On vérifiera par exemple si le loyer inclut l'assurance, l'électricité, le chauffage et l'utilisation de divers biens de consommation durables en plus de la structure. Si c'est le cas, il faudra retrancher du loyer ces services supplémentaires qui sont couverts ailleurs dans l'IPC⁶³.

Option 2 : employer un modèle de régression hédonique du marché locatif pour imputer les loyers

23.140 Dans cette option, les offices de statistique recueillent des données sur les biens immobiliers loués et leurs caractéristiques, et ils les utilisent pour construire un modèle de régression hédonique du marché du logement locatif⁶⁴. À l'aide de ce modèle, ils imputent

alors les prix des biens occupés par leur propriétaire. Cette option pose les problèmes suivants :

- Elle exige beaucoup d'informations. Il faut en effet obtenir des données non seulement sur les loyers et les caractéristiques des biens loués, mais aussi sur les caractéristiques des logements occupés par leur propriétaire.
- Les caractéristiques des propriétaires-occupants peuvent être très différentes de celles des locataires. En particulier, cette méthode n'est pas recommandée si le marché locatif est réglementé.
- Les modèles de régression hédonique ont l'inconvénient de ne pas être reproductibles, puisque chaque chercheur retient dans son modèle des caractéristiques différentes et utilise des formes fonctionnelles différentes.
- Nous avons vu que la valeur locative de marché peut être beaucoup plus élevée que le coût d'opportunité pour les propriétaires-occupants. On risque donc d'obtenir des loyers trop élevés si l'on utilise la valeur locative de marché pour imputer les loyers des propriétaires-occupants⁶⁵. En revanche, en cas d'encadrement des loyers ou de surabondance temporaire de biens loués, la valeur locative de marché risque d'être trop faible par rapport au coût d'opportunité pour les propriétaires-occupants.
- On peut penser que l'amortissement des unités d'habitation louées est un peu différent de celui des unités occupées par leur propriétaire⁶⁶. Si c'est le cas, la procédure d'imputation ne sera pas tout à fait correcte. Cela dit, toutes les études qui estiment l'amortissement des logements occupés par leur propriétaire sont biaisées car elles ne traitent pas les terrains de façon adéquate et manquent d'informations sur les frais de réparation, de rénovation et d'entretien engagés pendant la durée de vie des unités d'habitation. Il n'est pas certain que l'amortissement des unités louées soit très différent de celui des unités occupées par leur propriétaire.

Le concept du coût d'usage

23.141 Avant tout, il faut décider si l'on calcule le coût d'usage des logements *ex ante* ou *ex post*. Il semble que le coût d'usage *ex ante* soit le plus utile dans l'optique de l'IPC, car ce sont en effet ces prix qui devraient apparaître dans les modèles économiques des choix des consommateurs. En outre, la méthode *ex post* donne des coûts d'usage qui fluctuent trop pour répondre aux besoins de la

⁶²Voir les paragraphes 23.79 à 23.93.

⁶³On peut faire valoir que ces services supplémentaires parfois compris dans les loyers posent avant tout un problème de pondération, en ce sens que la tendance des loyers estimés par les propriétaires-occupants serait une estimation suffisamment précise de la tendance des loyers ajustés pour tenir compte des services supplémentaires qu'ils comprennent.

⁶⁴Pour un exemple de modèle de ce type, voir Hoffmann and Kurz (2002).

⁶⁵Là encore, on peut soutenir qu'il s'agit avant tout d'un problème de pondération, dans le sens où la tendance de la valeur locative de marché serait une estimation suffisamment précise de la tendance des coûts d'opportunité pour les propriétaires-occupants.

⁶⁶D'après Stephen Malpezzi, Larry Ozanne et Thomas G. Thibodeau (1987, p. 382), «le taux d'amortissement moyen des biens immobiliers loués est remarquablement constant puisqu'il oscille entre 0,58 % et 0,60 % sur une période de 25 ans. Les taux d'amortissement des unités occupées par leur propriétaire varient davantage que les taux estimés des unités occupées par des locataires. Le taux d'amortissement moyen des logements occupés par leur propriétaire est compris entre 0,9 % pour l'année 1 et 0,28 % pour l'année 20».

plupart des utilisateurs. Bien entendu, le problème que pose la méthode *ex ante* est qu'il est difficile d'estimer le taux d'inflation anticipé des logements.

Option 3 : utiliser le ratio du loyer à la valeur du logement

23.142 Les offices de statistique qui retiennent cette option recueillent des données sur les loyers pratiqués sur le marché pour un échantillon de biens immobiliers loués, mais aussi sur les prix auxquels ces biens sont vendus. À partir de ces deux éléments d'information, ils calculent un *ratio du loyer à la valeur* de différents types de biens immobiliers loués. Nous voyons que ce ratio représente une estimation de tous les termes qui entrent dans la formule du coût d'usage *ex ante*, à l'expression du prix de l'actif que constitue le bien immobilier. En d'autres termes, on peut considérer le ratio du loyer à la valeur d'un bien immobilier donné comme une estimation du taux d'intérêt moins l'inflation anticipée des prix des logements, plus le taux d'amortissement et les divers taux visés aux paragraphes 23.94 à 23.120, s'agissant par exemple des taux des primes d'assurance ou des impôts fonciers. Dans l'hypothèse où ces taux demeurent relativement constants à court terme, l'évolution du coût d'usage est égale à celle du prix des logements occupés par leur propriétaire. On appliquera donc cette méthode s'il est possible de calculer un indice des prix à qualité constante, qui détermine la valeur du parc de logements occupés par leur propriétaire. On peut décider d'utiliser l'indice des prix des logements neufs pour obtenir une valeur approchée de l'indice des prix global des logements occupés par leur propriétaire. Cela revient en fait à adopter le concept d'acquisition, à la différence que les pondérations seront en général plus importantes si l'on utilise le coût d'usage⁶⁷. Ce concept pose notamment les problèmes suivants :

- Il faut d'énormes moyens pour construire un indice des prix à qualité constante du parc d'unités d'habitation occupées par leur propriétaire. Si l'on emploie un modèle de régression hédonique, la question de la reproductibilité des résultats crée des difficultés.
- Les ratios du loyer à la valeur des logements peuvent varier considérablement au fil du temps. Il faut donc continuer de recueillir des données sur les loyers et les prix de vente des biens immobiliers loués.
- Comme nous l'avons vu aux paragraphes 23.121 et 23.122, la structure du coût d'usage des biens loués peut être assez différente de celle des logements occupés par leur propriétaire. Les ratios du loyer à la valeur des logements risquent donc de donner des résultats trompeurs⁶⁸.

⁶⁷Voir l'analyse développée aux paragraphes 23.34 à 23.42.

⁶⁸Cela étant, il s'agit essentiellement d'une question de pondération. La tendance de l'indice des prix du parc de logements occupés par leur propriétaire à qualité constante devrait donc être une bonne approximation de la tendance des coûts d'usage des logements occupés par leur propriétaire.

Option 4 : utiliser le concept simplifié du coût d'usage

23.143 Ce concept est analogue à celui de l'option 3, mais au lieu d'estimer la somme des différents taux de la formule du coût d'usage à l'aide du ratio du loyer à la valeur du logement, on estime ces taux directement. Pour utiliser le concept simplifié du coût d'usage adopté en Islande et analysé aux paragraphes 23.79 à 23.93, il suffit de disposer d'un indice des prix des logements occupés par leur propriétaire à qualité constante, d'un taux d'intérêt réel estimé et d'un taux d'amortissement composite estimé portant à la fois sur les structures et les terrains. Ce concept soulève les problèmes suivants :

- Comme dans le cas de l'option 3, il faut d'énormes moyens pour construire un indice des prix, à qualité constante, du parc d'unités d'habitation occupées par leur propriétaire. Si l'on emploie un modèle de régression hédonique, la question de la reproductibilité des résultats crée des difficultés.
- On ne sait pas avec certitude quel taux d'intérêt réel convient.
- De même, il est difficile de déterminer quel devrait être le taux d'amortissement «correct»⁶⁹.

Ce problème se complique du fait qu'au fil du temps, le prix des terrains tend à augmenter plus vite que celui de la construction des structures résidentielles. La composante «prix du terrain» des logements occupés par leur propriétaire aura donc tendance à prendre de l'importance, ce qui fera diminuer le taux d'amortissement composite.

Option 5 : adopter le cadre de la comptabilité nationale

23.144 Il s'agit de tirer parti du fait que la division de l'office de statistique chargée de la comptabilité nationale recueille en général des données sur les investissements dans les logements résidentiels ainsi que sur les dépenses consacrées aux travaux de réparation et de rénovation des logements. En outre, étant donné que de nombreux offices construisent des estimations du parc d'unités résidentielles, on dispose d'estimations du taux d'amortissement des structures. Enfin, lorsque ces offices établissent un compte de patrimoine national, on possède aussi d'estimations de la valeur des terrains résidentiels. Toutes les composantes fondamentales nécessaires pour construire le stock de structures résidentielles et de terrains connexes existent donc. Si, en outre, on formule des hypothèses sur le taux d'intérêt nominal approprié et le prix anticipé des structures et des terrains⁷⁰, il est possible de calculer le

⁶⁹Faute d'informations sur les travaux de réparation et de rénovation, les taux d'amortissement estimés des logements varient très sensiblement :

Les trois concepts employés dans ces études et dans d'autres sur le même thème se caractérisent par une variabilité spectaculaire : les estimations oscillent en effet entre un demi pour cent environ et deux et demi pour cent par an (Malpezzi, Ozanne, and Thibodeau (1987, p. 373-75).

⁷⁰On peut également retenir l'hypothèse d'un taux d'intérêt réel approprié.

coût d'usage global des structures et des terrains résidentiels. On peut retrancher la fraction d'unités d'habitation qui est louée et estimer les coûts d'usage et les valeurs correspondantes des terrains et structures résidentiels occupés par les propriétaires. Bien entendu, il serait pratiquement impossible de tenir toutes ces données à jour, mais on peut faire ces calculs pour une période de référence, de façon à obtenir les pondérations appropriées des structures et des terrains occupés par les propriétaires. On voit donc que les principaux déterminants des coûts d'usage mensuels sont le prix des structures neuves et le prix des terrains résidentiels. Si l'on peut définir rapidement des indicateurs mensuels des deux prix, toute cette procédure est faisable. Ce concept pose notamment les problèmes suivants :

- Comme c'était le cas avec l'option 4, il est difficile de déterminer quels sont les taux d'amortissement et les taux d'intérêt réels «corrects»⁷¹.

⁷¹Comme toujours, cependant, on peut soutenir que les erreurs d'estimation de ces paramètres affecteront principalement les pondérations utilisées dans l'indice des prix.

- Il est difficile aussi de construire un indice mensuel des prix des terrains résidentiels.
- Il peut être difficile, enfin, de convertir le déflateur des prix des investissements dans les logements résidentiels établi sur une base trimestrielle en un déflateur mensuel.

23.145 Chacune de ces cinq options présente des avantages et des inconvénients, sans que l'une ou l'autre n'apparaisse nettement meilleure. C'est donc aux offices de statistique de déterminer s'ils disposent des moyens nécessaires pour traiter les logements occupés par leur propriétaire par l'une ou l'autre de ces méthodes, en plus du concept traditionnel d'acquisition. Si l'on envisage l'IPC dans l'optique du coût de la vie, chacune de ces cinq options s'approche de façon satisfaisante du traitement idéal du flux des services de consommation durant chaque période⁷².

⁷²L'option 5 est sans doute suffisante dans le cas des biens de consommation durables dont la qualité ne change pas au fil du temps.

On trouvera en appendice de ce glossaire une liste des principales formules utilisées pour calculer l'indice des prix à la consommation (IPC) ainsi qu'une description des liens qui existent entre elles.

Actualisation (à la période de référence)	Division de la valeur courante d'un agrégat donné par un indice des prix (le <i>déflateur</i>) pour réévaluer les quantités aux prix de la période de référence des prix.
Actualisation par les prix	Procédé consistant à réévaluer les quantités qui se rapportent à une certaine période en utilisant les prix qui se rapportent à une période plus récente. Les dépenses qui résultent de ce calcul sont hybrides. En pratique, pour obtenir le montant actualisé des dépenses, on peut multiplier les dépenses initiales par les rapports de prix ou les indices de prix.
Additivité	Aux prix courants, la valeur d'un agrégat est identique à la somme des valeurs de ses composantes. Cette identité doit être préservée pour les valeurs courantes de l'agrégat et de ses composantes quand elles sont extrapolées à l'aide d'un ensemble d'indices de quantité, ou corrigées par des indices de prix corrélés.
Agrégat	Ensemble de transactions afférentes à un flux déterminé de biens et de services, tel que le total des achats de biens et services de consommation effectués par les ménages résidents au cours d'une période déterminée. Le terme «agrégat» est aussi utilisé pour désigner la valeur de l'ensemble de transactions considéré.
Agrégat élémentaire	Agrégat le plus petit pour lequel des données sur les dépenses sont disponibles et utilisées aux fins du calcul de l'IPC. Les valeurs des agrégats élémentaires sont utilisées pour pondérer les indices de prix afférents à ces agrégats afin d'obtenir des indices de niveau plus élevé. L'ensemble des biens et des services compris dans un agrégat élémentaire doit être relativement restreint et peut être encore réduit en ne retenant que les biens et services vendus dans les points de vente d'un certain type ou à certains endroits. Les agrégats élémentaires servent aussi de strates pour l'échantillonnage des prix.
Agrégation	Action de combiner ou d'ajouter différents ensembles de transactions pour obtenir un ensemble de transactions plus large. On dit de l'ensemble plus large ainsi obtenu qu'il a un <i>niveau</i> d'agrégation plus élevé que les ensembles dont il est composé. Le terme «agrégation» est aussi utilisé pour désigner l'action d'ajouter les valeurs des agrégats de niveau inférieur pour obtenir des agrégats d'un niveau plus élevé. Dans le cas des indices de prix, ce terme désigne le calcul de la moyenne ou d'une autre combinaison des indices de prix des agrégats de niveau inférieur de manière à obtenir des indices de prix pour les agrégats d'un niveau plus élevé.
Ajustement de la qualité	Ajustement pratiqué sur la variation du prix d'un produit dont les caractéristiques ont changé dans le temps, afin d'éliminer l'effet de ce changement sur la variation de prix observée. Dans le contexte de l'IPC, cet ajustement s'impose lorsque le prix d'un produit de remplacement doit être comparé à celui du produit remplacé. En pratique, l'ajustement nécessaire ne peut être qu'une estimation. Différentes méthodes d'estimation, dont les méthodes hédoniques, peuvent être utilisées en fonction des circonstances. Voir <i>ajustement explicite au titre de la qualité</i> et <i>ajustement implicite au titre de la qualité</i> .
Ajustement explicite de la qualité	Estimation directe de la variation du prix d'un produit qui est imputable aux variations de ses caractéristiques physiques ou économiques. Il faut estimer dans quelle mesure le changement de certaines caractéristiques influence le changement des prix constatés entre les deux produits. Cette démarche comporte des ajustements au titre de la qualité selon les méthodes hédoniques. Voir aussi <i>ajustement implicite de la qualité</i> .
Ajustement implicite de la qualité	Action de déduire indirectement le changement de la qualité d'un produit dont les caractéristiques changent dans le temps en estimant, ou en supposant, la variation pure de prix qui a eu lieu. Par exemple, si la variation pure de prix est réputée égale à la moyenne pour un autre groupe de produits, le changement implicite de la qualité est égal à la variation effective des prix observés divisée par la variation pure de prix supposée. Si la totalité de la variation des prix observés est supposée être une variation pure de prix, on considère qu'il n'y a pas de changement de qualité. Voir aussi <i>ajustement explicite de la qualité</i> .
Amortissement du fiacre centenaire	Modèle d'amortissement dans lequel le bien durable continue de rendre les mêmes services pendant toute sa durée de vie : une chaise reste une chaise, aussi vieille soit-elle (jusqu'à ce qu'elle s'écroule et soit mise au rebut). Aussi appelé modèle d'amortissement de l'ampoule électrique.

Appariement de produits ou modèles	Procédé consistant à attribuer un prix au même produit exactement pour deux périodes consécutives ou plus. Ce procédé vise à garantir que les variations de prix observées ne sont pas influencées par un changement de qualité. La variation de prix entre deux produits parfaitement appariés est qualifiée de variation pure de prix.
Approche axiomatique	Manière d'aborder la théorie de l'indice selon laquelle le choix de la formule de l'indice est déterminé en fonction des propriétés mathématiques de celui-ci. Une liste de tests est établie, dans lesquels l'indice doit à chaque fois posséder une certaine propriété ou être conforme à un certain axiome. Un indice peut alors être choisi en fonction du nombre de tests auxquels il satisfait. Les tests n'ont pas forcément tous la même importance; il suffit parfois, pour rejeter un indice, qu'il ne satisfasse pas à un ou deux tests jugés fondamentaux.
Approche économique	Cette approche de la théorie de l'indice part du principe que les quantités sont des fonctions des prix, les données observées étant produites comme solutions à divers problèmes d'optimisation économique. Dans le contexte de l'IPC, l'approche économique requiert généralement que l'IPC soit un indice du coût de la vie.
Approche stochastique	Manière d'aborder la théorie de l'indice selon laquelle les rapports de prix observés sont traités comme s'ils constituaient un échantillon aléatoire tiré d'un univers défini pour lequel la valeur moyenne peut être interprétée comme étant le taux général d'inflation. La valeur moyenne de l'échantillon fournit une estimation du taux d'inflation.
Associativité de l'agrégation	Caractéristique en vertu de laquelle l'indice calculé pour un agrégat a la même valeur, qu'il ait été obtenu en une seule opération par calcul direct, sans distinction entre ses composantes, ou en plusieurs étapes, par le calcul d'indices distincts, appelés sous-indices, pour ses différentes composantes, qui sont ensuite agrégés, la même formule étant utilisée à chaque étape.
Autoconsommation	Biens ou services consommés par le ménage qui les produit. Les services de logement consommés par les propriétaires-occupants entrent dans cette catégorie. Si les biens et services produits et consommés par le même ménage sont inclus dans l'IPC, il y a lieu de leur imputer un prix. Leur inclusion ou leur exclusion dépend du champ que l'on entend donner à l'IPC.
Base de sondage	Liste des unités statistiques de l'univers dans lequel un échantillon peut être choisi. Cette liste peut contenir des renseignements sur les unités statistiques pouvant être utilisés aux fins d'un tirage aléatoire à probabilité proportionnelle à la taille. Parmi les listes qui peuvent être utilisées pour le choix des points de vente, on peut citer les registres du commerce, les annuaires téléphoniques («pages jaunes»), les registres administratifs, les annuaires professionnels, etc. Ces listes ne comprennent pas forcément toutes les unités de l'univers considéré et peuvent aussi comprendre des unités qui ne font pas partie de cet univers.
Biais	Tendance systématique de l'IPC calculé à s'écarter d'un indice idéal ou préféré, qui résulte de la méthode utilisée pour collecter ou traiter les données, ou de la formule employée pour calculer l'indice. Voir <i>biais de l'indice du coût de la vie</i> et <i>biais de représentativité</i> .
Biais de l'indice du coût de la vie	Autre nom du <i>biais de substitution</i> .
Biais de représentativité	Erreur présente dans un indice de panier-type à la suite de l'utilisation de quantités qui ne sont pas représentatives des deux périodes comparées, c'est-à-dire qui s'écartent systématiquement des quantités moyennes consommées pendant les deux périodes. Par exemple, le biais de représentativité peut être dû à l'utilisation d'un panier devenu périmé qui s'écarte systématiquement des paniers afférents aux périodes comparées. En pratique, le biais de représentativité est généralement semblable au biais de substitution, car il est attribuable aux mêmes facteurs économiques.
Biais de substitution	Désigne généralement l'erreur qui se produit lorsqu'un indice de panier-type est utilisé pour estimer un indice du coût de la vie. Un indice de panier ne peut pas prendre en compte les effets sur le coût de la vie du fait que les consommateurs remplacent certains produits lorsque les rapports de prix changent. En général, plus la période dont le panier est utilisé remonte loin, plus le biais vers le haut de l'indice est marqué. Voir aussi <i>biais de représentativité</i> .
Bien	Objet physique pour lequel il existe une demande, pour lequel les droits de propriété peuvent être établis et dont la propriété peut être transmise entre unités par le biais de transactions sur un marché.
Bien de consommation durable	Bien de consommation qui peut être utilisé de manière répétée ou continue à des fins de consommation pendant une longue période, en général plusieurs années.
Bouncing ou biais de formule de calcul	Situation dans laquelle l'ensemble des prix de la deuxième période ne fait que reprendre dans un ordre différent l'ensemble des prix de la première période, les rapports de prix étant ainsi obtenus par la mise en correspondance de chaque prix de la première période avec un autre prix du même ensemble de prix.

Caractéristique technique	Qualité physique et économique d'un bien ou d'un service qui sert à l'identifier et permet de le classer.
Chaînage	Action d'associer deux séquences consécutives d'observations de prix, ou indices de prix, à cheval sur une ou plusieurs périodes pour constituer une seule série. Lorsque les deux séquences se chevauchent pendant une seule période, le procédé habituel consiste à simplement rééchelonner l'une d'elles de telle sorte que la valeur pour la période de chevauchement soit la même dans les deux séquences. Voir <i>équation (6) de l'appendice</i> .
Champ de l'indice	Ensemble des produits et services pour lesquels l'indice doit mesurer les variations de prix. Le champ de l'IPC est généralement défini par un ensemble donné de biens et de services de consommation achetés par un ensemble donné de ménages. En pratique, il peut être nécessaire d'exclure certains biens et services ou certains ménages pour lesquels la collecte des données sur les dépenses ou les prix serait trop difficile, trop coûteuse ou demanderait trop de temps (dépenses illégales, par exemple). La couverture d'un indice désigne l'ensemble effectif de produits inclus, par opposition au champ souhaité de l'indice.
Changement de base	Ce terme a plusieurs significations selon le contexte. Il désigne : <ul style="list-style-type: none"> • une modification des pondérations utilisées pour une série d'indices; ou • une modification de la période de référence des prix utilisée pour une série d'indices; ou • une modification de la période de référence de l'indice utilisée pour une série d'indices. La période de référence des pondérations, la période de référence des prix et la période de référence de l'indice peuvent être modifiées en même temps ou à des moments différents.
Classification centrale des produits (CCP)	Classification internationale des biens et des services en fonction des caractéristiques physiques des biens et de la nature des services.
Commensurabilité	Voir <i>test d'invariance à la modification des unités de mesure</i> .
Composante	Sous-ensemble des biens et services qui constituent un agrégat donné.
Concept d'acquisition	Concept sur lequel se fonde l'IPC lorsque la consommation est définie comme l'acquisition par un ménage, sur une période déterminée, de biens et de services de consommation (par opposition à leur utilisation totale ou partielle à des fins de consommation). Selon la portée que l'on entend donner à l'IPC, les acquisitions peuvent couvrir non seulement les biens et les services achetés, mais également ceux qui sont issus de la production pour compte propre ou des transferts sociaux en nature provenant des administrations publiques ou des institutions sans but lucratif.
Concept d'utilisation	Concept sur lequel se fonde le calcul de l'IPC lorsque la consommation est définie comme l'utilisation effective, par un ménage sur une période déterminée, de biens et de services de consommation afin de répondre à ses besoins et désirs (par opposition à l'acquisition de biens et de services de consommation). Lorsque le calcul de l'IPC se fonde sur ce concept, la consommation de biens de consommation durables sur une période déterminée se calcule à l'aide de la valeur des flux de services que procure le stock de biens durables détenus par les ménages. Cette valeur peut être estimée au moyen du coût d'usage.
Consommateur	Personne ou groupe de personnes formant un ménage.
Consommation	On distingue plusieurs types de consommation : <ul style="list-style-type: none"> • la <i>consommation intermédiaire</i> concerne les biens et les services utilisés par les entreprises en tant qu'intrants dans leur processus de production; elle n'est pas prise en compte par l'IPC; • la <i>consommation collective</i> concerne essentiellement les services fournis par les administrations publiques à l'ensemble de la collectivité; elle n'est pas prise en compte par l'IPC; • la <i>consommation individuelle finale</i> concerne les biens et les services que les ménages peuvent acquérir pour satisfaire leurs besoins et leurs désirs. Voir aussi <i>dépenses de consommation des ménages</i> .
Consommation collective	Biens et services qui sont consommés simultanément par un groupe de consommateurs ou par la collectivité. Exemple : les services de défense fournis par l'État.
Continuité	Propriété en vertu de laquelle l'indice de prix est une fonction continue de ses vecteurs de prix et de quantité.
Coût d'usage	Coût résultant, pour le détenteur d'un bien de capital fixe ou d'un bien de consommation durable, de l'utilisation de ce bien pour fournir un flux de capital ou des services de consommation. Le coût d'usage se partage essentiellement entre l'amortissement du bien en question (mesuré aux prix courants et non au coût historique) et le coût en capital ou en intérêts.
Couverture	Ensemble des biens et services dont les prix sont effectivement pris en compte dans l'indice. Pour des raisons pratiques, il se peut que la couverture soit moins étendue que le champ de l'indice, lequel correspond à l'ensemble des biens et services que le producteur de l'indice préférerait prendre en compte s'il en avait la possibilité pratique.

Dépenses de consommation des ménages	Dépenses consacrées à la consommation finale de biens et de services réalisées par les ménages pour leur propre compte. Cette notion exclut les dépenses réalisées par les administrations publiques ou les institutions sans but lucratif pour payer des biens ou des services fournis aux ménages à titre de transferts sociaux gratuits en nature.
Domaine	Autre terme désignant le champ d'un indice.
Données obtenues par lecture optique	Données détaillées sur les ventes de biens de consommation, obtenues par lecture optique du code-barre de certains produits aux caisses électroniques des points de vente. Ces données peuvent fournir des informations détaillées sur la quantité, les caractéristiques et la valeur des biens vendus, ainsi que sur leurs prix. Cette méthode de collecte d'informations se développe rapidement et offre d'énormes possibilités pour l'établissement de l'IPC. Elle est de plus en plus utilisée aux fins de l'analyse hédonique.
Échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion	Méthode d'échantillonnage consistant à fixer un seuil et à inclure dans l'échantillon toutes les unités de l'univers situées au niveau de ce seuil ou au-dessus, et à exclure toutes celles qui sont situées en-dessous. Le seuil est généralement exprimé en termes de taille de certains paramètres pertinents, les unités les plus grandes de l'échantillon étant incluses et le reste affecté d'une probabilité nulle d'inclusion. Dans le cas des points de vente, la taille peut être définie par référence au volume des ventes.
Effet de substitution	Effet d'une substitution sur la valeur d'un indice.
Enquête de budgets des ménages	Enquête auprès d'un échantillon de ménages, pour laquelle les ménages interrogés sont invités à donner le montant exact ou estimatif des sommes qu'ils consacrent à la consommation de biens et de services, et à d'autres usages, pendant une période donnée.
Équivalence locative	Montant estimatif des loyers imputés payables par les propriétaires-occupants, calculé par référence au loyer de logements comparables sur le marché.
Indexation	Ajustement périodique des valeurs monétaires de certains paiements réguliers en fonction de l'évolution de l'IPC ou d'un autre indice des prix. Les paiements réguliers peuvent être les salaires, les prestations de sécurité sociale, les prestations de retraite ou autres, les loyers, les paiements d'intérêts, etc.
Indice à pondérations fixes	Description abrégée d'une série de moyennes arithmétiques pondérées de rapports de prix qui utilisent tous les mêmes pondérations; voir <i>équation (13) de l'appendice</i> . Généralement, les pondérations sont soit effectives, soit des parts de dépenses hybrides.
Indice-chaîne	Série d'indices relative à une longue séquence de périodes, obtenue par le chaînage d'indices relatifs à des séquences plus courtes de périodes. Voir <i>chaînage</i> ; voir aussi <i>équation (6) de l'appendice</i> .
Indice conditionnel du coût de la vie	Indice qui mesure la variation du coût inhérent au maintien d'un niveau d'utilité ou d'un niveau de vie donné, étant entendu que tous les autres facteurs, à l'exception des prix couverts par l'indice, qui influencent l'utilité pour le consommateur ou son bien-être (par exemple, l'état de son environnement physique) demeurent constants. Voir <i>indice du coût de la vie</i> .
Indice d'agrégat élémentaire	Indice de prix afférent à un agrégat élémentaire. Généralement, les dépenses ne peuvent pas être pondérées pour les rapports de prix des produits faisant partie d'un agrégat élémentaire, même si d'autres types de pondération peuvent être pris en compte de façon explicite ou implicite dans le calcul des indices d'agrégat élémentaires. L'indice de Carli, l'indice de Dutot et l'indice de Jevons sont des exemples d'indice d'agrégat élémentaire.
Indice de Divisia	Indice de prix ou de quantités qui traite les prix et les quantités comme des fonctions temporelles continues. En opérant une différenciation temporelle, le taux de variation de la valeur de l'agrégat considéré est divisé en deux composantes : l'indice de prix et l'indice de quantité. En pratique, ces indices ne peuvent pas être calculés directement, mais il est possible d'en obtenir une valeur approchée au moyen d'indices-chaînes, c'est-à-dire par le chaînage d'indices mesurant les variations entre des périodes consécutives.
Indice de Dutot	Indice de prix élémentaire défini comme le rapport des moyennes arithmétiques non pondérées des prix des deux périodes comparées.
Indice de Laspeyres géométrique	Moyenne géométrique pondérée des rapports de prix utilisant comme pondérations les parts de dépenses de la période de référence des prix. Autre appellation : indice de Laspeyres logarithmique.
Indice de Lowe	Indice des prix qui mesure la variation proportionnelle, entre la période 0 et la période t , de la valeur totale d'un panier donné de biens et de services; autrement dit, $\frac{\sum p^t q}{\sum p^0 q}$, où q représente les quantités données. Il n'est pas nécessaire que le panier soit composé des quantités effectives d'une période particulière. Voir l' <i>appendice</i> . Cet indice porte le nom du pionnier du calcul des indices, Joseph Lowe, qui fut le premier à proposer ce type d'indice général. Cette définition couvre une catégorie d'indices très large qui inclut par exemple, moyennant une défi-

	<p>inition appropriée du terme q, les indices de Laspeyres, de Paasche, d'Edgeworth et de Walsh. Les indices de Lowe sont largement utilisés aux fins du calcul de l'IPC, les quantités qui composent le panier étant en général celles d'une période de référence des pondérations b, qui précède la période de référence des prix 0.</p>
Indice de moyenne arithmétique pondérée	Indice obtenu en calculant la moyenne arithmétique pondérée des rapports de prix : autrement dit, $\sum w(p^t/p^0)$, où la somme des pondérations w est égale à l'unité.
Indice de niveau inférieur	Indice élémentaire, par opposition à indice d'agrégat.
Indice de niveau supérieur	Indice d'agrégat, par opposition à indice élémentaire.
Indice de panier-type	Indice des prix qui mesure la variation proportionnelle entre la période 0 et la période t de la valeur totale du panier considéré de biens et de services: autrement dit, $\sum p^t q / \sum p^0 q$, où q représente les quantités spécifiques. Voir <i>indice de Lowe</i> .
Indice de prix de Fisher	Moyenne géométrique de l'indice des prix de Laspeyres et de l'indice des prix de Paasche. C'est un indice symétrique et superlatif.
Indice de prix de Törnqvist	Indice symétrique obtenu en faisant la moyenne géométrique pondérée des rapports de prix, les pondérations étant les moyennes arithmétiques simples des parts de dépenses pendant les deux périodes. L'indice de Törnqvist est un indice superlatif. Aussi appelé indice de prix de Törnqvist–Theil.
Indice de prix de Walsh	Indice de panier-type pour lequel les quantités sont des moyennes géométriques des quantités des deux périodes; voir l' <i>appendice</i> . C'est à la fois un indice symétrique et un indice superlatif.
Indice de Young	Moyenne arithmétique pondérée des rapports de prix, $\sum w(p^t/p^0)$, où le terme w désigne les parts de dépenses effectives de la période b , qui est la période de référence des pondérations; on a donc $w = s^b = p^b q^b / \sum p^b q^b$. C'est une version pondérée de l'indice de Carli.
Indice démocratique	IPC dont la méthode de calcul affecte chaque ménage de la même pondération, quel que soit le montant de ses dépenses.
Indice des prix à la consommation (IPC)	Indice mensuel ou trimestriel calculé et publié par un organisme de statistique officiel, qui mesure l'évolution des prix des biens et des services de consommation acquis ou utilisés par les ménages. La définition peut varier d'un pays à l'autre.
Indice des prix d'Edgeworth	Indice de panier-type dans lequel les quantités qui composent le panier sont des moyennes arithmétiques simples des quantités consommées pendant les deux périodes.
Indice des prix de Carli	Indice des prix élémentaire consistant en une moyenne arithmétique simple, c'est-à-dire non pondérée, des rapports de prix de l'échantillon.
Indice des prix de Drobisch	Moyenne arithmétique de l'indice des prix de Laspeyres et de l'indice des prix de Paasche.
Indice des prix de Jevons	Indice des prix d'agrégat élémentaire défini comme la moyenne géométrique non pondérée des rapports de prix de l'échantillon.
Indice des prix de Laspeyres	Indice de panier-type pour lequel le panier est composé des quantités effectives des biens et services se rapportant à la plus ancienne des deux périodes comparées, c'est-à-dire la période de référence; voir <i>équation (3) de l'appendice</i> . Cet indice peut aussi être exprimé sous la forme d'une moyenne arithmétique pondérée des rapports de prix, les pondérations étant les parts de dépenses afférentes à la période la plus ancienne; voir <i>équations (7) à (10) de l'appendice</i> . La période la plus ancienne sert à la fois de période de référence des pondérations et de période de référence des prix.
Indice des prix de Paasche	Indice de panier-type pour lequel le panier est composé des quantités effectives des biens et services se rapportant à la plus récente des deux périodes comparées. Cette période sert de période de référence pour les pondérations et la période antérieure, de période de référence pour les prix. Cet indice peut aussi être exprimé sous la forme d'une moyenne harmonique pondérée des rapports de prix, les pondérations étant les parts de dépenses afférentes à la période la plus récente. Voir <i>équations (7) à (11) de l'appendice</i> .
Indice du coût de la vie	Indice mesurant la variation, entre deux périodes, des dépenses minimales qu' <i>aurait</i> à supporter un consommateur cherchant à maximiser son bien-être et dont les préférences et les goûts ne changent pas, pour maintenir constant un certain niveau de bien-être (niveau de vie ou niveau d'utilité). Étant donné qu'on peut s'attendre à ce que les consommateurs ajustent les quantités qu'ils consomment en fonction de l'évolution des prix relatifs (voir <i>effet de substitution</i>), l'indice du coût de la vie n'est pas un indice de panier-type de biens et de services. Normalement, il n'est pas possible d'observer les dépenses afférentes à l'une ou l'autre période, voire parfois aux deux.

	L'indice du coût de la vie ne peut pas être calculé directement, mais on peut en obtenir une valeur approchée au moyen d'indices superlatifs. Voir <i>indice conditionnel du coût de la vie</i> .
Indice superlatif	Indice calculé selon une formule dont on peut considérer qu'elle produit une valeur approchée de l'indice du coût de la vie. On dit qu'un indice est exact s'il est égal à l'indice du coût de la vie véritable pour les consommateurs dont les préférences peuvent être représentées par une forme fonctionnelle particulière. Un indice superlatif est un indice exact pour une forme fonctionnelle souple qui peut produire une approximation de deuxième ordre par rapport à d'autres fonctions deux fois dérivables sur le même point. Les indices de Fisher, de Törnqvist et de Walsh sont des exemples d'indices superlatifs. Les indices superlatifs sont en général des indices symétriques.
Indice symétrique	Indice qui traite les deux périodes de façon symétrique en assignant une importance égale aux données de prix et de dépenses dans les deux périodes. Les données de prix et de dépenses des deux périodes entrent dans la formule de l'indice de façon symétrique.
Indices de panier-type fixés	Série temporelle d'indices tous fondés sur le même panier-type maintenu constant; voir <i>équation (4) de l'appendice</i> . Dans le contexte de l'IPC, le panier-type est habituellement composé des quantités totales consommées par l'ensemble de ménages considéré sur une période d'au moins un an.
Logement occupé par son propriétaire (propriétaire-occupant)	Logement appartenant au ménage qui y habite. Le logement est un actif immobilisé que le propriétaire utilise pour se fournir un service de logement qu'il consomme lui-même. Ce service est généralement inclus dans le champ de l'IPC. Les loyers peuvent être imputés par référence aux loyers pratiqués sur le marché pour un logement équivalent ou par référence aux coûts d'usage. Voir <i>équivalence locative et coût d'usage</i> .
Ménage	Personne vivant seule ou groupe de personnes vivant ensemble qui pourvoient en commun à leur subsistance et à leurs autres besoins essentiels. La plupart des pays excluent du champ de l'IPC les groupes de personnes vivant dans les grandes collectivités institutionnelles (casernes, maisons de retraite, etc.).
Méthode hédonique	Modèle de régression dans lequel les prix marchands de différents produits sont des fonctions de leurs caractéristiques. Les caractéristiques non numériques sont représentées par des indicatrices. Chaque coefficient de régression est traité comme une estimation de la contribution marginale de cette caractéristique au prix total. Les estimations peuvent servir à prédire le prix d'un nouveau produit dont la combinaison de caractéristiques est différente de celle des produits déjà commercialisés. La méthode hédonique peut donc servir à estimer les effets des changements de qualité sur les prix.
Mise à jour l'échantillon	Remplacement partiel ou intégral des points de vente et/ou des produits inclus dans l'échantillon faisant l'objet de l'enquête sur les prix, par un nouvel échantillon de points de vente et/ou de produits. Le renouvellement a pour but de garantir que l'échantillon reste à jour.
Mise à jour des points de vente de l'échantillon	Action de maintenir l'échantillon de points de vente retenus pour l'enquête tout en y ajoutant de nouveaux points de vente de manière à ce que l'échantillon continue d'être représentatif de la population de points de vente. Un échantillon fixe de points de vente tend à se rétrécir avec le temps, certains points de vente cessant leurs activités ou ne répondant plus aux enquêteurs. L'inclusion de nouveaux points de vente présente aussi l'avantage de faciliter l'inclusion de nouveaux produits dans l'IPC.
Mise à jour des pondérations	Remplacement des pondérations utilisées dans un indice par un nouvel ensemble de pondérations.
Non-unicité	On dit d'un indice-chaîne qu'il ne satisfait pas à la propriété d'unicité, s'il dérive et ne revient pas à l'unité lorsque les prix de la période en cours reviennent à leur niveau de la période de référence. Les indices-chaînes peuvent dériver lorsque, pendant les périodes auxquelles ils se rapportent, les prix fluctuent.
Panier-type ou panier de référence acquis	Ensemble déterminé de quantités spécifiques de biens et de services. Dans le contexte de l'IPC, cet ensemble peut être composé de quantités réelles de biens et services de consommation acquis ou utilisés par les ménages au cours d'une période déterminée, ou bien de quantités hypothétiques.
Période de référence ou base	En principe, la période qui sert de base de comparaison à toutes les autres périodes. Ce terme peut toutefois avoir différentes significations selon le contexte. On distingue trois types de période de référence : <ul style="list-style-type: none"> • la <i>période de référence des prix</i> — période à laquelle se rapportent les prix qui servent de base de comparaison aux prix d'autres périodes. Les prix afférents à la période de référence figurent au dénominateur des rapports de prix utilisés pour calculer l'indice. Habituellement, la période de référence pour les prix est appelée la période 0;

	<ul style="list-style-type: none"> • la <i>période de référence des pondérations</i> — période, généralement d'une année au moins, dont les dépenses servent de pondérations pour l'indice. Lorsque les dépenses sont <i>hybrides</i> (c'est-à-dire lorsque les quantités afférentes à une période sont évaluées aux prix d'une autre période), la période de référence des pondérations est la période à laquelle se rapportent les quantités. Dans le présent manuel, la période de référence des pondérations est généralement appelée la période <i>b</i>; • la <i>période de référence de l'indice</i> — période pour laquelle la valeur de l'indice est fixée à 100. <p>On notera qu'en pratique, dans le cas de l'IPC, la période de référence des pondérations est en général d'une année, voire deux ou plus, alors que, la durée de la période de référence des prix étant d'un mois ou d'un trimestre, l'IPC est calculé tous les mois ou tous les trois mois. Les périodes de référence des prix et des pondérations coïncident donc rarement en pratique, tout au moins lorsqu'un IPC est calculé pour la première fois, mais les périodes de référence des prix et de l'indice coïncident fréquemment.</p>
Période de référence de l'indice	Période pour laquelle la valeur de l'indice est fixée à 100.
Période de référence des pondérations ou base des pondérations	Période dont les parts de dépenses servent de pondérations pour le calcul de l'indice de Young, ou dont les quantités composent le panier utilisé pour le calcul de l'indice de Lowe. Il est possible qu'il n'y ait pas de période de référence des pondérations, par exemple lorsqu'une moyenne est calculée pour les parts de dépenses des deux périodes, comme dans le cas de l'indice de Törnqvist, ou pour les quantités, comme dans le cas de l'indice de Walsh. Voir aussi <i>période de référence</i> .
Période de référence des prix	Période pour laquelle les prix figurent au dénominateur des rapports de prix. Voir aussi <i>période de référence</i> .
Période en cours ou période de comparaison	Désigne en principe la période la plus récente pour laquelle l'indice a été ou est calculé. Cependant, ce terme est largement utilisé pour désigner la période de comparaison, c'est-à-dire la période comparée à la période de référence, qui est habituellement la période de référence des prix ou la période de référence de l'indice. Ce terme est aussi souvent employé pour désigner simplement la plus récente des deux périodes. Le sens exact est en général clairement défini par le contexte.
Pondérations	Ensemble de nombres dont la somme est égale à l'unité, utilisés pour calculer des moyennes. Dans le contexte de l'IPC, les pondérations sont généralement les parts de dépenses effectives ou hybrides dont la somme est, par définition, égale à l'unité. Elles sont utilisées pour calculer la moyenne des rapports de prix, ou les indices de prix élémentaires; voir l' <i>appendice</i> . Les quantités de produits différents ne sont pas commensurables et ne peuvent donc pas être ajoutées. Elles ne peuvent pas servir de pondérations. Les quantités qui composent un panier ne doivent donc pas être qualifiées de pondérations sur la base des quantités.
Pondérations des dépenses	Voir <i>pondérations</i> .
Pondérations en quantités	Terme parfois utilisé pour désigner les quantités qui composent le panier. Cependant, ce sont les dépenses et non les quantités qui servent de pondérations pour les rapports de prix. Voir <i>pondérations</i> .
Pondérations hybrides	Pondérations correspondant à des parts de valeurs ou de dépenses hybrides.
Population de référence	L'ensemble des ménages entrant dans le champ de l'indice.
Prix courant	Prix qui est effectivement pratiqué pendant la période considérée.
Prix d'achat	Montant payable par l'acheteur pour acquérir un bien ou un service. Ce prix comprend tous les frais afférents à la livraison du bien ou du service à la date et au lieu souhaités par l'acheteur.
Prix imputé	Prix attribué à un article dont on ne connaît pas le prix pour une période donnée. Cette expression désigne aussi le prix attribué à un article qui n'est pas vendu sur le marché, tel qu'un bien ou un service produit par un agent économique et destiné à son autoconsommation, par exemple les services de logement dont bénéficie un propriétaire-occupant ou reçu à titre de paiement en nature ou constituant un transfert gratuit d'une administration publique ou d'une institution sans but lucratif.
Prix relevé	Prix relevé pour un produit élémentaire de l'échantillon, parfois appelé prix élémentaire.
Produit	Terme générique désignant un bien ou un service. Les différents produits de l'échantillon choisis pour la collecte des prix sont souvent appelés «produits élémentaires».
Produit de substitution	Produit dont les caractéristiques sont semblables à celles d'un autre produit et qui peut être utilisé pour répondre aux mêmes types de besoins ou de désirs du consommateur.
Produit élémentaire	Bien ou service faisant partie de l'échantillon de produits choisis pour le sondage sur les prix.
Produit élémentaire de l'échantillon	Produit faisant partie de l'échantillon choisi pour relever les prix d'un agrégat élémentaire.

Produit remplaçant	Produit choisi pour remplacer un produit dont les prix étaient relevés auparavant, soit parce que ce produit n'existe plus, soit parce que la part qu'il représente dans les ventes du point de vente ou dans les dépenses de l'agrégat élémentaire est en diminution.
Produit représentatif	Produit, ou catégorie de produit, qui représente une proportion élevée du total des dépenses d'un agrégat élémentaire, et/ou dont la variation de prix moyenne sera vraisemblablement proche de la moyenne pour tous les produits de l'agrégat.
Produits saisonniers	Produits qui ne sont pas disponibles sur le marché pendant certaines saisons ou certaines périodes de l'année, ou qui sont disponibles pendant toute l'année mais dont les quantités et les prix fluctuent régulièrement en fonction de la saison ou de la période de l'année.
Rapport de prix ou indice élémentaire	Rapport entre le prix d'un produit élémentaire déterminé pendant une période et le prix de ce même produit pendant une autre période.
Rapport de quantité	Rapport entre la quantité d'un produit pour une période et la quantité du même produit pour une autre période.
Remise	Déduction pratiquée sur le prix affiché d'un bien ou d'un service et consentie à certains clients sous certaines conditions. Exemples : escompte de caisse, réduction pour règlement rapide, ristourne, rabais de gros et remise commerciale.
Report ou reconduction	Situation dans laquelle le prix manquant d'un article pour une période déterminée est imputé à la même valeur que le dernier prix observé pour cet article.
Réversibilité temporelle	Propriété d'un indice en vertu de laquelle, si J_k est une formule particulière d'indice des prix qui mesure la variation entre la période j et la période k , alors $J_k = 1/J_j$, où J_j mesure la variation entre la période k et la période j . Lorsqu'un indice possède cette propriété, la variation est la même qu'elle soit mesurée chronologiquement de la première à la seconde période ou rétrospectivement de la seconde à la première période. La réversibilité temporelle peut faire partie des tests auxquels doit satisfaire un indice dans le cadre de l'approche axiomatique.
Rotation des produits élémentaires de l'échantillon	Remplacement délibéré d'un produit élémentaire de l'échantillon et faisant l'objet d'un sondage sur les prix, par un autre produit avant que le produit remplacé ne disparaisse du marché ou du point de vente. Ce remplacement a pour but de maintenir à jour l'échantillon de produits et d'éviter le remplacement forcé des produits qui disparaissent.
Spécification	Description ou liste des caractéristiques techniques à utiliser pour identifier un produit échantillonné faisant l'objet de l'enquête sur les prix. Une spécification restrictive est une description assez précise d'un article, dont le but est de réduire l'éventail de produits parmi lesquels l'enquêteur peut être appelé à choisir, parfois pour n'en retenir qu'un seul (par exemple : un téléviseur d'une certaine marque identifié par un code spécifique). Une spécification large est une description générique d'un éventail de produits, qui laisse à l'enquêteur une certaine latitude quant au choix de l'article ou du modèle particulier (par exemple : téléviseurs-couleurs d'une certaine taille).
Substitution	Remplacement de produits par d'autres produits, en général à la suite d'un changement des rapports de prix. En principe, comme il n'a aucune influence sur les prix, le consommateur rationnel, qui cherche à maximiser l'utilité, réagit au changement des rapports de prix en réduisant, au moins marginalement, sa consommation des biens et des services qui sont devenus plus chers au profit de produits de substitution qui sont devenus relativement moins chers. La substitution entraîne une corrélation négative entre les rapports de prix et les rapports de quantité.
Système de comptabilité nationale (SCN)	Ensemble cohérent, homogène et intégré de comptes macroéconomiques, bilans et tableaux fondés sur des concepts, définitions, classifications et règles comptables adoptés au niveau international. Les revenus et les dépenses de consommation des ménages font partie des comptes répertoriés dans le SCN. Les données afférentes aux dépenses sont l'une des sources utilisées pour estimer la pondération des dépenses aux fins du calcul de l'IPC.
Test d'identité	Pour satisfaire à ce test, dans le cadre de l'approche axiomatique, l'indice des prix doit être égal à l'unité lorsque chaque prix demeure inchangé pendant les deux périodes.
Test d'invariance à la modification des unités de mesure	Pour satisfaire à ce test, dans le cadre de l'approche axiomatique, l'indice des prix doit rester inchangé lorsque les unités quantitatives auxquelles se rapportent les prix sont modifiées, par exemple lorsque le prix d'une boisson est exprimé par litre et non plus par pinte. Aussi appelé «test de commensurabilité».
Test d'invariance à la modification proportionnelle des quantités de la période courante ou de référence	Pour satisfaire à ce test, dans le cadre de l'approche axiomatique, l'indice des prix doit rester inchangé lorsque toutes les quantités de la période de référence ou de la période courante sont multipliées par une grandeur scalaire positive.
Test d'inversion des produits	Test qui peut être utilisé dans le cadre de l'approche axiomatique, selon lequel, pour un ensemble donné de produits, l'indice des prix ne doit pas changer lorsque l'ordre des produits est modifié.

Test de factorité	Le test de factorité (simple) est vérifié quand l'indice d'un produit est le produit des indices des facteurs. Ainsi, le produit de l'indice des quantités par l'indice des prix doit être identique à l'indice de la valeur. Le test de factorité complet (au sens de Fisher) est vérifié quand l'inversion des prix et des quantités dans un indice des prix fournit un indice des quantités ayant exactement la même forme fonctionnelle que l'indice des prix. De plus, le test de factorité simple doit aussi être satisfait par ces indices des prix et des quantités.
Test de la valeur moyenne pour les prix	Pour satisfaire à ce test, dans le cadre de l'approche axiomatique, l'indice des prix doit être compris entre le rapport de prix le plus faible et le rapport de prix le plus élevé.
Test de proportionnalité inverse des prix de la période de référence	Pour satisfaire à ce test, dans le cadre de l'approche axiomatique, le nouvel indice des prix doit être égal à $1/\lambda$ fois l'ancien indice des prix lorsque tous les prix de la période de référence sont multipliés par la grandeur scalaire positive λ .
Test de proportionnalité pour les prix courants	Pour satisfaire à ce test, dans le cadre de l'approche axiomatique, le nouvel indice des prix doit être égal à λ fois l'ancien indice des prix lorsque tous les prix de la période courante sont multipliés par la grandeur scalaire positive λ .
Tirage aléatoire	Sélection aléatoire d'un échantillon d'unités — points de vente ou produits — tel que chaque unité de l'univers a une probabilité de sélection connue différente de zéro.
Tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la taille	Procédé d'échantillonnage en vertu duquel, pour chaque unité de l'univers, la probabilité d'être sélectionnée est proportionnelle à la taille d'une variable connue, telle que le montant des ventes d'un point de vente.
Tirage non aléatoire	Constitution délibérée, c'est-à-dire non aléatoire, d'un échantillon de points de vente et de produits, fondée sur les connaissances ou l'appréciation de la personne responsable. Aussi appelé : échantillonnage par choix raisonné et échantillonnage au jugé.
Transitivité	Propriété d'un indice en vertu de laquelle, si ${}_jI_k$ dénote un type particulier d'indice mesurant la variation entre les périodes j et k , alors ${}_jI_l = {}_jI_k \cdot {}_kI_l$, où les indices ${}_jI_l$ et ${}_kI_l$ sont du même type. Quand un indice est transitif, l'indice qui compare indirectement les périodes j et l , par l'intermédiaire de la période k , est identique à l'indice qui compare directement les périodes j et l . Le test de transitivité peut faire partie des tests auxquels un indice doit obligatoirement satisfaire dans le cadre de l'approche axiomatique.
Unité institutionnelle	Concept de comptabilité nationale qui désigne une entité économique capable, de façon indépendante, de posséder des avoirs, d'encourir des obligations, de mener des activités économiques et d'effectuer des transactions avec d'autres entités. Les ménages sont des unités institutionnelles, de même que les entreprises et les administrations publiques.
Valeur	Prix multiplié par la quantité. La valeur des dépenses effectuées pour acquérir un ensemble de produits homogènes résulte d'une multiplication unique de la composante «prix» par la composante «quantité». De même, la variation dans le temps de la valeur d'un ensemble de produits homogènes résulte d'une multiplication unique de la variation de la valeur unitaire par la variation des quantités totales. En revanche, la variation dans le temps de la valeur d'un ensemble de produits hétérogènes ne résulte pas d'une multiplication unique de la composante «prix» par la composante «quantité», mais d'un grand nombre de multiplications différentes, ce qui pose des problèmes pour calculer l'indice.
Valeur aberrante	Qualifie généralement toute valeur extrême d'un ensemble de données recueillies par sondage. Dans le contexte de l'IPC, cette expression désigne une valeur extrême pour un prix ou un rapport de prix, qui appelle une enquête plus poussée ou dont l'exactitude a été vérifiée.
Valeur courante	Valeur effective d'un agrégat déterminé pendant la période considérée; elle est obtenue en multipliant les quantités afférentes à cette période par les prix afférents à cette même période.
Valeur unitaire ou valeur moyenne	La valeur unitaire d'un ensemble de produits homogènes est la valeur totale des achats/ventes divisée par la somme des quantités. Il s'agit donc de la moyenne pondérée par les quantités des différents prix auxquels le produit est acheté/vendu. La valeur unitaire peut varier au fil du temps en cas de changement de la composition de l'ensemble de produits vendus à différents prix, même si les prix eux-mêmes ne changent pas.
Valeurs ou dépenses hybrides	Valeurs, ou dépenses, hypothétiques se rapportant à des quantités dont la valeur est déterminée selon un ensemble de prix différents de ceux auxquels ces quantités ont été effectivement achetées ou vendues. Par exemple, les quantités achetées pendant une période b sont évaluées aux prix pratiqués pendant une période postérieure 0.
Variation pure de prix	Variation du prix d'un bien ou d'un service dont les caractéristiques n'ont pas changé, ou variation du prix après ajustement au titre de la qualité.
Vérification	Processus par lequel on vérifie et contrôle les prix relevés par les enquêteurs. Certaines vérifications peuvent être effectuées par ordinateur, au moyen de logiciels statistiques élaborés à cette fin.

Appendice. Formules et terminologie relatives à quelques indices de base

1. Dans le présent appendice, les sommes s'entendent pour la totalité (n) des articles.

Un indice de *panier-type* est un indice exprimé par la formule suivante :

$$\frac{\sum P'_n q_n}{\sum P_n^0 q_n} \quad (\text{A.1})$$

qui compare les prix de la période t avec ceux d'une période de référence (antérieure) 0, au moyen d'un panier composé de quantités données. Il n'est pas nécessaire que le panier soit composé des quantités effectives pour une période particulière. Ce type général d'indice est appelé «indice de Lowe», du nom de Joseph Lowe, qui fut le premier à le proposer. Plusieurs indices connus font partie de la famille d'indices de Lowe, dont ils sont des cas particuliers :

- lorsque $q_n = q_n^0$, on obtient l'indice de Laspeyres;
- lorsque $q_n = q_n^t$, on obtient l'indice de Paasche;
- lorsque $q_n = (q_n^0 + q_n^t)/2$, on obtient l'indice de Marshall-Edgeworth;
- lorsque $q_n = (q_n^0 q_n^t)^{1/2}$, on obtient l'indice de Walsh.

En pratique, les bureaux statistiques travaillent souvent avec un indice de Lowe pour lequel $q_n = q_n^b$, où b est une période de référence des pondérations antérieure à la période 0.

2. L'une des caractéristiques utiles d'un indice de Lowe comparant la période t à la période 0 tient à ce qu'il peut être ramené au produit de deux indices, ou plus, du même type : par exemple, le produit d'un indice pour la période $t-1$ par rapport à la période 0 et d'un indice pour la période t par rapport à la période $t-1$. On a donc la formule

$$\frac{\sum P'_n q_n}{\sum P_n^0 q_n} = \frac{\sum P_n^{t-1} q_n}{\sum P_n^0 q_n} \frac{\sum P'_n q_n}{\sum P_n^{t-1} q_n} \quad (\text{A.2})$$

En particulier, lorsque $q_n = q_n^0$, l'équation (2) devient

$$\frac{\sum P'_n q_n^0}{\sum P_n^0 q_n^0} = \frac{\sum P_n^{t-1} q_n^0}{\sum P_n^0 q_n^0} \frac{\sum P'_n q_n^0}{\sum P_n^{t-1} q_n^0} \quad (\text{A.3})$$

Le terme de gauche de l'équation (3) est un indice de Laspeyres direct. On notera que seul le premier des indices qui figurent dans la partie droite de l'équation est lui-même un indice de Laspeyres, le second étant un indice de Lowe pour la période t par rapport à la période $t-1$ qui utilise le panier de quantités de la période 0 (non $t-1$). Certains bureaux statistiques qualifient l'indice figurant dans la partie droite de l'équation (3) d'indice de Laspeyres modifié.

3. Dans le contexte des séries temporelles, si, par exemple, t va de 1 à T , la série

$$\frac{\sum P_n^1 q_n}{\sum P_n^0 q_n}, \frac{\sum P_n^2 q_n}{\sum P_n^0 q_n}, \dots, \frac{\sum P_n^T q_n}{\sum P_n^0 q_n} \quad (\text{A.4})$$

est qualifiée de série d'indices de prix de *panier fixe*. En particulier, lorsque $q_n = q_n^0$, on obtient une série d'indices de Laspeyres.

4. À la période T , on pourrait passer à un nouveau panier de quantités q' et effectuer les calculs à partir de cette période.

$$\frac{\sum P_n^{T+1} q'_n}{\sum P_n^T q'_n}, \frac{\sum P_n^{T+2} q'_n}{\sum P_n^T q'_n}, \frac{\sum P_n^{T+3} q'_n}{\sum P_n^T q'_n}, \dots \quad (\text{A.5})$$

Pour rapporter les prix des périodes $T+1$, $T+2$, $T+3$, ... à ceux de la période 0, on peut procéder par chaînage de manière à transformer la série (5) en une série prenant la forme suivante :

$$\frac{\sum P_n^T q_n}{\sum P_n^0 q_n} \frac{\sum P_n^{T+1} q'_n}{\sum P_n^T q'_n}, \frac{\sum P_n^T q_n}{\sum P_n^0 q_n} \frac{\sum P_n^{T+2} q'_n}{\sum P_n^T q'_n},$$

$$\frac{\sum P_n^T q_n}{\sum P_n^0 q_n} \frac{\sum P_n^{T+3} q'_n}{\sum P_n^T q'_n}, \dots \quad (\text{A.6})$$

Cette série pourrait être qualifiée de série d'indices de prix de *panier fixe en chaîne*. En particulier, lorsque $q_n = q_n^0$ et $q'_n = q_n^t$, on obtient une série d'indices-chaînes de Laspeyres. Étant donné que le panier est modifié à la période T , l'adjectif «fixe» ne se rapporte à proprement parler qu'à un certain nombre de périodes. Le panier est fixe de la période 1 à la période T , et de nouveau à partir de la période $T+1$. Lorsque les périodes pour lesquelles le panier reste fixe ont la même durée (par exemple, un, deux ou cinq ans), cette caractéristique peut être rendue explicite par l'adjonction de l'adjectif «annuel», «biennal» ou «quinquennal» au nom de l'indice (exemple : indice de prix de panier fixe en chaîne annuel).

5. Un indice de prix de *moyenne arithmétique pondérée* (ainsi dénommée par opposition à la moyenne géométrique ou à un autre type de moyenne) est un indice exprimé par la formule suivante :

$$\sum w_n (P_n^t / P_n^0) \quad (\text{A.7})$$

qui compare les prix de la période t à ceux de la période 0, en utilisant un certain ensemble de pondérations dont la somme est égale à 1. En particulier, lorsque les pondérations sont les parts de valeurs de la période b

$$w_n = s_n^b = P_n^b q_n^b / \sum P_n^b q_n^b \quad (\text{A.8})$$

on obtient l'indice de Young.

On notera qu'un indice de prix de panier (1) peut être exprimé sous la forme (7), puisque

$$\frac{\sum P'_n q_n}{\sum P_n^0 q_n} = \sum \frac{P_n^0 q_n}{\sum P_n^0 q_n} \frac{P'_n}{P_n^0} \quad (\text{A.9})$$

Lorsque les pondérations sont les parts de valeurs de la période 0,

$$w_n = s_n^0 = P_n^0 q_n^0 / \sum P_n^0 q_n^0 \quad (\text{A.10})$$

l'équation (7) devient l'indice de Laspeyres. Lorsque

$$w_n = P_n^0 q_n^t / \sum P_n^0 q_n^t \quad (\text{A.11})$$

c'est-à-dire que l'on utilise les parts de valeurs hybrides de la période (0, t), on obtient l'indice de Paasche.

On pourrait aussi poser

$$w_n = s_n^b(p_n^0/p_n^b) / \sum s_n^b(p_n^0/p_n^b) = p_n^0 q_n^b / \sum p_n^0 q_n^b \quad (\text{A.12})$$

c'est-à-dire utiliser les parts de valeurs à prix actualisés de la période b .

On notera que les parts de valeurs hybrides, telles que celles qui sont données dans les équations (11) ou (12), ne peuvent pas être observées mais doivent être calculées.

6. Dans le contexte des séries temporelles, lorsque t va de 1 à T , la série

$$\sum w_n(p_n^1/p_n^0), \sum w_n(p_n^2/p_n^0), \dots, \sum w_n(p_n^T/p_n^0) \quad (\text{A.13})$$

est appelée une série d'indices de prix de *moyenne arithmétique à pondérations fixes*. En particulier, lorsque les pondérations sont égales aux parts de dépenses de la période 0, on obtient une série d'indices de Laspeyres, et lorsque les pondérations sont égales aux parts de dépenses aux prix actualisés de la période b , on obtient une série d'indices de Lowe pour lesquels les quantités composant le panier sont celles de la période b .

7. À la période T , on pourrait passer à un nouvel ensemble de pondérations w' et effectuer les calculs à partir de cette période :

$$\sum w'_n(p_n^{T+1}/p_n^T), \sum w'_n(p_n^{T+2}/p_n^T), \dots \quad (\text{A.14})$$

ou, en chaînant les prix des périodes $T+1$, $T+2$, $T+3$, ... à ceux de la période 0,

$$\sum w_n(p_n^T/p_n^0) \sum w'_n(p_n^{T+1}/p_n^T), \dots \quad (\text{A.15})$$

On pourrait appeler cette formule une série d'indices de prix de *moyenne arithmétique à pondérations fixes reliés par chaînage*.

En particulier, lorsque $w_n = s_n^0$ et $w'_n = s_n^T$, on obtient une série d'indices-chaînes de Laspeyres. Lorsque $w_n = s_n^b(p_n^0/p_n^b) / \sum s_n^b(p_n^0/p_n^b)$ et $w'_n = s_n^T(p_n^T/p_n^T) / \sum s_n^T(p_n^T/p_n^T)$ pour une période ultérieure b' , on obtient une série d'indices-chaînes de Lowe.

8. Là encore, étant donné que les pondérations sont modifiées à la période T , l'adjectif «fixe» ne se rapporte à proprement parler qu'à un certain nombre de périodes. Les pondérations sont fixes de la période 1 à la période T , et de nouveau à partir de la période $T+1$. Lorsque les périodes pour lesquelles les pondérations restent fixes ont la même durée, cette caractéristique peut être rendue explicite par l'adjonction de l'adjectif «annuel», «biennal» ou «quinquennal» au nom de l'indice.

Annexe 1

INDICES DES PRIX À LA CONSOMMATION HARMONISÉS (UNION EUROPÉENNE)

1 Introduction

Les indices des prix à la consommation harmonisés (IPCH) sont des indices des prix à la consommation (IPC) de l'Union européenne calculés suivant une méthode harmonisée et un même ensemble de définitions. Cette annexe présente les objectifs et retrace l'histoire des IPCH, passe brièvement en revue les principales normes harmonisées et dresse l'inventaire des points essentiels qui appellent une plus grande harmonisation. Le projet d'établissement des IPCH est en cours, et nous décrivons ici son état d'avancement au milieu de 2003. Les IPCH reposent sur une base juridique en ce sens que leur production, de même qu'un grand nombre des éléments de la méthodologie spécifique à utiliser, est définie par une série de règlements de l'Union européenne qui ont force exécutoire. La liste complète des règlements relatifs aux IPCH est donnée à la fin de cette annexe.

1.1 Les principaux IPCH

Les IPCH les plus suivis sont :

- l'indice des prix à la consommation de l'Union monétaire (IPCUM), indice global qui couvre les pays de la zone euro;
- l'indice des prix à la consommation européen (IPCE) pour la zone euro plus les autres pays de l'Union européenne;
- les IPCH nationaux de chacun des États membres de l'Union européenne (UE).

Outre ces trois séries, l'indice des prix à la consommation de l'espace économique européen (IPCEEE) et les IPCH des divers pays de l'EEE sont eux aussi très suivis.

Des IPCH intérimaires sont en outre établis pour les pays candidats à l'UE, et en particulier pour les pays adhérents¹. Il est prévu que, lorsque ces pays auront adhéré à l'UE, leurs IPCH seront parfaitement comparables à ceux des pays membres existants. Les IPCH sont établis par les offices nationaux de statistique, et les agrégats pour les groupes de pays par Eurostat.

1.2 Emplois des IPCH

Comme il est expliqué dans ce manuel, l'IPC peut être utilisé à des fins diverses : il peut servir de base d'indexation de prestations sociales ou de contrats, par exemple,

ou de paramètre dans divers types d'analyse économique. Le projet d'harmonisation répondait à la volonté d'utiliser les IPCH comme critère de convergence et principale mesure de la stabilité des prix au sein de la zone euro. Les IPCH ont donc été conçus de manière à offrir la mesure de la hausse des prix à la consommation dans l'UE et la zone euro se prêtant le mieux aux comparaisons internationales effectuées pour évaluer le degré de convergence et de stabilité des prix dans le cadre des analyses de la politique monétaire.

Dans les premières étapes du projet, les IPCH ont été utilisés surtout pour évaluer la stabilité et la convergence des prix requises pour entrer dans l'Union économique et monétaire. Plus récemment, l'intérêt s'est déplacé vers les agrégats intéressant des groupes de pays — en particulier l'IPCUM. Ce changement s'explique par l'objectif de stabilité des prix poursuivi par la Banque centrale européenne et par l'idée que les IPCH constituent le meilleur indicateur de cette stabilité.

Le fait que les IPCH servent surtout à mesurer la stabilité et la convergence des prix et à effectuer des comparaisons internationales ne signifie pas qu'un plus grand nombre d'utilisateurs ne devraient pas ou ne peuvent pas les utiliser à d'autres fins. Selon l'usage que l'utilisateur veut en faire, les IPCH peuvent être les meilleures statistiques de prix dont il puisse disposer. Les utilisateurs des IPCH ne devraient pas oublier, cependant, que ces indices sont révisables; autrement dit, ils peuvent changer après la publication des premiers résultats.

1.3 Bref historique des IPCH

Le 23 octobre 1995, le Conseil des ministres de l'Union européenne a adopté un règlement qui crée les bases juridiques de l'application d'une méthodologie harmonisée pour établir les indices des prix à la consommation dans les États membres et dans les pays de l'espace économique européen.

Ce règlement² (dénommé ci-après règlement-cadre) rend obligatoires la production et la publication des ICPH, qui doivent avoir une base de référence commune, recouvrir les mêmes biens et services de consommation et suivre

¹La composition des groupes de pays à fin 2003 était comme suit : Pays de la zone euro : Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas et Portugal.

Pays membres de l'UE : pays de la zone euro plus Danemark, Royaume-Uni et Suède.

Pays de l'espace économique européen : pays de l'UE plus Islande et Norvège.

Pays adhérents : Chypre, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Pologne, République tchèque, Slovaquie et Slovénie.

Pays candidats : pays adhérents plus Bulgarie, Roumanie et Turquie. Lorsque les pays entrent dans l'UE ou la zone euro, la composition des agrégats pour ces groupes est révisée en conséquence.

²Règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil.

la même classification. Un ensemble de mesures spécifiques a été adopté en application de ce règlement-cadre.

Comme indiqué ci-dessus, dans les premières étapes du projet, les IPCH ont servi avant tout à appliquer le critère de stabilité des prix en prévision de la création de l'Union économique et monétaire.

L'Union économique et monétaire a vu le jour le 1^{er} janvier 1999 avec l'adoption par 11 pays d'une monnaie unique, l'euro. Depuis, une politique monétaire commune et un taux d'intérêt unique sont en vigueur dans la zone euro, sous le contrôle de la Banque centrale européenne (BCE).

Le maintien de la stabilité des prix est l'objectif principal du Système européen de banques centrales. Le Président de la BCE a annoncé en octobre 1998³ que celle-ci appliquerait une stratégie de politique monétaire souple pour assurer la stabilité des prix dans la zone euro en assignant une valeur de référence à la croissance d'un agrégat monétaire et en suivant un ensemble d'autres indicateurs. À cet égard, le Conseil de la BCE a déclaré : «La stabilité des prix est définie comme une progression sur un an de l'indice des prix à la consommation harmonisé inférieure à 2 % dans la zone euro. La stabilité des prix doit être maintenue à moyen terme».

En 2003 la BCE a réaffirmé son objectif d'inflation d'octobre 1998 sur la base de l'IPCH pour la zone euro et a ajouté que «le Conseil des gouverneurs a décidé que, dans le cadre de la poursuite de l'objectif de stabilité des prix, il visera à maintenir les taux d'inflation à des niveaux proches de 2 % à moyen terme»⁴.

1.4 Une harmonisation par étapes

Le règlement-cadre a établi une approche échelonnée en une série d'étapes appelant chacune des mesures d'application spécifiques sous forme de nouveaux règlements contraignants.

Le règlement-cadre dispose que le Comité du programme statistique de l'UE agira en tant que comité de réglementation et sera donc chargé d'adopter les nouvelles règles d'harmonisation qui auront force exécutoire. Plus haute instance statistique de l'UE, le Comité du programme statistique regroupe les directeurs des instituts de statistique nationaux.

1.5 Normes minimales

La méthode d'harmonisation retenue consiste à se fonder le plus possible sur les sources de données des États membres de l'UE et sur les méthodologies qu'ils appliquent pour le calcul de leur IPC national. Le cadre juridique prend en général la forme de normes minimales qui autorisent à proposer plusieurs solutions à un problème d'harmonisation, pour autant que la comparabilité des indices n'est pas menacée.

Dans ce cadre juridique, 13 normes contraignantes et des directives supplémentaires avaient été établies et mises en œuvre au milieu de 2003, avec la collaboration des États membres de l'UE.

1.6 Contrôle de l'application des règlements

Étant donné l'importance accordée à l'exactitude, à la fiabilité et à la comparabilité des IPCH dans l'UE, Eurostat contrôle l'application des règlements pour s'assurer que les pays se conforment au cadre juridique en vigueur. Ce contrôle prend en particulier la forme de questionnaires et de missions d'Eurostat auprès des instituts nationaux de statistique, qui ont pour but d'étudier de plus près les travaux de ces derniers sur leurs IPCH.

2 Concepts de base et définitions

2.1 Objectif et portée des IPCH

L'objectif affiché des IPCH est de mesurer l'inflation sur une base qui se prête à des comparaisons, en tenant compte des différences entre les définitions nationales. Encore faut-il disposer d'une définition opérationnelle du terme «inflation».

Il a été décidé, compte tenu de l'avis et des besoins des principaux utilisateurs des IPCH, de calculer les IPCH sous la forme d'indices de prix de type Laspeyres fondés sur les prix des biens et services proposés à l'achat sur le territoire économique de l'État membre de l'UE en vue de satisfaire directement la demande des consommateurs.

Sur la base de ce concept et par référence spécifique au Système européen des comptes (SEC 95), il a été décidé que les IPCH devaient couvrir la dépense monétaire de consommation finale des ménages (DMCFM)⁵. Cette définition englobe les biens et services, la population et le territoire géographique à couvrir ainsi que les prix et pondérations à appliquer.

L'IPCH peut donc être décrit comme un indice de type Laspeyres de «la hausse des prix à la consommation» ou un indice de «prix pur», qui mesure la variation moyenne des prix sur la base de la dépense modifiée à consentir pour maintenir la structure de la consommation des ménages et de la composition de la population des consommateurs dans la période de base ou de référence.

Par «indice de prix pur», on entend un indice qui ne tient compte que des variations de prix entre la période en cours et la période de base ou de référence. L'IPCH n'est donc pas un indice du coût de la vie. Autrement dit, il ne vise pas à être une mesure de la variation du coût minimal du maintien d'un même niveau de vie (d'un niveau d'utilité constant) à partir de deux structures de consommation différentes correspondant aux deux périodes comparées, et où d'autres facteurs que des variations de prix pures sont susceptibles d'entrer dans l'indice.

³Communiqué de presse de la BCE du 13 octobre 1998.

⁴Communiqué de presse de la BCE du 8 mai 2003.

⁵Règlement (CE) n° 1688/98 du Conseil.

2.2 Dépenses monétaires de consommation finale des ménages

La couverture des IPCH est délimitée par les DMCFM et correspond par conséquent à la part des dépenses de consommation finale effectuées :

- par les ménages, quelles que soient leur nationalité et leur résidence;
- dans le cadre d'opérations monétaires;
- sur le territoire économique de l'État membre de l'UE;
- pour l'acquisition de biens et de services en vue de la satisfaction directe de besoins ou désirs personnels;
- au cours de l'une des périodes comparées ou des deux.

Les prix utilisés dans l'IPCH devraient être les prix payés par les ménages pour acquérir différents biens et services dans le cadre d'opérations monétaires. Le prix d'achat est le montant effectivement versé par l'acheteur au moment de l'achat des produits.

Les pondérations de l'IPCH sont les dépenses agrégées que les ménages consacrent à chacune des catégories de biens et services incluses dans l'IPCH, exprimées en proportion des dépenses totales affectées à l'ensemble des biens et services couverts.

Les IPCH sont ventilés selon les catégories et sous-catégories de la COICOP/IPCH (Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle, adaptée aux exigences du calcul des IPCH).

2.3 Liens avec les comptes nationaux

Non seulement le concept de DMCFM spécifie la couverture, les prix et les pondérations de l'IPCH, mais il établit aussi un lien entre les IPCH et le SEC 95 qui s'est révélé utile aux analystes et décideurs. Les définitions appliquées pour les IPCH suivent celles du SEC 95 pour autant que ces dernières restent compatibles avec les objectifs et utilisations des IPCH.

Ceci étant, il existe des différences entre les dépenses couvertes par les IPCH et les dépenses de consommation finale des ménages (DCFM) telles qu'elles sont définies dans les comptes nationaux, s'agissant en particulier du traitement des logements occupés par leur propriétaire. La liste complète de ces différences est donnée ci-après.

2.4 Quelques conditions à remplir par les IPCH

La répartition relative des dépenses des consommateurs entre les différents produits variant d'un pays à l'autre, il n'y a pas de panier-type uniforme applicable à l'ensemble des États membres de l'UE. Les pondérations utilisées pour l'établissement des IPCH peuvent se rapporter à une période de référence remontant jusqu'à sept ans avant l'année en cours. Dans la pratique, cela se traduit par une révision générale des pondérations et de l'échantillon qui servent au calcul des IPCH nationaux

tous les cinq ans au moins, sachant qu'il faut à peu près deux ans pour intégrer les résultats d'une enquête complète sur les dépenses des ménages. Des ajustements doivent toutefois être effectués tous les ans en cas de changements particulièrement significatifs des structures de dépense, ce qui permet de réduire au minimum les écarts que pourraient entraîner des fréquences de mise à jour différentes.

Pour préserver un certain parallélisme entre les IPCH et faire en sorte qu'ils soient aussi actuels que possible, il faut y inclure les produits nouveaux lorsque ceux-ci prennent une grande importance en termes relatifs. Il faut aussi que les IPCH reposent visiblement sur des procédures d'échantillonnage adéquates tenant compte de la diversité nationale des produits et des prix.

Il faut tenir à jour les échantillons, en interdisant notamment la pratique qui consiste à supposer que les prix manquants sont simplement égaux aux derniers prix relevés. Pour mesurer des variations de prix pures, il est nécessaire d'ajuster les prix inclus dans les IPCH en fonction des changements survenus dans la qualité des biens et services. Certaines méthodes d'ajustement inadéquates, telles que le chaînage automatique, sont à exclure.

Les agrégats calculés pour les groupes de pays sont des moyennes pondérées des IPCH nationaux, les pondérations utilisées étant celles des pays et des sous-indices en question. La pondération d'un pays est la part que sa DMCFM représente dans le total. Pour l'IPCUM, les pondérations sont tout naturellement exprimées en euros, tandis que, dans le cas de l'IPCE et de l'IPCEEE, les agrégations sont exprimées en normes de pouvoir d'achat. L'IPCUM est considéré comme une entité distincte au sein des agrégats de l'IPCE et de l'IPCEEE⁶.

3 Couverture

3.1 Biens et services

La couverture des biens et services dans les IPCH a été étendue au fil des ans. Les IPCH recouvrent maintenant presque toutes les DMCFM. La principale différence par rapport au concept de DCFM du SEC 95 est l'exclusion des dépenses imputées des propriétaires qui occupent leur logement.

Quoique assez large, la couverture initiale des biens et services dans les IPCH ne tenait compte que des éléments communs aux indices des prix à la consommation

⁶Pour les notes techniques, voir :

Communiqué de presse d'Eurostat 21/97 du 5 mars 1997, *Harmonisation de la mesure de l'inflation dans l'UE*.

Mémo d'Eurostat 8/98 du 4 mai 1998, *Nouvel indice des prix à la consommation dans l'Union monétaire (IPCUM)*.

Mémo d'Eurostat 02/00 du 18 février 2000, *Couverture étendue et délais de publication plus courts pour l'IPCH*.

Pour de plus amples détails, voir le recueil des documents ayant trait aux IPCH : http://europa.eu.int/comm/eurostat/Public/datashop/print-catalogue/EN?catalogue=Eurostat&product=KS-AO-01-005-__-I-EN

nationaux. Depuis, grâce aux efforts considérables déployés par les États membres de l'UE et à leur coopération, cette couverture a été étendue à la quasi-totalité des dépenses de consommation au sens des DMCFM. En particulier, les secteurs difficiles de la santé, de l'éducation et des services de protection sociale sont désormais couverts, de même que ceux des assurances et des services financiers. Ces secteurs sont inclus dans les IPCH sur la base de définitions convenues, ce qui assure la comparabilité des indices en dépit des profondes différences institutionnelles.

Certaines catégories difficiles comme les services de santé et d'éducation, pour lesquelles des différences institutionnelles importantes existent entre les États membres de l'UE, n'étaient pas incorporées en totalité dans la couverture initiale des biens et services par les IPCH⁷. En 1998, un nouveau règlement⁸ y a apporté des modifications et a engagé une procédure d'élargissement progressif de la couverture de l'IPCH. Un autre règlement visant à élargir à nouveau la couverture est entré en vigueur avec l'indice de janvier 2000⁹. La phase suivante a pris effet avec la publication de l'indice de janvier 2001¹⁰.

3.2 Couverture géographique et démographique

Le règlement-cadre dispose que l'IPCH est fondé sur les prix des biens et services proposés à l'achat sur le territoire économique de l'État membre de l'UE en vue de satisfaire directement la demande des consommateurs. En ce qui concerne le territoire économique et les consommateurs visés, il a été nécessaire d'élaborer une définition harmonisée de la couverture géographique et démographique de l'IPCH afin d'assurer la comparabilité et d'éviter lacunes et doubles comptages lors de l'agrégation des IPCH nationaux.

Le règlement de 1998¹¹ précise que l'IPCH doit couvrir toutes les DMCFM effectuées sur le territoire économique d'un État membre. En particulier, l'IPCH doit inclure les dépenses des visiteurs étrangers et celles des personnes «vivant en permanence en collectivité», mais non les dépenses à l'étranger des résidents (concept dit intérieur). Tous les ménages privés doivent être pris en compte, quel que soit leur lieu d'habitation ou leur situation de revenu. Les dépenses à titre professionnel doivent être exclues.

Le concept intérieur a été adopté parce que l'IPCUM sert à évaluer la stabilité des prix dans la zone euro. Les variations de prix y sont mesurées par agrégation des variations de prix observées dans chacun des États membres de l'UE. Les variations de dépenses et de prix à mesurer sur le territoire économique d'un État membre

doivent inclure celles qui touchent les visiteurs étrangers et exclure celles qui touchent les résidents pendant leur séjour à l'étranger.

Un règlement dispose que les IPCH doivent être établis sur la base de pondérations reflétant les dépenses monétaires de consommation finale de tous les ménages. Les IPCH qui ne recouvrent qu'une sous-catégorie de ménages sont toutefois réputés comparables si cet écart représente dans la pratique moins d'un millième de la dépense totale couverte par l'IPCH.

4 Pondérations, formules d'indice et échantillonnage des prix

4.1 Pondérations

Le règlement-cadre dispose que les pondérations de l'IPCH doivent être mises à jour à une fréquence suffisante pour répondre aux conditions de comparabilité sans rendre nécessaire la réalisation d'enquêtes sur le budget des ménages à des intervalles inférieurs à cinq ans.

Un règlement de la Commission¹² fixe les normes minimales pour la qualité des pondérations de l'IPCH. Il vise par là à garantir la qualité des pondérations servant à l'établissement de l'IPCH et à réduire au minimum les disparités que des fréquences de mise à jour différentes pourraient introduire entre les IPCH.

S'agissant de la qualité des pondérations de l'IPCH, celles-ci doivent être mises à jour avec une fréquence suffisante pour assurer la comparabilité sans entraîner de coûts inutiles. Des fréquences de mise à jour différentes pourraient — mais ce n'est pas nécessairement le cas — déboucher sur des mesures différentes de l'inflation et des indices non comparables. Il n'a pas été jugé utile d'imposer les coûts qu'entraînerait le maintien d'un haut degré de précision pour toutes les pondérations ou la mise à jour fréquente de celles-ci. Cependant, on peut difficilement garantir qu'un IPCH dont certaines pondérations peuvent remonter jusqu'à sept ans sera un indicateur fiable et pertinent de l'inflation courante.

Le règlement concernant la qualité des pondérations de l'IPCH impose des normes minimales d'examen et d'ajustement qui ont pour but d'assurer que la qualité des pondérations utilisées lors de l'établissement de l'IPCH est suffisante.

Un seuil de comparabilité est fixé à cet effet. Il s'agit de vérifier tous les ans les pondérations jugées primordiales pour la fiabilité et la pertinence et, partant, la comparabilité de l'IPCH global. Ce sont pour l'essentiel les pondérations utilisées dans le cas des composantes de l'indice pour lesquelles des modifications sensibles du marché ont accompagné des mouvements atypiques des prix. Lorsqu'une pondération est jugée déficiente, les États membres de l'UE doivent améliorer l'estimation et procéder à l'ajustement approprié dès l'indice du mois de janvier suivant, si cet indice risque de dépasser l'effet de

⁷Règlement (CE) n° 1749/96 de la Commission.

⁸Règlement (CE) n° 1687/98 du Conseil.

⁹Règlement (CE) n° 1749/1999 de la Commission.

¹⁰Règlement (CE) n° 2166/1999 de la Commission.

¹¹Règlement (CE) n° 1688/98 du Conseil.

¹²Règlement (CE) n° 2454/97 de la Commission.

seuil (0,1 point de pourcentage en moyenne sur un an, par rapport à l'année précédente). Il s'agit de garantir que les pondérations ajustées offrent les meilleures estimations possibles à partir des informations disponibles.

4.2 Formules d'indice

Le choix de la formule à utiliser pour l'IPCH s'opère à deux niveaux :

- celui de la macroformule, c'est-à-dire le choix entre un indice-chaîne avec raccordements annuels et un indice à base fixe avec raccordements à intervalle pouvant aller jusqu'à cinq ans;
- celui de la microformule, dans lequel la question de la période de référence se pose à chaque niveau, que ce soit pour les prix ou pour les pondérations.

4.2.1 Macroformule de l'indice

L'IPCH doit être un indice de type Laspeyres¹³. Bien que les IPCH établis par les États membres de l'UE diffèrent dans le détail, ils peuvent être considérés dans l'ensemble comme des indices de type Laspeyres. En effet, ce sont tous des indices dans lesquels les variations des prix d'un mois sur l'autre sont mesurées par une moyenne d'indices de prix utilisant des pondérations de dépenses qui reflètent correctement les habitudes de consommation de la population choisie pour la période de référence des pondérations.

Dans la pratique, trois types de périodes de référence sont utilisés pour établir les IPCH :

- la période de référence à laquelle se rapportent les pondérations des dépenses courantes («période de référence des pondérations»);
- la période de référence à partir de laquelle est mesurée la variation des prix courants, c'est-à-dire la référence temporelle des prix utilisés pour valoriser les volumes dans les pondérations des dépenses courantes («période de référence des prix»)¹⁴;
- la période pour laquelle la base de l'indice est 100 («période de référence de l'indice»).

Selon la macroformule appliquée dans la pratique pour son calcul, l'IPCH peut être un indice-chaîne. Il convient de souligner qu'il s'agit là de la forme chaînée équivalente à l'indice à base fixe qui permet tout simplement d'exprimer les indices-chaîne et les indices à base fixe à l'aide d'une formule commune. Le chaînage devient effectif si et seulement si les pondérations utilisées sont modifiées, par exemple sur la base de l'examen imposé par le règlement IPCH concernant la qualité des pondérations de ces indices¹⁵.

¹³Règlement (CE) n° 2494/95, article 9, du Conseil.

¹⁴Ces définitions diffèrent de celles utilisées dans le Manuel (voir la définition de la période de référence dans le glossaire).

¹⁵Règlement (CE) n° 2454/97 de la Commission.

Dans la pratique, certains États de l'UE établissent un IPCH à base fixe, d'autres un indice-chaîne dont les pondérations sont mises à jour annuellement. Pour obtenir une gamme d'IPCH et de sous-indices permettant des agrégations cohérentes, il faut présenter les IPCH comme s'ils étaient tous calculés avec la même formule. Il a donc été nécessaire d'adopter des périodes de base ou de référence de l'indice communes.

Au milieu de 2003, la période de base de l'indice fixée par le règlement-cadre était 1996 (1996 = 100). Pour obtenir aussi une période de référence commune de l'indice, les pondérations sont actualisées par les prix en décembre chaque année.

4.2.2 Agrégats élémentaires

Un règlement relatif aux IPCH¹⁶ définit les agrégats élémentaires par référence «aux dépenses (ou à la consommation) couvertes par le niveau de stratification le plus détaillé de l'IPCH et à l'intérieur duquel des informations satisfaisantes sur les dépenses ne sont pas disponibles à des fins de pondération». On entend par indice d'agrégat élémentaire un indice des prix d'un agrégat élémentaire ne tenant que des données sur les prix.

Pour les IPCH, les deux formules qui devraient être utilisées dans le cas d'agrégations élémentaires sont le rapport de moyennes géométriques des prix et le rapport de moyennes arithmétiques des prix. La moyenne arithmétique des rapports de prix ne peut être employée qu'à titre exceptionnel et si l'on peut prouver que la condition de comparabilité est remplie.

4.2.3 Niveau auquel la macro-agrégation se transforme en agrégation élémentaire

Le niveau d'agrégation élémentaire interagit avec d'autres caractéristiques, telles que les procédures d'échantillonnage ou la disponibilité d'informations sur la pondération. Selon les sources des pondérations utilisées, l'agrégation élémentaire peut commencer à des niveaux différents, d'un pays à l'autre, de la hiérarchie des produits, zones géographiques ou points de vente.

Les différences entre les pratiques nationales peuvent influencer sur les IPCH obtenus mais, dans un premier temps, cette question n'a pas été jugée prioritaire pour l'harmonisation et aucune initiative n'a été prise à cet effet jusqu'à présent. Cette question sera sans doute réexaminée à un stade ultérieur du processus d'harmonisation.

4.3 Échantillonnage des prix

L'échantillonnage présente trois dimensions importantes qui doivent être prises en compte :

- la dimension de produit;
- la dimension de point de vente;
- la dimension géographique.

¹⁶Règlement (CE) n° 1749/96 de la Commission.

Chacune des trois dimensions peut être subdivisée en étapes de l'échantillonnage.

Pour ce qui est de la dimension de produit, c'est parfois l'office national de statistique qui arrête dans un premier temps l'assortiment ou l'échantillon des produits représentatifs, puis les enquêteurs sur le terrain qui affinent cette sélection. S'agissant de la dimension de point de vente, il y a souvent sélection des zones géographiques dans un premier temps, puis sélection des points de vente à l'intérieur de chacune d'elles.

Le tirage aléatoire n'est pas facile lorsqu'il s'agit de relever des prix pour le calcul d'un IPC et, dans la pratique, la plupart des États membres de l'UE préfèrent établir leur IPCH par tirage raisonné. Quelle que soit la méthode choisie, l'utilisation de petits échantillons peut donner lieu à des erreurs aléatoires suffisamment importantes pour poser un problème de comparabilité des indices.

Pour les États membres qui recourent au tirage raisonné, le nombre d'agrégats élémentaires et de prix à l'intérieur de ces derniers donne une idée du degré de couverture de l'univers des points de vente et des produits.

Il est bon de construire les IPCH à partir d'échantillons cibles qui tiennent compte de la pondération de chaque catégorie de la Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP)/IPCH. Les IPCH qui comprennent assez d'agrégats élémentaires pour être représentatifs de la diversité des articles à l'intérieur de la catégorie et assez de prix à l'intérieur de chaque agrégat élémentaire pour rendre compte de la variation des prix dans la population suivie sont considérés comme fiables et comparables.

Enfin, on procède au remplacement de produits ou points de vente lorsque les uns ou les autres disparaissent du marché ou ne sont plus jugés représentatifs. L'évolution du marché en ce qui les concerne constitue probablement une cause importante de non-comparabilité. Toutefois, il existe aussi en l'occurrence une forte interaction avec le choix de la formule d'indice et de la technique de tirage utilisées. Ainsi, l'utilisation de spécifications du produit restrictives plutôt que larges peut susciter des problèmes d'ajustement de la qualité très différents.

5 Règlements spécifiques relatifs aux IPCH

5.1 Moment de l'enregistrement des prix d'achat dans l'IPCH

Le moment auquel les États membres enregistrent les prix d'achat dans l'IPCH peut différer considérablement dans le cas des produits pour lesquels un délai important s'écoule entre le moment de l'achat, du paiement ou de la livraison et celui de la consommation.

Un règlement de la Commission¹⁷ a harmonisé les pratiques en vigueur et rendu l'établissement de l'IPCH

plus transparent en soumettant à des règles précises le calendrier d'introduction des prix d'achat dans l'IPCH. Il se fonde sur les définitions du SEC 95 dans la mesure où celles-ci sont conformes aux objectifs de l'IPCH.

Le SEC 95 dispose en particulier que les biens et services doivent en général être enregistrés au moment où naît une créance, c'est-à-dire lorsque l'acheteur contracte une obligation vis-à-vis du vendeur. Dans le SEC 95, cependant, les dépenses au titre des services doivent être enregistrées lorsque la prestation est achevée. Dans l'IPCH, les volumes sont en général valorisés au prix d'achat, en application du principe d'acquisition. Pour les besoins de l'IPCH, cela implique que les prix des biens doivent être introduits dans l'IPCH pour le mois au cours duquel ils sont observés, et les prix des services pour le mois au cours duquel la consommation du service aux prix observés peut commencer.

5.2 Traitement des réductions de prix

Un règlement de la Commission¹⁸ énonce en détail les règles régissant le traitement des réductions de prix. Réflétant en cela une pratique commune à nombre d'États membres de l'UE, il définit les principes généraux selon lesquels les réductions temporaires de prix doivent être prises en compte dans les IPCH. En vertu de ce règlement, il faut que les réductions de prix soient : i) attribuables à l'achat d'un bien ou d'un service individuel; ii) accessibles à l'ensemble des consommateurs potentiels sans être assorties de conditions particulières; iii) connues de l'acheteur au moment où il s'engage à acheter le produit concerné au vendeur; et iv) proposées au moment de l'achat ou dans un délai tel, à partir de la date d'achat effectif, qu'elles devraient influencer sensiblement les quantités que l'acheteur est disposé à acquérir.

Des directives complètent le règlement par des conseils d'ordre général sur le traitement de divers types de réduction de prix, tels que :

- les soldes (par exemple pour liquidation de stocks, fermeture, fin de saison, retrait d'une gamme ou fin de série, produits endommagés, salis ou défectueux);
- les accords de crédit ou de paiement : prêt sans intérêt pour l'achat d'un bien durable neuf;
- les incitations prenant la forme d'offres de quantités supplémentaires ou de cadeaux;
- les réductions limitées à un groupe restreint de ménages;
- les rabais ou remboursements réguliers (consignations des bouteilles vides, par exemple);
- les rabais ou remboursements non réguliers (cartes de fidélité, par exemple).

¹⁷Règlement (CE) n° 2601/2000 de la Commission.

¹⁸Règlement (CE) n° 2602/2000 de la Commission.

5.3 Observations manquantes

Afin d'écarter les pratiques qui peuvent causer des biais importants, il est demandé aux États membres de l'UE de tenir à jour et de communiquer tous les mois un relevé de leur échantillon cible. Lorsque les prix ne sont pas observés, ils doivent être estimés à l'aide d'une procédure appropriée.

Un règlement¹⁹ définit des normes minimales pour les observations de prix. Lorsque l'échantillon cible impose un relevé mensuel mais que celui-ci ne s'avère pas possible parce qu'un article n'est pas disponible ou pour tout autre motif, des prix estimés peuvent être utilisés pendant le premier ou le deuxième mois; à partir du troisième mois, il convient d'avoir recours à des prix de remplacement.

5.4 Ajustement de la qualité

Pour ce qui est des IPCH, il y a changement de qualité lorsque l'État membre considère qu'un nouveau type ou modèle de bien ou de service a des caractéristiques si différentes du type ou modèle dont on avait précédemment choisi de relever le prix qu'il en résulte une différence d'utilité (ou de fonctionnalité) sensible pour le consommateur. Il n'y a pas changement de qualité lorsque l'on révisé en profondeur l'échantillon de l'IPCH.

Par ajustement de la qualité, on entend la procédure qui consiste à tenir compte d'un changement de qualité en augmentant ou diminuant le prix courant observé ou le prix de référence d'un coefficient ou montant équivalant à la valeur dudit changement.

Le règlement de la Commission²⁰ dispose que les États membres de l'UE sont tenus d'examiner leurs procédures d'ajustement de la qualité et d'éviter la méthode dite du chaînage automatique, qui revient à supposer que la différence de prix entre deux modèles successifs est entièrement attribuable à une différence de qualité.

Lorsque la qualité d'un bien ou service change, les États membres de l'UE doivent effectuer les ajustements de la qualité qui s'imposent en se fondant sur des estimations explicites de la valeur du changement de qualité. S'ils ne disposent pas d'estimations nationales, ils doivent utiliser les estimations correspondantes d'Eurostat lorsqu'elles sont disponibles. Eurostat facilitera ce processus en créant une base de données sur les estimations des ajustements de la qualité fournies par les États membres ou en provenance d'autres sources. Lorsque ces estimations ne sont pas disponibles, le changement de qualité est estimé égal à la différence totale entre le prix du nouveau produit et celui du produit qu'il remplace. En outre, les États membres sont tenus de suivre l'incidence des changements de qualité et des ajustements opérés de manière à démontrer qu'ils respectent les règles fixées en la matière.

En dépit des règlements en vigueur, les IPCH peuvent afficher entre eux des différences dues au fait que le même changement des caractéristiques physiques d'un article est perçu et traité de façon différente selon les pays. Cela ne veut pas dire que la même caractéristique qualitative doit être valorisée de façon uniforme dans tous les États membres de l'UE, mais que les principes et méthodes de valorisation doivent être harmonisés. Dans la pratique, les différences entre les résultats des ajustements de la qualité opérés par les divers pays ne se compensent pas, en moyenne, sur l'ensemble des biens et services couverts par les indices. Au contraire, elles tendent généralement à se cumuler pour atteindre un niveau bien supérieur à 0,1 point de pourcentage.

L'ajustement de la qualité est l'un des problèmes les plus difficiles que soulève l'harmonisation des IPCH (sinon le plus insoluble). Eurostat et les États membres de l'UE ont engagé un large débat général et théorique sur les méthodes à utiliser et examinent à l'heure actuelle les résultats d'études empiriques sur les changements de qualité et les ajustements y afférents.

5.5 Relevés de prix rejetés

Les directives sur le rejet de relevés de prix précisent les procédures à appliquer pour valider et corriger les observations faites. Elles disposent que les prix communiqués par les enquêteurs doivent en règle générale être acceptés. Les rejets ou ajustements des prix relevés, par exemple la correction d'une variation de prix anormalement forte ou faible, ne doivent pas suivre une procédure automatique, mais se fonder sur des informations spécifiques (des relevés répétés, par exemple) sur l'observation en question. Si la procédure de validation démontre que le prix communiqué doit être rejeté, ce dernier doit être traité selon les règles applicables aux prix manquants.

Ces directives laissent les États membres libres d'appliquer d'autres méthodes que celles spécifiées. Lorsqu'un État membre n'applique pas les méthodes décrites, Eurostat peut lui demander de démontrer que l'IPCH obtenu par la méthode choisie ne s'écarte pas systématiquement de plus de 0,1 point (en moyenne et en glissement annuel) de l'IPCH établi selon les méthodes décrites.

5.6 Biens et services nouvellement significatifs

La définition des «biens nouveaux» n'est pas toujours précise. En particulier, la séparation bien tranchée entre les nouveaux modèles et gammes de produits préexistants et les produits novateurs vraiment nouveaux répondant à des besoins qui n'étaient pas satisfaits auparavant.

Ni les formules utilisées pour le calcul de l'indice, ni la fréquence à laquelle le panier de biens et services est renouvelé ne peuvent tout à fait résoudre le problème de base, à savoir le risque d'introduire un biais si la

¹⁹Règlement (CE) n° 1749/96, article 6, de la Commission.

²⁰Règlement (CE) n° 1749/96 de la Commission.

mise sur le marché de nouveaux modèles ou de nouvelles variétés est mise à profit pour relever ou abaisser les prix.

Le règlement-cadre du Conseil²¹ imposant de préserver la pertinence des IPCH, il faut donc prendre des mesures pour maintenir un certain parallélisme entre les IPCH et veiller à ce qu'ils suivent de près l'évolution du marché. Le règlement sur les biens et services nouvellement significatifs vise à assurer que les nouveaux produits sont pris en compte dans l'IPCH dès que le volume de leurs ventes atteint le seuil d'un millième des dépenses totales de consommation d'un État membre²².

L'expression «nouvellement significatif» peut être entendue dans son acception la plus large, et signifier alors que le bien ou service visé est nouveau pour l'indice.

Il y a deux manières d'inclure dans l'IPCH des produits nouveaux auxquels est consacrée une part significative de la consommation totale :

- la substitution : le nouveau produit remplace un produit qui existe déjà mais a perdu de son importance; en d'autres termes, un article représentatif plus actuel est intégré dans l'échantillon;
- l'ajout : le nouveau produit est pris en compte dans l'indice aux côtés des produits déjà couverts, en qualité d'article représentatif d'un besoin qui n'était pas pris en compte jusqu'à présent.

Le règlement sur les biens et services nouvellement significatifs s'applique aux ajouts et non aux substituts.

L'ajout se fait principalement pour deux raisons. Il peut concerner :

- un nouveau produit (les téléphones mobiles, par exemple) qui n'était pas représenté dans l'indice et qui ne serait normalement pas considéré comme un substitut car il diffère radicalement de la variété existante. Il est ajouté en tant que nouvelle catégorie à l'intérieur d'une catégorie existante;
- un produit qui était disponible mais n'était pas représenté explicitement dans l'indice faute de faire l'objet d'une consommation suffisante. L'inclusion ne correspond pas à une substitution au sein d'une catégorie, mais à l'ajout d'une nouvelle catégorie à l'intérieur d'une catégorie existante.

Dans le cas des ajouts, le prix du nouveau produit est relevé en plus de ceux des produits déjà observés, et la norme minimale sur les biens et services nouvellement significatifs prévoit l'un des traitements suivants :

- ajustement des pondérations de la catégorie pertinente de la COICOP/IPCH; ou
- ajustement des pondérations à l'intérieur de la catégorie pertinente de la COICOP/IPCH; ou

- affectation spécifique d'une part de la pondération au nouveau produit (c'est-à-dire sous le niveau de classification à quatre chiffres de la COICOP/IPCH).

5.7 Prix soumis à tarif

Un grand nombre des prix soumis à tarif auxquels sont confrontés les consommateurs s'appliquent à des produits qui sont ou ont été réglementés par les administrations publiques, ou qui sont ou ont été fournis en régime de monopole ou à tendance monopolistique. Ces marchés évoluent toutefois dans de nombreux pays de l'UE suite à l'ouverture des échanges, et il est important de bien rendre compte de l'impact de cette ouverture sur la hausse des prix à la consommation dans les IPCH, car ces produits représentent une large part des dépenses totales.

Les sous-indices de l'IPCH relatifs aux prix soumis à tarif sont, dans la pratique, souvent obtenus de l'échelon central ou directement des fournisseurs tels que les grands magasins de détail, ou calculés par les États membres à partir des données sur ces tarifs et sur les habitudes de consommation relatives aux produits visés, telles que communiquées par les fournisseurs.

Le règlement y afférent vise non seulement à déterminer quelles normes statistiques sont requises pour assurer que les États membres de l'UE mesurent la même variation de prix d'une manière comparable et fiable, mais aussi à fournir la base juridique nécessaire pour garantir aux États membres l'accès aux données dont ils ont besoin.

Un règlement de la Commission²³ définit les normes minimales de traitement des prix soumis à tarif :

- Il précise l'obligation faite aux fournisseurs de transmettre aux États membres les données nécessaires²⁴.
- Il définit la procédure à suivre pour établir un indice des prix en cas de modification de la structure tarifaire. Le principe directeur est la notion de panier-type de Laspeyres, et repose sur des habitudes de consommation aussi actuelles que nécessaire pour déterminer l'impact immédiat d'une modification tarifaire sur la population couverte par l'indice. L'IPCH doit refléter la variation de prix sur la base de la variation de dépenses requise pour maintenir les habitudes de consommation adoptées par les ménages avant la modification du tarif en question. L'objectif est d'éviter de faire apparaître des changements des habitudes de consommation découlant d'une modification tarifaire.

5.8 Assurances

Les IPCH couvraient initialement l'assurance mobilière et l'assurance automobile. Depuis janvier 2000, ils couvrent toutes les assurances liées au logement qui

²¹Règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil.

²²Règlement (CE) n° 1749/96, article 2 b), de la Commission.

²³Règlement (CE) n° 2464/98 de la Commission.

²⁴Le règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil en constitue la base juridique.

sont normalement payées par le locataire — et non plus la seule assurance mobilière — ou afférentes à d'autres risques (santé, responsabilité civile, voyage)²⁵. L'assurance vie est exclue de l'IPCH, car elle est assimilée à une épargne des ménages.

Un règlement de 1997²⁶ dispose que les pondérations et prix des assurances doivent être mesurés nets des indemnités. Cependant, un indice des prix des primes brutes peut être utilisé à titre d'approximation ou d'estimation de la variation des «prix» des primes nettes.

Comme le règlement initial laissait encore un certain champ aux différences de procédure, un nouveau règlement²⁷ a été adopté en 1999. Conformément au DMCFM, il conserve le concept de base nette pour l'assurance, qui reflète l'utilisation de l'IPCH comme indicateur de la hausse des prix à la consommation en termes de prix effectivement facturés.

L'enquête sur le budget des ménages de l'UE couvre toutes les dépenses, y compris celles qui sont financées au moyen des indemnités. Par conséquent, l'application du concept net évite le risque de double comptage ou de lacune. Elle garantit en outre que l'IPCH global mesure la variation de prix des services d'assurance et que les autres sous-indices, en particulier ceux qui couvrent l'achat et la réparation des véhicules, gros appareils ménagers et autres biens de consommation durables, mesurent la variation du prix de la réparation et du remplacement de ces produits.

5.8.1 Pondérations des assurances

En vertu d'un règlement de la Commission²⁸, les pondérations doivent refléter le service, lequel est implicitement calculé comme suit :

- Primes d'assurance brutes (nettes de la taxe d'assurance)
- +/- Variations des réserves actuarielles non liées aux risques couverts par l'assurance vie
- = Primes réelles réalisées
- + Suppléments de primes
- Indemnités dues
- +/- Variations des provisions techniques pour risques en cours couverts par l'assurance vie
- = Service implicite (net de la taxe d'assurance)
- (+ Taxe d'assurance)
- = Service implicite

Dans la définition ci-dessus, les réserves actuarielles sont les provisions techniques pour risques en cours constituées pour presque tous les types d'assurance. Le règle-

ment dispose en outre que les pondérations doivent refléter la moyenne des dépenses sur trois ans, le but étant d'utiliser des estimations plus stables du service et de réduire au minimum le risque de pondérations négatives.

Conformément au SEC 95, les paiements d'indemnités sont traités comme des transferts courants des sociétés d'assurance aux assurés et autres bénéficiaires, et entrent par conséquent dans le revenu disponible des ménages. Le règlement²⁹ relatif aux normes de traitement de l'assurance impose explicitement d'inclure dans les pondérations d'autres sous-indices (pour l'achat ou la réparation de véhicules, gros appareils ménagers et autres biens de consommation durables, par exemple) toutes les dépenses financées au moyen d'indemnités qui sont engagées par ou pour le secteur des ménages. Si une voiture accidentée est réparée, par exemple, cette dépense doit apparaître dans la pondération de la catégorie Entretien et réparations. Il en va de même si la réparation est payée directement par la société d'assurance, puisque celle-ci est considérée comme agissant pour le compte de l'assuré.

5.8.2 Prix des assurances

Étant donné que le concept net d'assurance ne s'applique pas au niveau de chaque consommateur pour la fixation concrète des prix et que les informations ne sont pas disponibles chaque mois, ce sont les primes brutes que l'on suit. Dans la pratique, les primes brutes (ou la valeur du bien assuré) sont souvent indexées par l'IPC ou par d'autres indices des prix ou des coûts. Cet effet doit se refléter dans l'IPCH; il ne faut pas ajuster les primes d'assurance brutes pour exclure cette indexation.

Des directives supplémentaires sur l'assurance sont en cours d'élaboration. Elles donneront des orientations pratiques sur quelques points techniques délicats.

5.9 Services de santé, d'enseignement et de protection sociale

Plusieurs règlements portent sur les services de santé, d'enseignement et de protection sociale³⁰. Ils disposent que les prix d'achat des biens et services dans les secteurs de la santé, de l'enseignement et de la protection utilisés dans l'IPCH devraient, conformément à l'approche adoptée d'ordinaire et au SEC 95, correspondre aux montants à payer par les consommateurs, nets des remboursements. Par remboursements, on entend les paiements — par les administrations publiques, les administrations de sécurité sociale ou les institutions sans but lucratif au service des ménages — de dépenses effectuées à l'origine par les ménages pour acquérir des biens et services spécifiques. Les paiements d'indemnités aux

²⁵Règlement (CE) n° 1687/98 du Conseil.

²⁶Règlement (CE) n° 2214/97 de la Commission.

²⁷Règlement (CE) n° 1617/1999 de la Commission.

²⁸Règlement (CE) n° 1617/1999 de la Commission.

²⁹Règlement (CE) n° 1617/1999 de la Commission.

³⁰Le règlement (CE) n° 1749/96 de la Commission, modifié par le règlement (CE) n° 1687/98 du Conseil, étend la couverture dans les secteurs de la santé, de l'enseignement et de la protection sociale. Le règlement (CE) n° 2166/1999 du Conseil définit les détails méthodologiques.

ménages effectués par les sociétés d'assurance ne constituent pas des remboursements.

Les sous-indices correspondants de l'IPCH doivent être calculés à l'aide d'une formule compatible avec la formule de type Laspeyres utilisée pour d'autres sous-indices; autrement dit, ils doivent refléter la variation de prix sur la base des dépenses modifiées par les ménages pour maintenir leurs habitudes de consommation et de la composition de la population des consommateurs de la période de base ou de référence. Conformément au principe de Laspeyres et au règlement sur les prix soumis à tarif, les variations du prix d'achat qui reflètent les changements des règles déterminant les prix doivent être incluses comme variations de prix dans l'IPCH, de même que les variations du prix d'achat qui résultent de l'évolution des revenus des acheteurs.

Si les États membres de l'UE utilisent une procédure différente de celle décrite ci-dessus, ils sont tenus de décrire la procédure retenue avant de l'appliquer de manière à ce qu'elle puisse être évaluée au regard du règlement.

5.10 Services financiers

Les États membres de l'UE ont traditionnellement suivi des pratiques différentes pour mesurer les prix des services financiers dans le cadre de leur IPC national, et ont appliqué des méthodes différentes pour définir les pondérations. L'exclusion des commissions de service exprimées en proportion des valeurs de transaction créait un risque de non-comparabilité. Il a donc été jugé nécessaire d'adopter une méthodologie harmonisée pour le traitement de ces commissions.

Le règlement relatif aux prix exprimés proportionnellement aux valeurs de transaction³¹ apporte des éclaircissements au sujet, en particulier, de la couverture des frais administratifs des «fonds de pension privés et similaires» et des «commissions des agents immobiliers».

Il dispose en effet que, lorsque les commissions sont définies proportionnellement à la valeur de la transaction, les prix d'achat sont définis comme la proportion elle-même, multipliée par la valeur d'une transaction unitaire représentative au cours de la période de base ou de référence. L'IPCH doit inclure les commissions exprimées en montants ou taux forfaitaires mais exclure les paiements d'intérêts et frais assimilables aux intérêts. Les variations du prix d'achat qui reflètent les changements au niveau des règles déterminant les prix, ainsi que les variations du prix d'achat qui résultent de changements des valeurs des transactions unitaires représentatives, doivent être indiquées comme variations de prix dans l'IPCH. La variation des valeurs des transactions unitaires représentatives peut être estimée par un indice des prix qui représente de façon adéquate les transactions unitaires concernées.

Des directives supplémentaires sur les services financiers sont en cours d'élaboration. Elles visent à fournir des orientations pratiques sur quelques points techniques délicats.

5.11 Équipements informatiques

L'évolution des prix des équipements informatiques a tendance à beaucoup s'écarter de celle de l'IPCH d'ensemble, et leur importance relative dans les DMCFM est en forte progression. Dans ces conditions, et vu les grandes différences observées entre les pratiques nationales de traitement des équipements informatiques, il a paru nécessaire d'établir un minimum de principes directeurs communs pour le calcul des IPCH.

Les directives sur le traitement des équipements informatiques précisent que les États membres doivent prendre en compte les ordinateurs personnels et équipements connexes dans leur IPCH. Lorsque les vendeurs directs constituent une importante source d'offre, ils doivent être ajoutés aux autres points de vente. Les prix peuvent être relevés dans des revues ou par observation directe dans des magasins de détail.

Les règlements concernant l'examen annuel des pondérations³² sont étendus à la vérification des pondérations au niveau des principaux éléments constitutifs du sous-indice des prix des équipements informatiques. Ces éléments constitutifs doivent permettre d'élaborer un indice constitutif pour les ordinateurs personnels.

5.12 Logements occupés par leur propriétaire

La mesure des services des logements occupés par leur propriétaire lors de l'établissement des IPC est d'une complexité bien connue. Certains estiment que ces services n'ont rien à voir avec les indices des prix à la consommation, d'autres pensent qu'ils en relèvent et doivent donc être couverts, mais leur mesure est un problème qui n'a pas encore trouvé de solution pratique.

À l'heure actuelle, les prix imputés des services des logements occupés par leur propriétaire sont exclus des IPCH. Cette exclusion a supprimé une source majeure de non-comparabilité entre les IPCH. On notera que la méthode utilisée à cet égard pour l'établissement des IPC nationaux varie d'un État membre à l'autre — par exemple, certains prennent en compte les loyers imputés, d'autres incluent les intérêts hypothécaires dans leur IPC, et d'autres encore excluent la totalité des frais de logement supportés par les propriétaires-occupants. Les autres dépenses de consommation monétaires de ces derniers, par exemple leurs petites dépenses d'entretien et de réparation, sont incluses dans l'IPCH.

Un indice des prix fondé sur les achats nets de logement par les consommateurs est à l'essai en vue de son inclusion éventuelle dans les IPCH. Il sera établi séparé-

³¹Règlement (CE) n° 1920/2001 de la Commission.

³²Règlement (CE) n° 2454/97 de la Commission.

ment de ces derniers, et la décision de l'intégrer ou non à ces indices sera prise ultérieurement.

5.13 Révisions

Étant donné que l'objectif principal de l'IPCH est d'apporter des informations à la BCE pour la conduite de la politique monétaire dans la zone euro, et que l'IPCH est sujet à révision, il est indispensable que la politique de révision soit claire et transparente. Il a été jugé nécessaire aussi, s'agissant du processus d'harmonisation des IPCH, de déterminer comment améliorer les indices tout en réduisant autant qu'il est possible les difficultés causées aux utilisateurs par les ruptures provoquées dans les séries d'IPCH publiées.

Un règlement³³ dispose que les séries d'IPCH publiées peuvent être révisées afin d'en corriger les erreurs ou pour tenir compte d'informations nouvelles ou améliorées et des changements survenus dans le système des règles harmonisées. En particulier :

- Les erreurs doivent être corrigées et toute révision découlant de leur correction doit être introduite sans retard inutile.
- Les informations nouvelles ou améliorées, par exemple une structure de pondérations actualisée, peuvent entraîner des révisions qui doivent être effectuées, à condition qu'Eurostat ne s'oppose pas au calendrier des révisions requises.
- Les modifications du système de règles harmonisées ne devraient pas entraîner des révisions des IPCH publiés, sauf dispositions contraires de la mesure d'application correspondante. L'impact de ces modifications doit être évalué. C'est seulement s'il est susceptible d'être important que l'impact doit être estimé pour chacun des douze mois suivants, en commençant par l'indice de janvier avec lequel les changements prennent effet.

6 Liens entre l'IPCH et le déflateur des DCFM dans les comptes nationaux

6.1 Dépenses monétaires

Il existe quelques différences entre le concept de dépense de consommation finale des ménages (DCFM) adopté par la comptabilité nationale et celui de dépense monétaire de consommation finale des ménages (DMCFM) utilisé pour l'établissement de l'IPCH; ce dernier ne couvre en effet que la partie des DCFM considérée comme entrant dans la mesure de l'inflation aux fins de la politique monétaire, c'est-à-dire la partie qui se rapporte aux transactions monétaires effectives. Les dépenses imputées, en particulier les services imputés fournis par les logements occupés par leur propriétaire, sont donc exclues de l'IPCH.

³³Règlement (CE) n° 1921/2001 de la Commission.

6.2 Concept intérieur

Pour les besoins de l'IPCH, la DMCFM est définie sur la base du concept intérieur, tandis que, dans les comptes nationaux, la DCFM repose sur le concept national. En conséquence, les DMCFM prises en compte pour le calcul des IPCH excluent les dépenses monétaires de consommation finale que les ménages résidents effectuent à l'étranger, hors du territoire économique de l'État membre, mais incluent les dépenses monétaires de consommation finale des non-résidents sur le territoire économique de l'État membre. Les DMCFM incluent les dépenses des enclaves extraterritoriales (ambassades, bases militaires étrangères) situées sur le territoire de l'État membre, mais excluent les enclaves territoriales de l'État membre situées dans le reste du monde.

6.3 Dépenses imputées et logements occupés par leur propriétaire

Comme il est indiqué ci-dessus, les DMCFM excluent les services imputés fournis par les logements occupés par leur propriétaire. Elles excluent aussi les revenus en nature et l'autoconsommation finale dans la mesure où ces deux postes sont couverts par les DCFM, car il n'y a pas d'opération monétaire.

6.4 Assurance vie et fonds de pension

Les DMCFM excluent les commissions de service d'assurance vie et les frais administratifs des fonds de pension privés.

6.5 Commissions

Les DMCFM excluent les commissions des agents immobiliers pour la vente ou l'achat d'actifs non financiers, et incluent le paiement des services fournis par les agents immobiliers dans le cadre de contrats de bail.

6.6 Jeux de hasard, prostitution et stupéfiants

Les DMCFM excluent les jeux de hasard, la prostitution et les stupéfiants de la mesure des prix.

6.7 Moment d'enregistrement

Dans les IPCH comme dans le SEC 95, les volumes sont valorisés en général au prix d'achat selon le principe d'acquisition. Cependant, les dépenses au titre des services sont enregistrées dans le SEC 95 quand la prestation du service est achevée, alors que, dans l'IPCH, les prix des services sont comptabilisés au mois pendant lequel la consommation aux prix observés peut commencer.

6.8 Déflateur de la consommation des ménages

Les points énumérés ci-dessus peuvent donner lieu à des différences entre le déflateur des DCFM des

comptes nationaux et celui de l'IPCH. Ces deux mesures des prix diffèrent aussi par les formules et systèmes de pondération appliqués. Alors que l'IPCH est un indice de type Laspeyres, les déflateurs des comptes nationaux sont des indices de type Paasche. Les déflateurs servent au calcul d'indices de volume de type Laspeyres.

7 Publication et actualité des IPCH

7.1 Série complète des IPCH

La série complète des IPCH est publiée tous les mois selon un calendrier annoncé à l'avance — en général entre 17 et 19 jours après la fin du mois en question. Compte tenu des progrès accomplis en matière d'actualité des données par les États membres de l'UE et par Eurostat, ce délai a été sensiblement réduit depuis que les IPCH ont été publiés pour la première fois.

7.2 Estimation rapide de l'IPCUM

Eurostat publie en outre, chaque mois, une estimation rapide de l'IPCUM — l'IPCH pour l'ensemble de la zone euro — fondée sur les résultats des pays qui publient les premiers leurs estimations nationales et sur les données relatives aux prix de l'énergie. Cette estimation donne une première indication du niveau que l'IPCUM atteindra lorsque toutes les données seront disponibles. La procédure d'estimation rapide de l'IPCUM fait appel à un ensemble de données historiques et de données partielles sur les variations de prix récentes pour calculer l'indice global pour la zone euro, et ne fournit pas de ventilation détaillée. Sur une période de deux ans close en juin 2003, l'estimation rapide a été à 100 % égale à l'estimation complète dans 14 cas, et s'en est écartée de 0,1 dans 8 cas et de 0,2 dans 2 cas, la dernière fois en avril 2002. L'estimation rapide de l'IPCUM est publiée d'ordinaire le dernier jour ouvrable du mois visé.

7.3 Données

Les données sur les IPCH publiées chaque mois sont les indices de prix eux-mêmes, les indices et taux de variation moyens annuels ainsi que les taux de variation mensuels et annuels. Elles ne sont pas désaisonnalisées.

Outre les IPCH d'ensemble, une centaine d'indices fondés sur la classification OICOP/IPCH sont publiés pour divers biens et services. Ils couvrent les grandes rubriques suivantes :

- produits alimentaires;
- boissons alcoolisées et tabac;
- habillement;
- logement;
- équipement ménager;
- santé;

- transports;
- communications;
- loisirs et culture;
- enseignement;
- hôtels et restaurants;
- biens et services divers.

de même que divers agrégats spéciaux, tels que :

- l'IPCUM, hors énergie;
- l'IPCUM, hors énergie, produits alimentaires, boissons alcoolisées et tabac;
- l'IPCUM, hors produits alimentaires transformés;
- l'IPCUM, hors énergie et produits saisonniers;
- l'IPCUM, hors tabac.

Les pondérations des biens et services qui composent ces rubriques et celles des divers pays sont elles aussi publiées.

Tous les IPCH, y compris la liste complète des sous-indices et des agrégats spéciaux, peuvent être consultés sur le site Internet d'Eurostat³⁴ et sur celui des euro-indicateurs³⁵.

Le site des euro-indicateurs permet d'avoir rapidement accès aux données les plus récentes sur les principaux indicateurs et sous-indices. Le site Internet d'Eurostat affiche les communiqués de presse mensuels ainsi que des informations plus détaillées; il indique à qui s'adresser, dans de nombreux pays, pour obtenir des données exhaustives.

7.4 Métadonnées

Le site Internet d'Eurostat donne aussi accès à un recueil de documents de référence sur les ICPH³⁶, qui propose des rapports détaillés sur le fonctionnement de ces indices et les règlements et directives, ainsi que des notes techniques.

8 Points restant à harmoniser

Ce n'est pas parce que des progrès ont été accomplis dans l'harmonisation des IPC que le processus touche à sa fin. En effet, plusieurs points cruciaux doivent encore être harmonisés et les travaux continuent dans les domaines suivants :

- Ajustement de la qualité et échantillonnage : Eurostat et les États membres de l'UE poursuivent le plan d'action engagé dans ce domaine. L'objectif est de parvenir à un accord sur des pratiques optimales plus concrètes pour un éventail de biens et services spéci-

³⁴<http://europa.eu.int/comm/eurostat/>

³⁵<http://europa.eu.int/comm/euroindicators/>

³⁶http://europa.eu.int/comm/eurostat/Public/datashop/print-catalogue/EN?catalogue=Eurostat&product=KS-AO-01-005_-I-EN

fiques, dont les automobiles, les biens de consommation durables, les livres et CD, les vêtements, les ordinateurs et les services de télécommunication. Le règlement auquel ce processus a abouti en 1996 n'est qu'une première étape — il n'offre pas en soi une garantie suffisante de parfaite comparabilité.

- Logements occupés par leur propriétaire : à l'heure actuelle, les dépenses imputées au titre de la consommation de services des logements occupés par leur propriétaire sont exclues des IPCH. Des indices sont calculés, à titre d'essai, sur la base des prix d'achat des logements nouveaux pour le secteur des ménages — essentiellement des logements nouvellement construits. Ces indices seront distincts des IPCH et la décision de les intégrer ou non dans les IPCH sera prise ultérieurement.

Parmi les autres questions à l'étude, on retiendra notamment :

- Les normes d'échantillonnage minimales pour les relevés de prix.
- L'adoption de systèmes plus larges pour évaluer l'application des règlements et directives en vigueur par les États membres de l'UE. Il convient d'assurer que les IPCH sont établis suivant un processus de meilleure qualité, dans l'acception la plus large de ce terme.
- L'aide à apporter aux pays qui veulent entrer dans l'UE (pays adhérents et pays candidats) pour assurer que leurs IPCH sont tout à fait comparables.
- La consolidation du cadre juridique des IPCH et la publication, dans les meilleurs délais, d'un manuel de méthodologie destiné aux statisticiens aussi bien qu'aux utilisateurs.

9 Règlements relatifs aux IPCH (à juin 2003)

Règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil du 23 octobre 1995 relatif aux indices des prix à la consommation harmonisés (JO L 257, 27.10.1995, p. 1).

Règlement (CE) n° 1749/96 de la Commission du 9 septembre 1996 relatif aux mesures initiales de mise en application du règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil relatif aux indices des prix à la consommation harmonisés (JO L 229, 10.9.1996, p. 3).

Règlement (CE) n° 2214/96 de la Commission du 20 novembre 1996 relatif à la transmission et à la diffusion des sous-indices des indices des prix à la consommation harmonisés (JO L 296, 21.11.1996, p. 8).

Règlement (CE) n° 2454/97 de la Commission du 10 décembre 1997 établissant les mesures détaillées de mise en application du règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil en ce qui concerne les normes minimales pour la qualité des pondérations de l'IPCH (JO L 340, 11.12.1997, p. 24).

Règlement (CE) n° 1687/98 du 20 juillet 1998 du Conseil modifiant le règlement (CE) n° 1749/96 de la Commission relatif à la couverture des biens et services

par l'indice des prix à la consommation harmonisé (JO L 214, 31.7.1998, p. 12).

Règlement (CE) n° 1688/98 du Conseil du 20 juillet 1998 modifiant le règlement (CE) n° 1749/96 de la Commission en ce qui concerne la couverture géographique et démographique de l'indice des prix à la consommation harmonisé (JO L 214, 31.7.1998, p. 23).

Règlement (CE) n° 2646/98 de la Commission du 9 décembre 1998 établissant les mesures détaillées de mise en application du règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil en ce qui concerne les normes minimales pour le traitement des tarifs dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (JO L 335, 10.12.1998, p. 30).

Règlement (CE) n° 1617/1999 de la Commission du 23 juillet 1999 établissant les mesures détaillées de mise en application du règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil en ce qui concerne les normes minimales pour le traitement de l'assurance dans l'indice des prix à la consommation harmonisé et modifiant le règlement (CE) n° 2214/96 de la Commission (JO L 192, 24.7.1999, p. 9).

Règlement (CE) n° 1749/1999 de la Commission du 23 juillet 1999 modifiant le règlement (CE) n° 2214/96, relatif aux sous-indices des prix à la consommation harmonisés (JO L 214, 13.8.1999, p. 1 — rectificatifs publiés dans le JO L 214, 13.8.1999, p. 1).

Règlement (CE) n° 2166/1999 du Conseil du 8 octobre 1999 établissant les mesures détaillées de mise en application du règlement (CE) n° 2494/95 en ce qui concerne les normes minimales pour le traitement des produits dans les secteurs de la santé, de l'enseignement et de la protection sociale dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (JO L 266, 14.10.1999, p. 1).

Règlement (CE) n° 2601/2000 de la Commission du 17 novembre 2000 établissant les mesures détaillées de mise en application du règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil en ce qui concerne le calendrier d'introduction des prix d'achat dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (JO L 300, 29.11.2000, p. 14).

Règlement (CE) n° 2602/2000 de la Commission du 17 novembre 2000 établissant les mesures détaillées de mise en application du règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil en ce qui concerne les normes minimales de traitement des réductions de prix dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (JO L 300, 29.11.2000, p. 16).

Règlement (CE) n° 1920/2001 de la Commission du 28 septembre 2001 portant modalités d'application du règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil en ce qui concerne les normes minimales de traitement des commissions de service proportionnelles aux valeurs de transaction dans l'indice des prix à la consommation harmonisé et modifiant le règlement (CE) n° 2214/96 de la Commission (JO L 261 du 29.9.2001, p. 46 — rectificatifs publiés dans le JO L 295, 13.11.2001, p. 34).

Règlement (CE) n° 1921/2001 de la Commission du 28 septembre 2001 portant modalités d'application du règlement (CE) n° 2494/95 du Conseil en ce qui concerne les normes minimales de révision des indices des prix à la consommation harmonisés et modifiant le

règlement (CE) n° 2602/2000 (JO L 261, 29.9.2001, p. 49 — rectificatifs publiés dans le JO L 295 du 13.11.2001, p. 34).

Tous ces actes juridiques figurent sur le site Internet ci-après : <http://europa.eu.int/celex/>

Annexe 2

Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP)

COICOP : RÉPARTITION PAR DIVISIONS ET PAR GROUPES DES DÉPENSES DE CONSOMMATION INDIVIDUELLE À LA CHARGE DES MÉNAGES

01	PRODUITS ALIMENTAIRES ET BOISSONS NON ALCOOLISÉES
01.1	PRODUITS ALIMENTAIRES
01.2	BOISSONS NON ALCOOLISÉES
02	BOISSONS ALCOOLISÉES, TABAC ET STUPÉFIANTS
02.1	BOISSONS ALCOOLISÉES
02.2	TABAC
02.3	STUPÉFIANTS
03	ARTICLES D'HABILLEMENT ET CHAUSSURES
03.1	ARTICLES D'HABILLEMENT
03.2	CHAUSSURES
04	LOGEMENT, EAU, GAZ, ÉLECTRICITÉ ET AUTRES COMBUSTIBLES
04.1	LOYERS EFFECTIFS
04.2	LOYERS FICTIFS
04.3	ENTRETIEN ET RÉPARATION DES LOGEMENTS
04.4	ALIMENTATION EN EAU ET SERVICES DIVERS LIÉS AU LOGEMENT
04.5	ÉLECTRICITÉ, GAZ ET AUTRES COMBUSTIBLES
05	MEUBLES, ARTICLES DE MÉNAGE ET ENTRETIEN COURANT DU FOYER
05.1	MEUBLES, ARTICLES D'AMEUBLEMENT, TAPIS ET AUTRES REVÊTEMENTS DE SOL
05.2	ARTICLES DE MÉNAGE EN TEXTILES
05.3	APPAREILS MÉNAGERS
05.4	VERRERIE, VAISSELLE ET USTENSILES DE MÉNAGE
05.5	OUTILLAGE ET AUTRE MATÉRIEL POUR LA MAISON ET LE JARDIN
05.6	BIENS ET SERVICES LIÉS À L'ENTRETIEN COURANT DU FOYER
06	SANTÉ
06.1	PRODUITS, APPAREILS ET MATÉRIELS MÉDICAUX
06.2	SERVICES AMBULATOIRES
06.3	SERVICES HOSPITALIERS
07	TRANSPORTS
07.1	ACHAT DE VÉHICULES
07.2	DÉPENSES D'UTILISATION DES VÉHICULES
07.3	SERVICES DE TRANSPORT

08	COMMUNICATIONS
08.1	SERVICES POSTAUX
08.2	MATÉRIEL DE TÉLÉPHONIE ET DE TÉLÉCOPIE
08.3	SERVICES DE TÉLÉPHONIE ET DE TÉLÉCOPIE
09	LOISIRS ET CULTURE
09.1	MATÉRIEL AUDIOVISUEL, PHOTO- GRAPHIQUE ET DE TRAITEMENT DE L'INFORMATION
09.2	AUTRES BIENS DURABLES À FONCTION RÉCRÉATIVE ET CULTURELLE
09.3	AUTRES ARTICLES ET MATÉRIEL DE LOISIRS, JARDINAGE ET ANIMAUX DE COMPAGNIE
09.4	SERVICES RÉCRÉATIFS ET CULTURELS
09.5	JOURNAUX, LIVRES ET ARTICLES DE PAPETERIE
09.6	FORFAITS TOURISTIQUES
10	ENSEIGNEMENT
10.1	ENSEIGNEMENT PRÉÉLÉMENTAIRE ET PRIMAIRE
10.2	ENSEIGNEMENT SECONDAIRE
10.3	ENSEIGNEMENT POSTSECONDAIRE NON SUPÉRIEUR
10.4	ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR
10.5	ENSEIGNEMENT NON DÉFINI PAR NIVEAU
11	RESTAURANTS ET HÔTELS
11.1	SERVICES DE RESTAURATION
11.2	SERVICES D'HÉBERGEMENT
12	BIENS ET SERVICES DIVERS
12.1	SOINS CORPORELS
12.2	PROSTITUTION
12.3	EFFETS PERSONNELS N.C.A.
12.4	PROTECTION SOCIALE
12.5	ASSURANCE
12.6	SERVICES FINANCIERS N.C.A.
12.7	AUTRES SERVICES N.C.A.

COICOP : DÉFINITION PAR CLASSE

01-12 DÉPENSES DE CONSOMMATION INDIVIDUELLE À LA CHARGE DES MÉNAGES

01 PRODUITS ALIMENTAIRES ET BOISSONS NON ALCOOLISÉES

01.1 PRODUITS ALIMENTAIRES

Cette classe comprend les produits alimentaires achetés pour être consommés à domicile. En sont exclus les produits alimentaires vendus pour consommation immédiate, hors domicile, par les hôtels, les restaurants, les cafés, les bars, les kiosques, les vendeurs ambulants, les distributeurs automatiques, etc. (11.1.1); les

plats cuisinés par des restaurants qui ne sont pas consommés sur place (11.1.1); les plats cuisinés par les traiteurs qui sont emportés par les clients ou livrés à leur domicile (11.1.1); et les produits vendus expressément comme aliments pour animaux de compagnie (09.3.4).

01.1.1 Pains et céréales (ND)

- Riz sous toutes ses formes;
- Maïs, blé, orge, avoine, seigle et autres céréales sous forme de grain ou de farine;
- Pain et autres produits de boulangerie (biscottes, croissants et viennoiseries, pâtisseries et tartes, gâteaux secs, gaufres et crêpes, pain d'épices, tourtes, quiches et pizzas, etc.);
- Mélanges et pâtes pour la préparation de produits de boulangerie;
- Pâtes alimentaires sous toutes leurs formes; couscous;
- Préparations à base de céréales (flocons de maïs, flocons d'avoine, etc.) et autres produits analogues (malt, farine de malt, extrait de malt, fécule de pomme de terre, tapioca, sagou et autres féculés et amidons).

Sont inclus : produits à base de farine préparés avec de la viande, du poisson, des fruits de mer, du fromage, des légumes ou des fruits.

Sont exclus : viandes en croûte (01.1.2); poissons en croûte (01.1.3); maïs doux en épis ou en grains (01.1.7).

01.1.2 Viande (ND)

- Viande fraîche, réfrigérée ou surgelée;
 - Espèces bovine, porcine, ovine et caprine;
 - Cheval, mulet, âne, chameau, etc.;
 - Volaille (poulet, canard, oie, dinde, pintade);
 - Lièvre, lapin et gibier (antilope, daim, sanglier, faisan, grouse, pigeon, caille, etc.);
- Abats comestibles frais, réfrigérés ou surgelés;
- Viande et abats comestibles séchés, salés ou fumés (chair à saucisse, saucisson, lard, jambon, pâté, etc.);
- Conserves et préparations à base de viande (viande en boîte, extraits de viande, jus de viande, viande en croûte, etc.).

Sont inclus : viande et abats comestibles de mammifères marins (otarie, phoque, baleine, etc.) et d'espèces exotiques (kangourou, autruche, alligator, etc.); animaux (dont volaille) achetés vivants pour être consommés comme aliments.

Sont exclus : escargots et autres gastéropodes (01.1.3); saindoux et autres graisses animales alimentaires (01.1.5); soupes, potages et bouillons contenant de la viande (01.1.9).

01.1.3 Poisson et fruits de mer (ND)

- Poisson frais, réfrigéré ou surgelé;
- Crustacés (y compris crabes terrestres), mollusques (y compris escargots et coquillages) et cuisses de grenouilles, réfrigérés ou surgelés;
- Poisson, crustacés et mollusques séchés, fumés ou salés;
- Autres conserves et préparations à base de poisson, crustacés et mollusques (poisson, crustacés et mollusques en boîte, caviar et autres oeufs de poisson, poisson en croûte, etc.).

Sont inclus : crabes terrestres, escargots et cuisses de grenouille; poisson, crustacés et mollusques achetés vivants pour être consommés comme aliments.

Sont exclus : soupes, potages et bouillons contenant du poisson (01.2.9).

01.1.4 Lait, fromage et oeufs (ND)

- Lait cru; lait pasteurisé ou stérilisé;
- Lait condensé, concentré ou en poudre;
- Yaourt, crème de lait, desserts lactés, boissons lactées et autres produits analogues à base de lait;
- Fromage divers et caillebotte;
- Oeufs et préparations exclusivement à base d'oeuf.

Sont inclus : lait, crème et yaourts additionnés de sucre, de cacao, de fruits ou d'aromatisants; succédanés du lait, comme le lait de soja.

Sont exclus : beurre et produits dérivés du beurre (01.1.5).

01.1.5 Huiles et graisses (ND)

- Beurre et produits dérivés du beurre (huile de beurre, beurre fondu, etc.);
- Margarine (y compris allégée) et autres graisses végétales (dont le beurre d'arachide);
- Huiles alimentaires (huile d'olive, huile de soja, huile de maïs, huile de tournesol, huile de coton, huile d'arachide, huile de noix, etc.);
- Graisses animales alimentaires (saindoux, etc.).

Sont exclus : huile de foie de morue et huile de foie de flétan (06.1.1).

01.1.6 Fruits (ND)

- Fruits frais, réfrigérés ou surgelés;
- Fruits séchés, écorces de fruit, noyaux et amandes, fruits à coque et graines comestibles;
- Fruits en conserves et produits à base de fruits.

Sont inclus : melons et pastèques.

Sont exclus : légumes cultivés pour leur fruit (aubergine, concombre, tomate notamment)

(01.1.7); confitures, compotes et purées, pâtes de fruit (01.1.8); fruits confits (01.1.8); jus de fruit et sirops (01.2.2).

01.1.7 Légumes (ND)

- Légumes frais, réfrigérés, surgelés ou séchés, cultivés pour leurs feuilles ou leur tige (asperge, brocoli, chou-fleur, endive, fenouil, épinard, etc.), leur fruit (aubergine, concombre, courgette, poivron vert, potiron, tomate, etc.) ou leur racine (betterave, carotte, oignon, panais, radis, navet, etc.);
- Pommes de terre et autres tubercules frais ou réfrigérés (manioc, arrow-root, patate douce, etc.);
- Légumes en conserves et produits à base de légumes;
- Produits issus de tubercule (farine, flocons, purée, frites et chips), y compris les préparations surgelées telles que les pommes de terre découpées.

Sont inclus : olives; ail; légumineuses; maïs doux; fenouil marin et autres algues comestibles; champignons comestibles.

Sont exclus : fécule de pomme de terre, tapioca, sagou et autres amidons et fécules (01.1.1); soupes, potages et bouillons contenant des légumes (01.1.9); plantes aromatiques (persil, romarin, thym, etc.) et épices (poivre, piment, gingembre, etc.) (01.1.9); jus de légume (01.2.2).

01.1.8 Sucre, confiture, miel, chocolat et confiserie (ND)

- Sucre de canne ou de betterave, brut ou raffiné, en poudre, cristallisé ou en morceaux;
- Confitures et compotes, pâtes de fruit, miel naturel et artificiel, sirop d'érable, mélasse et fruits confits;
- Chocolat en tablette ou en plaque, gomme à mâcher, bonbons, pastilles et autres confiseries;
- Produits à base de cacao et préparations pour dessert à base de cacao;
- Glace, crème glacée et sorbet.

Sont inclus : succédanés de sucre (sucrettes).

Sont exclus : cacao et poudre à base de chocolat (01.2.1).

01.1.9 Produits alimentaires n.c.a. (ND)

- Sel, épices (poivre, piment, gingembre, etc.), plantes aromatiques (persil, romarin, thym, etc.), sauces, condiments, assaisonnements (moutarde, mayonnaise, ketchup, sauce de soja, etc.), vinaigre;
- Poudres à lever préparées, levure de boulanger, préparations pour dessert, soupes, potages, bouillons, ingrédients divers pour la cuisine, etc.;

- Aliments homogénéisés pour nourrisson et préparations diététiques, quelle qu'en soit la composition.

Sont exclus : desserts lactés (01.1.4); lait de soja (01.1.4); succédanés de sucre (01.1.8); préparations pour dessert à base de cacao (01.1.8).

01.2 BOISSONS NON ALCOOLISÉES

Cette classe comprend les boissons non alcoolisées achetées pour être consommées à domicile. En sont exclues les boissons non alcoolisées vendues pour consommation immédiate, hors domicile, par les hôtels, les restaurants, les cafés, les bars, les kiosques, les vendeurs ambulants, les distributeurs automatiques, etc. (11.1.1).

01.2.1 Café, thé et cacao (ND)

- Café torréfié ou non, décaféiné ou non, moulu ou non, y compris le café instantané;
- Thé, maté et autres produits et plantes à infuser;
- Cacao, sucré ou non, et poudre à base de chocolat.

Sont inclus : préparations pour boissons à base de cacao; succédanés de café et de thé; extraits et essences de café et de thé.

Sont exclus : chocolat en tablette ou en barre (01.1.8); aliments à base de cacao et préparation pour desserts à base de cacao (01.1.8).

01.2.2 Eaux minérales, boissons rafraîchissantes, jus de fruits et de légumes (ND)

- Eau minérale ou de source; toute eau potable vendue conditionnée;
- Boissons rafraîchissantes, gazeuses ou non : sodas, colas, limonades, etc.;
- Jus de fruits et de légumes;
- Sirops et concentrés pour la préparation de boissons.

Sont exclus : version non alcoolisée de boissons généralement alcooliques, telle que la bière sans alcool (02.1).

02 BOISSONS ALCOOLISÉES, TABAC ET STUPÉFIANTS

02.1 BOISSONS ALCOOLISÉES

Cette classe comprend les boissons alcoolisées achetées pour être consommées à domicile. En sont exclues les boissons non alcoolisées vendues pour consommation immédiate, hors domicile, par les hôtels, les restaurants, les cafés, les bars, les kiosques, les vendeurs ambulants, les distributeurs automatiques, etc. (11.1.1).

Elle comprend les versions non alcoolisées de boissons généralement alcoolisées, telles que la bière sans alcool.

02.1.1 Alcools de bouche (ND)

- Eaux-de-vie, liqueurs et autres spiritueux.

Sont inclus : hydromel; apéritifs autres que les apéritifs à base de vin (02.1.2).

02.1.2 Vin et boissons fermentées (ND)

- Vin et boissons fermentées, cidre et poiré, saké;
- Apéritifs à base de vin, vins enrichis en alcool, champagne et autres vins mousseux.

02.1.3 Bière (ND)

- Bière (blonde, brune, etc.).

Sont inclus : bière à faible teneur en alcool et bière sans alcool; panaché.

02.2 TABAC

Ce groupe comprend tous les achats de tabac par les ménages, y compris ceux effectués dans les restaurants, les cafés, les bars, les stations-service, etc.

02.2.0 Tabac (ND)

- Cigarettes, tabac et papier à cigarette;
- Cigares, tabac pour pipe, tabac à mâcher ou à priser;

Sont exclus : autres articles pour fumeur (12.3.2).

02.3 STUPÉFIANTS

02.3.0 Stupéfiants (ND)

- Cannabis, opium, cocaïne et leurs dérivés;
- Stupéfiants divers d'origine végétale, dont noix de cola, feuilles de bétel et noix d'arec;
- Autres stupéfiants et drogues, y compris chimiques et synthétiques.

03 ARTICLES D'HABILLEMENT ET CHAUSSURES

03.1 ARTICLES D'HABILLEMENT

03.1.1 Tissus pour habillement (SD)

- Tissus (ou étoffes) en fibres naturelles, synthétiques ou mélangées.

Sont exclus : tissus d'ameublement (05.2.0).

03.1.2 Vêtements (SD)

- Vêtements pour hommes, femmes, enfants (3 à 13 ans) et nourrissons (0 à 2 ans), de confection ou sur mesure, en toutes matières (y compris le cuir, la fourrure, le plastique et le caoutchouc), pour tous les jours, pour le sport ou pour le travail :

- Capes, manteaux, imperméables, anoraks, parkas, blousons, vestes, pantalons, gilets, complets, tailleurs, robes, jupes, etc.;
- Chemises, corsages, pull-overs, chandails, gilets, shorts, maillots de bain, survêtements, sweat-shirts, tee-shirts, justaucorps, etc.;
- Tricots de corps, slips, chaussettes, bas, collants, jupons, soutien-gorges, culottes, combinaisons, gaines, corsets, bodys, etc.;
- Pyjamas, chemises de nuit, robes d'intérieur, robes de chambre, peignoirs, etc.;
- Vêtements et chaussons de bébé en textiles.

Sont exclus : bonneterie médicale, dont bas à varices (06.1.2); couches pour bébé (12.1.3).

03.1.3 Autres articles et accessoires d'habillement (SD)

- Cravates, mouchoirs, écharpes, foulards, gants, moufles, manchons, ceintures, bretelles, tabliers, blouses, bavoirs, protège-manches, chapeaux, casquettes, bérets, bonnets, etc.;
- Fils à coudre, fils à tricoter et accessoires de couture (boucles, boutons-pressions, fermetures éclair, rubans, dentelles, passementerie, etc.).

Sont inclus : gants de jardinage et gants de travail; casques de motocyclistes et de cyclistes.

Sont exclus : gants et autres articles en caoutchouc (05.6.1); épingles, épingles de sûreté, aiguilles à coudre, aiguilles à tricoter, dés à coudre (05.6.1); casques de protection pour la pratique d'un sport (09.3.2); autres articles de protection pour la pratique d'un sport (gilets de sauvetage, gants de boxe, vêtements matelassés, ceintures, bandages, etc.) (09.3.2); mouchoirs en papier (12.1.3); montres, bijoux, boutons de manchette, épingles à cravate (12.3.1); cannes, parapluies et ombrelles, éventails, porte-clefs (12.3.2).

03.1.4 Nettoyage, réparation et location d'articles d'habillement (S)

- Nettoyage à sec, blanchissage et teinture de vêtements;
- Reprisage, raccommodage et retouche de vêtements;
- Location de vêtements.

Sont inclus : valeur totale de la réparation (c'est-à-dire le coût de la main-d'œuvre et des fournitures).

Sont exclus : tissus, fils, accessoires, etc. que les ménages achètent dans l'intention d'effectuer eux-mêmes les réparations (03.1.1 ou

03.1.3); raccomodage de linge de maison et autres articles de ménage en textile (05.2.0); nettoyage à sec, blanchissage, teinture et location de linge de maison et autres articles de ménage en textile (05.6.2).

03.2 CHAUSSURES

03.2.1 Chaussures diverses (SD)

– Toutes les chaussures pour hommes, femmes, enfants (3 à 13 ans) et nourrissons (0 à 2 ans), y compris les chaussures de sport pouvant être portées tous les jours ou pour une activité de loisirs (chaussures pour le jogging, le cross, le tennis, le basket-ball, la navigation de plaisance, etc.).

Sont inclus : guêtres, jambières et articles analogues; lacets; fournitures pour chaussures (talons, semelles, etc.) achetés par les ménages dans l'intention de faire des réparations.

Sont exclus : chaussons de bébé en textiles (03.1.2); embauchoirs, chausse-pieds et cirages, crèmes et autres produits de nettoyage pour chaussures (05.6.1); chaussures orthopédiques (06.1.3); chaussures conçues spécialement pour la pratique d'un sport (chaussures de ski, de football, de golf et autres chaussures munies de patins à glace ou à roulettes, de pointes, de crampons, etc.) (09.3.2); protège-tibias et autres accessoires de protection liés à la pratique d'un sport (09.3.2).

03.2.2 Cordonnerie et location de chaussures (S)

– Cordonnerie; services de nettoyage et de cirage de chaussures;
– Location de chaussures.

Sont inclus : valeur totale du service de réparation (c'est-à-dire le coût de la main-d'œuvre et des fournitures).

Sont exclus : parties de chaussure (talons, semelles, etc.) que les ménages achètent dans l'intention d'effectuer eux-mêmes les réparations (03.2.1); cirages, crèmes et autres articles d'entretien des chaussures (05.6.1); réparation (09.3.2) ou location (09.4.1) de chaussures conçues spécialement pour la pratique d'un sport (chaussures de ski, de football, de golf et autres chaussures munies de patins à glace ou à roulettes, de pointes, de crampons, etc.).

04 LOGEMENT, EAU, GAZ, ÉLECTRICITÉ ET AUTRES COMBUSTIBLES

04.1 LOYERS EFFECTIFS

De façon générale, les loyers comprennent le coût de l'utilisation du terrain sur lequel se

trouve la propriété, du logement occupé, des installations de chauffage, de plomberie, d'éclairage, etc., et, dans le cas d'un logement loué meublé, des meubles.

Ils comprennent également le coût de l'utilisation d'un garage de stationnement en relation avec le logement. Il n'est pas nécessaire que le garage soit physiquement contigu au logement; ni qu'il soit loué par le même propriétaire.

Les loyers ne comprennent pas le coût de l'utilisation de garages ou de places de stationnement sans rapport avec le logement (07.2.4). En sont également exclues les charges relatives à l'alimentation en eau (04.4.1), à l'enlèvement des ordures (04.4.2) et à la collecte des eaux usées (04.4.3); les charges de copropriété (gardiennage, jardinage, nettoyage des escaliers, chauffage et éclairage, entretien des ascenseurs et des vide-ordures, etc.) dans les immeubles collectifs (04.4.4); les frais d'électricité (04.5.1) et de gaz (04.5.2); le coût du chauffage et de l'eau chaude fournis par les centrales de chauffage urbain (04.5.5).

04.1.1 Loyers effectivement payés par les locataires (S)

– Loyers effectivement payés par les locataires ou sous-locataires occupant un local non meublé ou meublé en tant que résidence principale.

Sont inclus : paiements effectués par des ménages occupant une chambre dans un hôtel ou une pension en tant que résidence principale.

Sont exclus : services d'hébergement fournis par les établissements d'enseignement et les foyers (11.2.0) et les maisons de retraite (12.4.0).

04.1.2 Autres loyers effectifs (S)

– Loyers effectifs des résidences secondaires.

Sont exclus : services d'hébergement fournis par les villages ou centres de vacances (11.2.0).

04.2 LOYERS FICTIFS

Voir, plus haut, la note de la rubrique 04.1.

04.2.1 Loyers fictifs des propriétaires-occupants (S)

– Loyers fictifs des propriétaires occupant leur résidence principale.

04.2.2 Autres loyers fictifs (S)

– Loyers fictifs des résidences secondaires.
– Loyers fictifs des ménages qui paient un loyer réduit ou sont logés gratuitement.

04.3 ENTRETIEN ET RÉPARATION DES LOGEMENTS

Les travaux d'entretien et de réparation des logements se distinguent par deux caractéris-

tiques : premièrement, ils doivent être effectués régulièrement pour maintenir le logement en bon état; deuxièmement, ils ne modifient pas le fonctionnement, la capacité ou la durée de vie utile du logement.

Il existe deux types de travaux d'entretien et de réparation des logements : les petits travaux (décoration et réparation des installations, etc.) généralement effectués tant par les locataires que par les propriétaires; et les gros travaux (ravalement, réfection du toit, etc.), qui ne sont effectués que par les propriétaires.

Seules les dépenses des locataires ou propriétaires-occupants concernant le matériel et les services nécessaires aux petits travaux d'entretien et de réparation font partie des dépenses de consommation individuelle des ménages. Les dépenses des propriétaires-occupants concernant le matériel et les services nécessaires aux gros travaux n'entrent pas dans cette catégorie.

Le matériel que les locataires ou propriétaires-occupants achètent dans l'intention d'effectuer eux-mêmes les travaux d'entretien ou de réparation sont à inclure à la rubrique 04.3.1. Lorsque les locataires ou les propriétaires-occupants paient une entreprise pour effectuer ces travaux, la valeur totale du service (y compris le coût des fournitures) est à inclure à la rubrique 04.3.2.

04.3.1 Fournitures pour travaux d'entretien et de réparation des logements (ND)

– Produits et matériaux (peintures, vernis, enduits, papiers peints, tentures murales, vitres, plâtre, ciment, mastic, colle à papier peint, etc.) achetés pour effectuer des petits travaux d'entretien et de réparation du logement.

Sont inclus : petits articles de plomberie (tuyaux, robinets, joints, etc.); matériaux de revêtement (lattes de plancher, carreaux de céramique, etc.); pinceaux, brosses et grattoirs à peinture, vernis et papier peint.

Sont exclus : moquette et linoléum (05.1.2); petit outillage, accessoires de porte, prises de courant, fils électriques et ampoules (05.5.2); balais, brosses à récurer, brosses à poussière et produits de nettoyage (05.6.1); produits, matériaux et pièces nécessaires aux gros travaux d'entretien et de réparation (consommation intermédiaire) ou aux travaux d'agrandissement et de transformation du logement (formation de capital).

04.3.2 Services concernant l'entretien et les réparations du logement (S)

– Services fournis par différents corps de métier (plombiers, électriciens, menuisiers, vi-

triers, peintres, décorateurs, cirleurs de parquet, etc.) dans le cadre de petits travaux d'entretien et de réparation du logement.

Sont inclus : valeur totale du service (c'est-à-dire le coût de la main-d'œuvre et des fournitures).

Sont exclus : pièces que les ménages achètent séparément dans l'intention d'effectuer eux-mêmes les travaux d'entretien ou de réparation (04.3.1); services concernant des gros travaux d'entretien et de réparation (consommation intermédiaire) et des travaux d'agrandissement ou de transformation du logement (formation de capital).

04.4 ALIMENTATION EN EAU ET SERVICES DIVERS LIÉS AU LOGEMENT

04.4.1 Alimentation en eau (ND)

– Alimentation en eau.

Sont inclus : dépenses connexes (location de compteur, relevé de compteur, redevances fixes, etc.).

Sont exclus : eau potable vendue conditionnée (01.2.2); eau chaude ou vapeur provenant d'une centrale de chauffage urbain (04.5.5).

04.4.2 Collecte des ordures ménagères (S)

– Enlèvement et traitement des ordures ménagères.

04.4.3 Reprise des eaux usées (S)

– Reprise et traitement des eaux usées.

04.4.4 Services divers liés au logement n.c.a. (S)

– Charges de copropriété (gardiennage, jardinage, nettoyage des escaliers, chauffage et éclairage, entretien des ascenseurs et des vide-ordures, etc.) dans les immeubles collectifs;
– Services relatifs à la sécurité des habitations;
– Déblaiement de la neige et ramonage.

Sont exclus : services ménagers (nettoyage des fenêtres, désinfection, fumigation, dératisation et désinsectisation, etc.) (05.6.2); services de gardes du corps (12.7.0).

04.5 ÉLECTRICITÉ, GAZ ET AUTRES COMBUSTIBLES

04.5.1 Électricité (ND)

– Électricité.

Sont inclus : dépenses connexes (location de compteur, relevé de compteur, redevances fixes, etc.).

04.5.2 Gaz (ND)

– Gaz de ville et gaz naturel;

- Hydrocarbures liquéfiés (butane, propane, etc.).

Sont inclus : dépenses connexes (location de compteur, relevé de compteur, récipients de stockage, redevances fixes, etc.).

04.5.3 Combustibles liquides (ND)

- Fioul domestique (pour le chauffage et l'éclairage).

04.5.4 Combustibles solides (ND)

- Charbon, coke, boulets et briquettes, bois de feu, charbon de bois, tourbe, etc.

04.5.5 Énergie thermique (ND)

- Eau chaude ou vapeur provenant d'une centrale de chauffage urbain.

Sont inclus : dépenses connexes (location de compteur, relevé de compteur, redevances fixes, etc.); glace utilisée pour rafraîchir ou réfrigérer.

05 MEUBLES, ARTICLES DE MÉNAGE ET ENTRETIEN COURANT DU FOYER

05.1 MEUBLES, ARTICLES D'AMEUBLEMENT, TAPIS ET AUTRES REVÊTEMENTS DE SOL

05.1.1 Meubles et articles d'ameublement (D)

- Lits, canapés, divans, tables, chaises, buffets, commodes et étagères;
- Appareils d'éclairage (plafonniers, lampes et lampadaires, globes, lampes de chevet, etc.);
- Tableaux, sculptures, gravures, tapisseries et autres objets d'art, y compris les reproductions d'œuvre d'art et autres objets décoratifs;
- Paravents, cloisons mobiles et autres meubles et appareils.

Sont inclus : frais de livraison et d'installation, le cas échéant; sommiers, matelas, tatamis; meubles de salle de bains; mobilier pour bébé (berceau, chaise haute, parc, etc.); volets; meubles de camping et de jardin; miroirs, bougeoirs et chandeliers.

Sont exclus : Literie et parasols (05.2.0); coffres-forts (05.3.1); articles décoratifs en verre et en céramique (05.4.0); horloges (12.3.1); thermomètres et baromètres muraux (12.3.2); couffins et poussettes (12.3.2); œuvres d'art et mobilier anciens acquis principalement pour servir de réserve de valeur (formation de capital).

05.1.2 Tapis et revêtements de sol divers (D)

- Tapis, moquette, linoléum et autres revêtements de sol analogues.

Sont inclus : pose des revêtements de sol.

Sont exclus : tapis de salle de bains, nattes et paillasons (05.2.0); tapis anciens acquis principalement pour servir de réserve de valeur (formation de capital).

05.1.3 Réparation de meubles, d'articles d'ameublement et de revêtements souples pour le sol (S)

- Réparation de meubles, d'articles d'ameublement et de revêtements souples pour le sol.

Sont inclus : valeur totale du service (c'est-à-dire le coût de la main-d'œuvre et des fournitures); restauration d'œuvres d'art, de mobilier ancien et de tapis anciens autres que ceux acquis principalement pour servir de réserve de valeur (formation de capital).

Sont exclus : fournitures que les ménages achètent séparément dans l'intention d'effectuer eux-mêmes les réparations (05.1.1 ou 05.1.2, selon le cas); nettoyage à sec de tapis (05.6.2).

05.2 ARTICLES DE MÉNAGE EN TEXTILES

05.2.0 Articles de ménage en textiles (SD)

- Tissus d'ameublement, tissu pour rideaux, doubles rideaux, stores, rideaux de porte, etc.;
- Literie (futons, oreillers, traversins, hamacs, etc.);
- Linge de lit (draps, taies d'oreiller, couvertures, couvertures de voyage, plaids, duvets, couvre-lits et moustiquaires);
- Linge de table et de toilette (nappes, serviettes de table, serviettes et gants de toilette, etc.);
- Autres articles de ménage en textiles (cabas, sacs à linge, sacs à chaussures, housses pour vêtements et meubles, drapeaux, parasols, etc.);
- Réparation de ces articles.

Sont inclus : tissu d'ameublement à la coupe; toile cirée; tapis de salle de bains, nattes et paillasons.

Sont exclus : tentures murales (04.3.1); tapisseries (05.1.1); revêtements de sol tels que tapis et moquette (05.1.2); couvertures électriques (05.3.2); housses pour voitures, motocycles, etc. (07.2.1); matelas pneumatiques et sacs de couchage (09.3.2).

05.3 APPAREILS MÉNAGERS

05.3.1 Gros appareils ménagers, électriques ou non (D)

- Réfrigérateurs, congélateurs et réfrigérateurs-congélateurs;
- Lave-linge, sèche-linge, armoires sèche-linge, lave-vaisselle, machines à repasser;

- Cuisinières, rôtissoires, plaques de cuisson, réchauds, fours et fours à micro-ondes;
- Climatiseurs, humidificateurs, appareils de chauffage, chauffe-eau, ventilateurs et hottes aspirantes;
- Aspirateurs, nettoyeurs à vapeur, shampooineuses et machines à décaper, cirer et polir les parquets;
- Autres gros appareils ménagers (coffres-forts, machines à coudre, machines à tricoter, adoucisseurs d'eau, etc.).

Sont inclus : livraison et installation des appareils, le cas échéant.

Sont exclus : appareils encastrés dans la structure du bâtiment (formation de capital).

05.3.2 Petits appareils électroménagers (SD)

- Moulins à café, cafetières électriques, centrifugeuses, ouvre-boîtes, mixeurs, friteuses, grils, couteaux, grille-pain, sorbetières, yaourtières, plaques chauffantes, fers à repasser, bouilloires, ventilateurs mobiles, couvertures électriques, etc.

Sont exclus : petits appareils ménagers non électriques et ustensiles de cuisine (05.4.0); balances de ménage (05.4.0); pèse-personnes et pèse-bébés (12.1.3).

05.3.3 Réparation d'appareils ménagers (S)

- Réparation d'appareils ménagers.

Sont inclus : valeur totale du service (c'est-à-dire le coût de la main-d'œuvre et des fournitures); frais de crédit-bail et de location de gros appareils électroménagers.

Sont exclus : fournitures que les ménages achètent séparément dans l'intention d'effectuer eux-mêmes les réparations (05.3.1 ou 05.3.2, selon le cas).

05.4 VERRERIE, VAISSELLE ET USTENSILES DE MÉNAGE

05.4.0 Verrerie, vaisselle et ustensiles de ménage (SD)

- Verrerie, cristallerie, céramique et porcelaine utilisées pour la table, la cuisine, la salle de bains, les toilettes, au bureau et pour la décoration;
- Articles de coutellerie, couverts et argenterie;
- Ustensiles de cuisine non électriques, quelle qu'en soit la matière (casseroles, cocottes, autocuiseurs, poêles, moulins à café, presse-purée, hachoirs, chauffe-plats, balances de ménages et autres ustensiles mécaniques analogues);
- Articles ménagers non électriques, quelle qu'en soit la matière, telles que boîtes à

pain, à café, à épices, etc.; poubelles, corbeilles à papier, paniers à linge, cassettes et coffres-forts portatifs, porte-serviettes, casiers à bouteille, fers à repasser non électriques et planches; boîtes aux lettres, bibecons, bouteilles thermos et glacières;

- Réparation de ces articles.

Sont exclus : appareils d'éclairage (05.1.1); appareils électroménagers inclus dans 05.3.1 ou 05.3.2; vaisselle en carton (05.6.1); pèse-personnes et pèse-bébés (12.1.3); cendriers (12.3.2).

05.5 OUTILLAGE ET AUTRE MATÉRIEL POUR LA MAISON ET LE JARDIN

05.5.1 Gros outillage et matériel (D)

- Outillage et matériel motorisés (perceuses, scies, ponceuses et taille-haies électriques, tracteurs de jardin, tondeuses à gazon, motoculteurs, tronçonneuses et pompes à eau);
- Réparation de ces articles.

Sont inclus : frais de crédit-bail ou de location d'outillage et de matériel de bricolage.

05.5.2 Petit outillage et accessoires divers (SD)

- Outils à main (scies, marteaux, tournevis, clefs, pinces, cisailles, râpes et limes, etc.);
- Outils de jardinage (brouettes, arrosoirs, tuyaux d'arrosage, bêches, pelles, râtaeux, fourches, faux, faucilles et sécateurs);
- Échelles et escabeaux;
- Accessoires de porte (gonds, poignées et serrures), accessoires de radiateurs et cheminées, autres articles en métal pour la maison (tringles à rideaux, baguettes pour moquette, crochets, etc.) ou pour le jardin (chaînes, grillage, piquets et autre matériel pour clôtures et bordures);
- Petits accessoires électriques (prises de courant, interrupteurs, fils électriques, ampoules, tubes fluorescents, torches électriques, lampes de poche, piles électriques d'usage courant, sonnettes et alarmes, etc.);
- Réparation de ces articles.

05.6 BIENS ET SERVICES LIÉS À L'ENTRETIEN COURANT DU FOYER

05.6.1 Biens d'équipement ménager non durables (ND)

- Produits de nettoyage et d'entretien (savons, lessives en poudre ou liquides, poudres à récurer, détergents, eau de Javel, adoucissants, assouplissants, produits à nettoyer les vitres, cires, encaustiques, teintures, déboucheurs, désinfectants, insecticides, fongicides, eau distillée, etc.);

- Articles de nettoyage (balais, brosses, pelles, plumeaux, balais et chiffons à poussière, torchons, serpillières, éponges de ménage, tampons à récurer, paille de fer, peau de chamois, etc.);
- Produits en papier (filtres, nappes et serviettes, essuie-tout, sacs à aspirateurs et vaisselle en carton, etc.), papier d'aluminium et sacs-poubelles en plastique;
- Autres articles de ménage non durables (allumettes, bougies, mèches de lampe, alcool à brûler, pinces à linge, porte-manteaux, épingles, épingles de sûreté, aiguilles à coudre, aiguilles à tricoter, dés à coudre, clous, vis, écrous et boulons, punaises, joints, colle et rubans adhésifs à usage ménager, corde, ficelle, gants en caoutchouc, etc.).

Sont inclus : cirages, crèmes et autres articles de nettoyage des chaussures; extincteurs de ménage.

Sont exclus : pinceaux, brosses et grattoirs à peinture, vernis et papier peint (04.3.1); extincteurs pour véhicules (07.2.1); produits destinés spécialement au nettoyage et à l'entretien de véhicules (peintures, produits pour nettoyer les chromes, matériaux d'étanchéité, produits de nettoyage des carrosseries); produits horticoles pour l'entretien des jardins d'ornement (09.3.3); mouchoirs en papier, papier hygiénique, savons de toilette, éponges de toilette et autres produits d'hygiène corporelle (12.1.3).

05.6.2 Services domestiques et services ménagers (S)

- Services domestiques fournis par du personnel rémunéré employé à titre privé (majordomes, cuisiniers, bonnes, chauffeurs, jardiniers, gouvernantes, secrétaires, précepteurs, jeunes au pair, etc.);
- Services analogues (dont garde d'enfant et ménage) fournis par des entreprises ou des travailleurs indépendants;
- Services ménagers (nettoyage des vitres, désinfection, fumigation, désinsectisation et dératisation, etc.);
- Nettoyage à sec, blanchissage et teinture de linge de maison, d'articles de ménage en textile et de tapis;
- Location de meubles, d'articles d'ameublement, de tapis, d'appareils ménagers et de linge de maison.

Sont exclus : nettoyage à sec, blanchissage et teinture de vêtements (03.1.4); collecte des ordures (04.4.2); reprise des eaux usées (04.4.3); charges de copropriété (gardiennage, jardinage, nettoyage des escaliers, chauffage et éclairage, entretien des ascenseurs et des vide-ordures, etc.) dans les immeubles collectifs (04.4.4); ser-

vices relatifs à la sécurité des habitations (04.4.4); déblaiement de la neige et ramonage (04.4.4); services de déménagement et de garde-meubles (07.3.6); services de nourrice, crèches, garderies et autres établissements d'accueil des enfants (12.4.0); gardes du corps (12.7.0).

06 SANTÉ

Cette division comprend également les services de santé fournis par les centres de santé scolaires et universitaires.

06.1 PRODUITS, APPAREILS ET MATÉRIELS MÉDICAUX

Ce groupe comprend les médicaments, les prothèses, le matériel et les appareils médicaux et autres produits en rapport avec la santé achetés par des particuliers ou des ménages, sur ou sans ordonnance, généralement auprès de pharmaciens ou de fournisseurs de matériel médical. Ces articles sont destinés à être consommés ou utilisés en dehors des établissements de santé. Lorsqu'ils sont fournis directement à des patients non hospitalisés par des médecins, des dentistes ou du personnel paramédical ou à des patients hospitalisés par des hôpitaux, etc., ils sont classés, selon le cas, dans les services ambulatoires (06.2) ou dans les services hospitaliers (06.3).

06.1.1 Produits pharmaceutiques (ND)

- Préparations pharmaceutiques, médicaments, spécialités pharmaceutiques, sérums et vaccins, vitamines et oligo-éléments, huile de foie de morue et de flétan, contraceptifs oraux.

Sont exclus : produits vétérinaires (09.3.4); articles d'hygiène corporelle tels que les savons médicinaux (12.1.3).

06.1.2 Produits médicaux divers (ND)

- Thermomètres médicaux, pansements adhésifs et non adhésifs, seringues hypodermiques, trousse de premier secours, bouillottes et poches de glace, bonneterie médicale (bas à varices, genouillères, etc.), tests de grossesse, préservatifs et autres contraceptifs mécaniques.

06.1.3 Appareils et matériel thérapeutiques (D)

- Lunettes de vue et lentilles de contact, aides auditives, œil de verre, membres artificiels et autres prothèses diverses, appareils, bandes, chaussures et ceintures orthopédiques, bandages et supports herniaires, minerves, matériel de massage médical et lampes thérapeutiques, fauteuils roulants et

- voitures d'invalides motorisés ou non, lits «spéciaux», béquilles, appareils électroniques et autres servant à surveiller la tension artérielle, etc.;
- Réparation de ces articles.

Sont inclus : prothèses dentaires (mais non les frais de pose).

Sont exclus : location de matériel thérapeutique (06.2.3); lunettes, ceintures et bandes de protection liées à la pratique d'un sport (09.3.2); lunettes de soleil non correctives (12.3.2).

06.2 SERVICES AMBULATOIRES

Ce groupe comprend les services médicaux, dentaires et paramédicaux fournis directement aux patients non hospitalisés par les médecins, les dentistes, les auxiliaires médicaux et les membres des professions paramédicales. Ces services peuvent être assurés à domicile, chez le médecin, dans un cabinet médical, dans un dispensaire ou dans les services de consultation externe des hôpitaux et autres établissements de santé.

Les services ambulatoires comprennent les médicaments, les prothèses, les appareils et le matériel médicaux et autres produits liés à la santé que les médecins, les dentistes, le personnel paramédical et les auxiliaires médicaux fournissent directement aux patients non hospitalisés.

Les services médicaux, dentaires et paramédicaux fournis par les hôpitaux et autres établissements de soins à des patients hospitalisés sont classés dans les services hospitaliers (06.3).

06.2.1 Services médicaux (S)

- Consultations de médecins généralistes ou spécialistes.

Sont inclus : services d'orthodontiste.

Sont exclus : services de laboratoires d'analyses médicales et de centres de radiologie (06.2.3); services des praticiens de la médecine traditionnelle (06.2.3).

06.2.2 Services dentaires (S)

- Services de dentistes, spécialistes de l'hygiène buccale et autres auxiliaires dentaires.

Sont inclus : frais de pose des prothèses dentaires.

Sont exclus : prothèses dentaires (06.1.3); services d'orthodontiste (06.2.1); services de laboratoires d'analyses médicales et de centres de radiologie (06.2.3).

06.2.3 Services paramédicaux (S)

- Services des laboratoires d'analyses médicales et des centres de radiologie;

- Services d'infirmiers et de sages-femmes indépendants;
- Services d'acupuncteurs, de chiropracteurs et d'ostéopathes, d'optométristes, de physiothérapeutes, d'orthophonistes, etc., indépendants;
- Kinésithérapie;
- Cures thermales ou thalassothérapie ambulatoires (autres que services fournis par les hôpitaux);
- Services d'ambulance (autres que ceux fournis par les hôpitaux);
- Location de matériel thérapeutique.

Sont inclus : services des praticiens de la médecine traditionnelle.

06.3 SERVICES HOSPITALIERS

L'hospitalisation s'entend du séjour d'un patient dans un hôpital pour la durée du traitement. Le terme recouvre aussi les services des hôpitaux de jour, l'hospitalisation à domicile et les services des établissements d'accueil pour malades incurables.

Ce groupe comprend les services des centres hospitaliers et des hôpitaux spécialisés, des centres de soins médicaux et des maternités, les services des maisons de santé, de repos et de convalescence qui assurent essentiellement des soins en régime hospitalier, et les services d'établissements pour personnes âgées dans lesquels le suivi médical constitue un élément essentiel, et des centres de rééducation qui accueillent des patients en régime hospitalier et dont l'objectif est de dispenser un traitement plutôt que d'assurer séjour et assistance.

Les hôpitaux s'entendent d'établissements où les patients sont soignés sous la supervision directe de médecins. Les centres de soins médicaux, les maternités, les maisons de repos et les maisons de santé traitent également des patients qui séjournent dans l'établissement, mais les soins y sont supervisés et souvent dispensés par du personnel moins qualifié que les médecins.

Ce groupe ne comprend pas les services d'établissements tels que les infirmeries, cabinets et dispensaires qui assurent uniquement des services ambulatoires (06.2). Il ne comprend pas non plus les maisons de retraite, les établissements pour personnes handicapées et les centres de rééducation assurant essentiellement séjour et assistance (12.4).

06.3.0 Services hospitaliers (S)

- Fourniture des services suivants aux patients hospitalisés :
- Services de base : administration; hébergement, restauration; surveillance et soins assurés par du personnel non spécialisé (aides-soi-

- gnants); premiers soins et réanimation; transport par ambulance; distribution de médicaments et autres produits pharmaceutiques; fourniture d'appareils et de matériel thérapeutiques;
- Services médicaux : services de médecins généralistes et spécialistes, de chirurgiens et de dentistes; analyses médicales et radiologie; services paramédicaux (services d'infirmiers, de sages-femmes, de chiropracteurs, d'optométristes, de physiothérapeutes, d'orthophonistes, etc.).
- 07 TRANSPORTS**
- 07.1 ACHAT DE VÉHICULES**
Les achats de véhicules de plaisance (autocaravanes, caravanes, remorques, avions et bateaux, etc.) entrent dans la rubrique 09.2.1.
- 07.1.1 Voitures automobiles (D)**
– Voitures automobiles de tourisme (y compris les breaks, monospaces, etc.) à deux ou quatre roues motrices.
Sont exclus : voitures d'invalides (06.1.3); autocaravanes (09.2.1); voiturettes de golf (09.2.1).
- 07.1.2 Motocycles (D)**
– Motocycles de tous types, scooters et cyclomoteurs.
Sont inclus : side-cars; motoneiges.
Sont exclus : voitures d'invalides (06.1.3); voiturettes de golf (09.2.1).
- 07.1.3 Bicyclettes (D)**
– Bicyclettes et tricycles en tous genres.
Sont inclus : cyclopushes.
Sont exclus : cycles jouets (09.3.1).
- 07.1.4 Véhicules à traction animale**
– Véhicules à traction animale.
Sont inclus : animaux tirant le véhicule et matériel connexe (jougs, colliers, harnais, brides, guides, etc.).
Sont exclus : chevaux et poneys, voitures hippomobiles et matériel connexe à usage récréatif (09.2.1).
- 07.2 DÉPENSES D'UTILISATION DES VÉHICULES**
Les pièces de rechange, accessoires ou lubrifiants que les ménages achètent dans l'intention d'effectuer eux-mêmes des travaux d'entretien et de réparation, ou toute autre intervention, sont à classer, selon le cas, dans les rubriques 07.2.1 ou 07.2.2. Lorsque les ménages paient une entreprise pour assurer l'entretien, la réparation ou la pose de ces articles, la valeur totale du service (coût des pièces comprises) est à inclure dans la rubrique 07.2.3.
- 07.2.1 Pièces de rechange et accessoires pour véhicules de tourisme (SD)**
– Pneus (neufs, d'occasion ou rechapés), chambres à air, bougies d'allumage, amortisseurs, filtres, pompes et autres pièces de rechange ou accessoires pour véhicule particulier.
Sont inclus : extincteurs pour véhicules; produits expressément destinés au nettoyage et à l'entretien de véhicules (peintures, produits pour nettoyer les chromes, matériaux d'étanchéité et produits d'entretien de la carrosserie; housses pour voitures, motocycles, etc.).
Sont exclus : casques de motocyclistes et de cyclistes (03.1.3); produits non spécifiquement destinés au nettoyage et à l'entretien de véhicules (eau distillée, éponges, peaux de chamois, détergents, etc.) (05.6.1); frais de pose des pièces de rechange et des accessoires et frais de peinture, de lavage et de polissage de la carrosserie (07.2.3); radiotéléphones (08.2.0); autoradios (09.1.1); sièges-autos pour bébés (12.3.2).
- 07.2.2 Carburants et lubrifiants pour véhicules de tourisme (ND)**
– Essence et autres carburants (gazole, gaz de pétrole liquéfié, alcool et mélanges pour moteur à deux temps, etc.);
– Lubrifiants, liquides de frein et d'embrayage, liquides de refroidissement et additifs.
Sont inclus : carburant nécessaire au gros outillage et au matériel visés à la rubrique 05.5.1 et aux véhicules de plaisance visés à la rubrique 09.2.1.
Sont exclus : frais de vidange et de graissage (07.2.3).
- 07.2.3 Entretien et réparation de véhicules particuliers (S)**
– Services liés à l'entretien et à la réparation de véhicules particuliers (pose de pièces de rechange et d'accessoires, équilibrage des roues, inspection technique, dépannage, vidange, graissage et lavage).
Sont inclus : valeur totale du service (c'est-à-dire le coût de la main-d'œuvre et des matériaux).
Sont exclus : pièces de rechange, accessoires ou lubrifiants que les ménages achètent séparément dans l'intention d'effectuer eux-mêmes les travaux d'entretien ou de réparation (07.2.1 ou 07.2.2); contrôle technique automobile (07.2.4).

07.2.4 Services divers liés aux véhicules particuliers (S)

- Location de garages ou de places de stationnement non liés au logement;
- Péages (ponts, tunnels, bacs, autoroutes) et parcmètres;
- Leçons de conduite, examen du permis de conduire et permis de conduire;
- Contrôle technique automobile;
- Location de voiture sans chauffeur.

Sont exclus : location de voiture avec chauffeur (07.3.2); frais d'assurance de véhicule de tourisme (12.5.4).

07.3 SERVICES DE TRANSPORT

Les services entrant dans cette catégorie sont généralement classés par mode de transport. Les achats de titres de transport couvrant au moins deux modes de transport (autobus et métro ou train et bac, par exemple) sont à inclure dans la rubrique 07.3.5 lorsqu'il n'est pas possible d'établir la part revenant à chaque mode dans le coût total du billet.

Les dépenses ayant trait à des repas, collations, boissons ou rafraîchissements et les frais d'hébergement entrent dans cette catégorie s'ils sont compris dans le billet et non facturés séparément. Sinon, ils doivent être classés à la division 11.

Les services de transport scolaire sont inclus, mais les services d'ambulance sont exclus (06.2.3).

07.3.1 Transport ferroviaire de passagers (S)

- Transport de personnes, voyageant seules ou en groupe, et de bagages par train, tramway et métro.

Sont inclus : transport de véhicules de tourisme.

Sont exclus : transport en funiculaire (07.3.6).

07.3.2 Transport routier de passagers (S)

- Transport de personnes, voyageant seules ou en groupe, et de bagages par autobus, autocar, taxi ou voiture de louage avec chauffeur.

07.3.3 Transport aérien de passagers (S)

- Transport de personnes, voyageant seules ou en groupe, et de bagages par avion ou hélicoptère.

07.3.4 Transport maritime et fluvial de passagers (S)

- Transport de personnes, voyageant seules ou en groupe, et de bagages par navire, bateau, bac, hydroglisseur et hydroptère.

Sont inclus : transport de véhicules de tourisme.

07.3.5 Transport combiné de passagers (S)

- Transport de personnes, voyageant seules ou en groupe, et de bagages par au moins deux modes de transport, lorsqu'il n'est pas possible d'établir la part revenant à chaque mode de transport.

Sont inclus : transport de véhicules de tourisme.

Sont exclus : forfaits touristiques (09.6.0).

07.3.6 Services de transport divers (S)

- Transport par funiculaire, téléphérique et télésiège;
- Services de déménagement et de garde-meuble;
- Services de porteur, de consigne et d'expédition de bagages;
- Commissions d'agents de voyage, lorsqu'elles sont facturées séparément.

Sont exclus : transport en téléphérique et télésiège dans les stations de ski et les centres de vacances (09.4.1).

08 COMMUNICATIONS

08.1 SERVICES POSTAUX

08.1.0 Services postaux (S)

- Frais d'expédition de lettres, cartes postales et colis;
- Expédition de lettres et colis personnels.

Sont inclus : l'achat de timbres postaux non oblitérés, cartes postales et aérogrammes préaffranchis.

Sont exclus : l'achat de timbres oblitérés (09.3.1); les services financiers des bureaux de poste (12.6.2).

08.2 MATÉRIEL DE TÉLÉPHONIE ET DE TÉLÉCOPIE

08.2.0 Matériel de téléphonie et de télécopie (D)

- Achat de postes téléphoniques, radiotéléphones, télécopieurs, répondeurs et hauts-parleurs téléphoniques;
- Frais de réparation du matériel de téléphonie et de télécopie.

Sont exclus : les systèmes de télécopie et de messagerie vocale installés sur ordinateur individuel (09.1.3).

08.3 SERVICES DE TÉLÉPHONIE ET DE TÉLÉCOPIE

08.3.0 Services de téléphonie et de télécopie (S)

- Frais d'installation et d'abonnement relatifs au matériel téléphonique personnel;
- Communications téléphoniques à partir d'un poste privé ou public (cabine publique, cabine de bureau de poste, etc.); communica-

- tions téléphoniques à partir d'hôtels, de cafés, de restaurants, etc.;
- Services de télégraphie, télex et télécopie;
 - Services de renseignement par téléphone ou minitel; connexions à Internet;
 - Location de postes téléphoniques, télécopieurs, répondeurs et hauts-parleurs téléphoniques.

Sont inclus : les services de radiotéléphonie et de radiotélégraphie et les services radiotélex.

09 LOISIRS ET CULTURE

09.1 MATÉRIEL AUDIOVISUEL, PHOTOGRAPHIQUE ET DE TRAITEMENT DE L'INFORMATION

09.1.1 Matériel de réception, d'enregistrement et de reproduction du son et de l'image (D)

- Postes de télévision, magnétoscopes, antennes de télévision de tous types;
- Postes de radio, autoradios, radios-réveils, émetteurs-récepteurs radiophoniques et émetteurs-récepteurs pour radioamateurs;
- Électrophones, lecteurs de bandes et de cassettes, magnétophones à bandes et à cassettes, lecteurs de disques compacts, baladeurs, chaînes stéréo et éléments composant ces appareils (platines de tourne-disques, syntoniseurs, amplificateurs, hauts-parleurs, etc.), microphones et écouteurs.

Sont exclus : les caméras vidéo, les caméscopes et les caméras à prise de son intégrée (09.1.2).

09.1.2 Matériel photographique et cinématographique et appareils optiques (D)

- Appareils photographiques, caméras cinématographiques et caméras à prise de son intégrée, caméras vidéo et caméscopes, projecteurs de films et de diapositives, agrandisseurs et matériel de développement, accessoires (écrans, visionneuses, lentilles, flashes, filtres, posemètres, etc.);
- Jumelles, microscopes, télescopes et boussoles.

09.1.3 Matériel de traitement de l'information (D)

- Ordinateurs individuels et écrans de visualisation, imprimantes, et accessoires connexes divers; logiciels et progiciels (systèmes d'exploitation, applications, langages, etc.);
- Calculatrices, y compris les calculettes;
- Machines à écrire et machines de traitement de texte.

Sont inclus : les systèmes de télécopie et de messagerie vocale installés sur ordinateur individuel.

Sont exclus : les disquettes et CD-ROM préenregistrés servant de support à des livres et des encyclopédies numérisés, des méthodes d'apprentissage des langues, des présentations multimédias (09.1.4); les logiciels de jeu vidéo (09.3.1); les consoles de jeu vidéo se branchant sur un poste de télévision (09.3.1); les rubans encreurs pour machines à écrire (09.5.4); les cartouches d'encre pour photocopieuses et imprimantes (09.5.4); les règles à calcul (09.5.4).

09.1.4 Supports d'enregistrement (SD)

- Disques et disques compacts;
- Supports préenregistrés : bandes et cassettes audio, cassettes vidéo, disquettes et CD-ROM pour magnétophones à bandes et à cassettes, magnétoscopes et ordinateurs individuels;
- Supports vierges : bandes et cassettes audio, cassettes vidéo, disquettes et CD-ROM pour magnétophones à bandes et à cassettes, magnétoscopes et ordinateurs individuels;
- Pellicules, chargeurs et disques photographiques et cinématographiques (vierges);

Sont inclus : les bandes et CD-ROM préenregistrés contenant des romans, des pièces de théâtre, de la poésie; les disquettes et CD-ROM préenregistrés servant de support à des livres et des encyclopédies numérisés, des méthodes d'apprentissage des langues, des présentations multimédias; les fournitures photographiques telles que papier et lampes flashes; les pellicules vierges dont les frais de développement sont compris dans le prix d'achat sans être isolés.

Sont exclus : les logiciels et progiciels (systèmes d'exploitation, applications, langages, etc.); les piles (05.5.2); les logiciels (09.1.3); les logiciels de jeu, les cassettes et CD-ROM de jeux vidéo (09.3.1); le développement des pellicules et le tirage des photographies (09.4.2).

09.1.5 Réparation de matériel audiovisuel, photographique et de traitement de l'information (S)

- Réparation de matériel audiovisuel, photographique et de traitement de l'information.

Sont inclus : la valeur totale du service (c'est-à-dire le coût de la main-d'œuvre et des pièces).

Sont exclus : le matériel acheté par des ménages ayant l'intention d'effectuer eux-mêmes des réparations (09.1.1), (09.1.2) ou (09.1.3).

09.2 AUTRES BIENS DURABLES À FONCTION RÉCRÉATIVE ET CULTURELLE

09.2.1 Biens durables pour loisirs de plein air (D)

- Autocaravanes, caravanes et remorques;
- Avions, U.L.M., planeurs, deltaplanes et montgolfières;
- Bateaux, moteurs hors-bord, voiles, gréement et superstructures;
- Chevaux et poneys, véhicules hippomobiles et accessoires connexes (harnais, brides, rênes, selles, etc.);
- Gros matériel récréatif et sportif tels que les canoës, kayaks, et planches à voile, le matériel de plongée et les voiturettes de golf.

Sont inclus : l'accastillage des bateaux et l'équipement des autocaravanes, caravanes, etc.

Sont exclus : les chevaux et poneys, les véhicules hippomobiles et les accessoires connexes à usage privé (07.1.4), les canots et radeaux pneumatiques, ainsi que les piscines gonflables pour enfants ou pour la plage (09.3.2).

09.2.2 Instruments de musique et biens durables destinés aux loisirs d'intérieur (D)

- Instruments de musique de toutes tailles, y compris les instruments de musique électriques, tels que les pianos, orgues, violons, guitares, batteries, trompettes, clarinettes, flûtes, flûtes à bec, harmonicas, etc.;
- Tables de billard, tables de ping-pong, billards électriques, machines à jeux, etc.

Sont exclus : les jouets (09.3.1).

09.2.3 Entretien et réparation des autres biens durables à fonction récréative et culturelle (S)

- Entretien et réparation d'autres biens durables à fonction récréative et culturelle.

Sont inclus : la valeur totale du service (c'est-à-dire le coût de la main-d'œuvre et des pièces); le remisage des bateaux, autocaravanes, caravanes, etc., en hiver; les services de hangar pour les avions privés; le stationnement de bateaux en port de plaisance; les services vétérinaires ou autres (pension, services de maréchal-ferrant) pour chevaux et poneys achetés pour l'équitation.

Sont exclus : les carburants destinés aux véhicules de plaisance (07.2.2); les fournitures achetées par des ménages ayant l'intention d'effectuer eux-mêmes l'entretien ou les réparations (09.2.1), (09.2.2); les services vétérinaires et autres pour animaux de compagnie (09.3.5).

09.3 AUTRES ARTICLES ET MATÉRIEL DE LOISIRS, DE JARDINAGE ET ANIMAUX DE COMPAGNIE

09.3.1 Jeux, jouets et passe-temps (SD)

- Jeux de cartes, jeux de société, jeux d'échecs, etc.;
- Jouets de tous types, y compris les poupées, les jouets en matière souple, les voitures, trains, cycles jouets, les jeux de construction, les puzzles, la pâte à modeler, les jeux électroniques, les masques, déguisements, farces et attrapes, les bibelots, les feux d'artifice et fusées, les guirlandes et décorations pour arbres de Noël;
- Articles de philatélie (timbres oblitérés, albums de timbres, etc.), autres articles de collection (pièces, médailles, minéraux, spécimens zoologiques et botaniques, etc.) et autres instruments et articles de loisirs n.c.a.

Sont inclus : les logiciels de jeu vidéo; les consoles de jeu vidéo se branchant sur un poste de télévision; les cassettes et CD-ROM de jeux vidéo.

Sont exclus : les articles de collection entrant dans la catégorie des œuvres d'art ou des antiquités (05.1.1); les timbres postaux non oblitérés (08.1.0); les arbres de Noël (09.3.3); les albums de découpages pour enfants (09.5.1).

09.3.2 Articles de sport, matériel de camping et matériel pour activités de plein air (SD)

- Articles de sport et matériel pour la gymnastique et l'éducation physique tels que les balles, volants, filets, raquettes, battes, skis, clubs de golf, fleurets, sabres, perches, poids, disques, javelots, haltères, extenseurs pour pectoraux et autres articles pour la musculation;
- Parachutes et équipements connexes;
- Armes à feu et munitions pour la chasse, le sport et l'autodéfense;
- Cannes à pêche et autres articles de pêche;
- Articles de plage et matériel pour jeux de plein air tels que boules, croquet, frisbee, volley-ball, canots et radeaux pneumatiques et piscines gonflables;
- Matériel de camping tel que les tentes et accessoires connexes, sacs de couchage, sacs à dos, matelas pneumatiques et gonfleurs, réchauds de camping et barbecues;
- Réparation de ces articles.

Sont inclus : les chaussures conçues spécialement en vue de la pratique d'une activité sportive (chaussures de ski, chaussures de football, chaussures de golf et autres chaussures munies de patins à glace ou à roulettes, de pointes, de crampons, etc.); casques de protection pour la pratique de sports; autres articles de protection

pour la pratique de sports tels que les gilets de sauvetage, gants de boxe, vêtements matelassés, protège-tibias, lunettes, ceintures, bandages, etc.

Sont exclus : les casques de motocyclistes et de cyclistes (03.1.3); le mobilier de camping et de jardin (05.1.1).

09.3.3 Produits pour jardins, plantes et fleurs (ND)

– Fleurs et feuillages naturels ou artificiels, plantes, arbustes et arbrisseaux, bulbes, tubercules, graines, gazon en plaques, engrais, composts, tourbes, terreaux et terres horticoles, préparations horticoles, pots et bacs.

Sont inclus : les arbres de Noël naturels et artificiels; les frais de livraison des fleurs et plantes.

Sont exclus : les gants de jardinage (03.1.3); les services de jardinage (04.4.4) ou (05.6.2); le matériel de jardinage (05.5.1); les outils de jardinage (05.5.2); les insecticides et pesticides de ménage (05.6.1).

09.3.4 Animaux de compagnie et articles connexes (ND)

– Animaux de compagnie, aliments et produits vétérinaires et de toilettage pour animaux de compagnie, colliers, laisses, niches, cages à oiseaux, aquariums, litière pour chats, etc.

Sont exclus : les chevaux et poneys (07.1.4) ou (09.2.1); les services vétérinaires (09.3.5).

09.3.5 Services vétérinaires et autres services pour animaux de compagnie (S)

– Services vétérinaires et autres services pour animaux de compagnie tels que le toilettage, la garde, le tatouage et le dressage.

Sont exclus : les services vétérinaires et autres (pension, services de maréchal-ferrant, etc.) pour les chevaux et poneys achetés pour l'équitation (09.2.3).

09.4 SERVICES RÉCRÉATIFS ET CULTURELS

09.4.1 Services récréatifs et sportifs (S)

Services fournis par :

- Stades, hippodromes, circuits de course auto-moto, vélodromes, etc.;
- Patinoires, piscines, terrains de golf, gymnases et autres centres de culture physique, courts de tennis, terrains de squash et salles de bowling;
- Fêtes foraines et parcs d'attraction;
- Manèges, balançoires et autres équipements de terrains de jeux pour enfants;
- Billards électriques et autres jeux destinés aux adultes, à l'exception des jeux de hasard;
- Pistes de ski, remontées mécaniques et installations analogues;

– Location de matériel et accessoires de sport et de loisirs, tels que les avions, les bateaux, les chevaux, les skis et le matériel de camping;

– Cours particuliers ou collectifs de bridge, échecs, aérobic, danse, musique, patinage, ski, natation et autre, organisés dans un cadre extrascolaire;

– Services de guides de montagne, guides touristiques, etc.;

– Assistance pour la navigation de plaisance.

Sont inclus : la location de chaussures conçues spécialement en vue de la pratique d'une activité sportive (chaussures de ski, chaussures de football, chaussures de golf et autres chaussures munies de patins à glace ou à roulettes, de pointes, de crampons, etc.).

Sont exclus : le transport par téléphérique ou télésiège hors des stations de ski ou des centres de villégiature (07.3.6).

09.4.2 Services culturels (S)

Services fournis par les :

– Salles de cinéma, théâtres, opéras, salles de concert, music-halls, cirques, spectacles de sons et lumière;

– Musées, bibliothèques, galeries d'art, salles d'exposition;

– Monuments historiques, parcs nationaux, jardins zoologiques et botaniques, aquariums;

– Location de matériel et accessoires à fonction culturelle, tels que les postes de télévision, cassettes vidéo, etc.;

– Télévision et radio, en particulier les redevances et abonnements;

– Services de photographes, tels que le développement de pellicules, le tirage et l'agrandissement de photographies, la réalisation de portraits et de photographies de mariage, etc.

Sont inclus : les services des musiciens, clowns et artistes se produisant dans des réceptions privées.

09.4.3 Jeux de hasard (S)

– Rémunération des services des preneurs de paris, totalisateurs, casinos et autres établissements de jeu, machines à jeux, salles de bingo, loteries par grattage et tirage, tombolas et sweepstakes, etc. (par rémunération d'un service, on entend la différence entre le prix d'achat des billets de loterie ou de placement des paris et le montant versé aux gagnants).

09.5 JOURNAUX, LIVRES ET ARTICLES DE PAPETERIE

09.5.1 Livres (SD)

– Livres, y compris les atlas, dictionnaires, encyclopédies, manuels, guides et partitions.

- Sont inclus* : les albums de découpages et albums pour enfants; la reliure d'ouvrages.
- Sont exclus* : les bandes et CD-ROM préenregistrés contenant des romans, des pièces de théâtre, de la poésie (09.1.4); les disquettes et CD-ROM préenregistrés servant de support à des livres et des encyclopédies numérisés, des méthodes d'apprentissage des langues, des présentations multimédias (09.1.4); les albums de timbres (09.3.1).
- 09.5.2 Journaux et publications périodiques (ND)**
– Journaux, revues et autres publications périodiques.
- 09.5.3 Imprimés divers (ND)**
– Catalogues et imprimés publicitaires;
– Affiches, cartes postales, illustrées ou non; calendriers;
– Cartes de vœux et cartes de visite, faire-part et autres cartes préimprimées;
– Cartes et globes.
Sont exclus : les cartes postales et aérogrammes préaffranchis (08.1.0); les albums de timbres (09.3.1).
- 09.5.4 Papeterie et matériel de dessin (ND)**
– Blocs-notes, enveloppes, livres comptables, carnets de notes, agendas, etc.;
– Stylos, crayons, stylos à plume, stylos et crayons à bille, stylos à feutre, encre, gommes, taille-crayons, etc.;
– Stencils, papier carbone, rubans pour machine à écrire, tampons encreurs, liquides correcteurs, etc.;
– Perforateurs à papier, massicots, ciseaux à papier, colles à papier et adhésifs, agrafeuses et agrafes, trombones, punaises, etc.;
– Matériel de dessin et de peinture tels que toiles, papier, carton, peintures, crayons à dessin, pastels et pinceaux.
Sont inclus : les cartouches d'encre pour photocopieuses et imprimantes; les matériels pédagogiques (tels que les cahiers, règles à calcul, instruments de géométrie, ardoises, craies et plumiers).
Sont exclus : les caulettes (09.1.3).
- 09.6 FORFAITS TOURISTIQUES**
- 09.6.0 Forfaits touristiques (S)**
– Tous les forfaits ou circuits touristiques composites associant le transport, la nourriture, l'hébergement, la mise à disposition de guides, etc.
Sont inclus : les excursions d'une demi-journée et d'une journée; les pèlerinages.
- 10 ENSEIGNEMENT**
- Cette division ne comprend que les services d'enseignement. Elle ne comprend pas les matériels pédagogiques tels que les livres (09.5.1) et la papeterie (09.5.4), ni les services annexes tels que les services de santé (06), de transport (07.3), de restauration (11.1.2) et d'hébergement (11.2.0).
Elle comprend le téléenseignement, notamment par radio et télévision.
Les services d'enseignement sont organisés selon les catégories définies dans la Classification internationale type de l'éducation établie en 1997 (CITE-97) par l'Organisation des Nations Unies pour l'éducation, la science et la culture (UNESCO).
- 10.1 ENSEIGNEMENT PRÉÉLÉMENTAIRE ET PRIMAIRE**
- 10.1.0 Enseignement préélémentaire et primaire (S)**
– Niveaux 0 et 1 de la CITE-97 : enseignement préélémentaire et primaire.
Sont inclus : les programmes d'alphabétisation destinés aux élèves trop âgés pour s'inscrire à l'école primaire.
- 10.2 ENSEIGNEMENT SECONDAIRE**
- 10.2.0 Enseignement secondaire (S)**
– Niveaux 2 et 3 de la CITE-97 : premier et deuxième cycles de l'enseignement secondaire.
Sont inclus : l'enseignement secondaire extrascolaire dispensé à des adultes et à des jeunes.
- 10.3 ENSEIGNEMENT POSTSECONDAIRE NON SUPÉRIEUR**
- 10.3.0 Enseignement postsecondaire non supérieur (S)**
– Niveau 4 de la CITE-97 : enseignement postsecondaire non supérieur.
Sont inclus : l'enseignement extrascolaire postsecondaire non supérieur dispensé à des adultes et à des jeunes.
- 10.4 ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR**
- 10.4.0 Enseignement supérieur (S)**
– Niveaux 5 et 6 de la CITE-97 : premier et deuxième cycles de l'enseignement supérieur.
- 10.5 ENSEIGNEMENT NON DÉFINI PAR NIVEAU**
- 10.5.0 Enseignement non défini par niveau (S)**
– Programmes d'enseignement, généralement destinés à des adultes, n'exigeant pas des candidats qu'ils aient suivi un enseignement parti-

culier, notamment programmes de formation professionnelle et de culture générale.

Sont exclus : les leçons de conduite (07.2.4); les cours de formation à vocation récréative, tels que les cours de sport ou de bridge (09.4.1).

11 RESTAURANTS ET HÔTELS

11.1 SERVICES DE RESTAURATION

11.1.1 Restaurants, cafés et établissements similaires (S)

- Services de restauration (repas, collations, boissons et rafraîchissements) fournis par les restaurants, cafés, buffets, bars, salons de thé, etc., y compris :
- Dans les lieux de loisirs, de culture, de sport ou de divertissement : théâtres, cinémas, stades, piscines, complexes sportifs, musées, galeries d'art, boîtes de nuit et clubs de danse, etc.;
- Dans les transports publics (bus, trains, bateaux, avions, etc.) lorsque ces services sont facturés à part;
- La vente de produits alimentaires et boissons vendus pour consommation immédiate par les kiosques, ainsi que par les vendeurs ambulants et assimilés, y compris les produits alimentaires et les boissons vendus pour consommation immédiate par les distributeurs automatiques;
- La vente de plats cuisinés à emporter vendus par les restaurants;
- La vente de plats cuisinés vendus par les traiteurs, que ces plats soient emportés par le consommateur ou livrés à domicile.

Sont inclus : les pourboires.

Sont exclus : l'achat de tabac (02.2.0); les communications téléphoniques (08.3.0).

11.1.2 Cantines (S)

- Services de restauration des cantines de chantier, d'entreprise et d'établissement scolaire, universitaire et autre.

Sont inclus : les réfectoires universitaires, les mess et les carrés d'officiers.

Sont exclus : les services de restauration fournis aux patients hospitalisés.

11.2 SERVICES D'HÉBERGEMENT

11.2.0 Services d'hébergement (S)

- Hôtels, pensions de famille, motels, auberges et chambres d'hôtes;
- Villages et centres de vacances, terrains de camping pour tentes et caravanes, auberges

de jeunesse et refuges de montagne;

- Pensionnats, résidences universitaires et autres;
- Transports publics (trains, bateaux, etc.) lorsque la location des lits ou couchettes est facturée à part;

– Foyers pour jeunes travailleurs ou immigrés.

Sont inclus : les pourboires, les chasseurs d'hôtel.

Sont exclus : les versements effectués par les ménages qui occupent une chambre dans un hôtel ou une pension de famille à titre de résidence principale (04.1.1); les loyers versés par des ménages qui louent une résidence secondaire pendant des vacances (04.1.2); les communications téléphoniques (08.3.0); les services de restauration fournis par les établissements susmentionnés à l'exception du petit déjeuner ou d'autres repas dont le prix est compris dans le prix du logement (11.1.1); l'hébergement dans les orphelinats, foyers pour personnes handicapées ou inadaptées (12.4.0).

12 BIENS ET SERVICES DIVERS

12.1 SOINS CORPORELS

12.1.1 Salons de coiffure et instituts de soins et de beauté (S)

- Services des salons de coiffure, barbiers, instituts de beauté, manucures, pédicures, bains turcs, saunas, solariums, massages à fins non thérapeutiques, etc.

Sont inclus : les soins corporels, l'épilation et les soins analogues.

Sont exclus : les cures thermales (06.2.3) ou (06.3.0); les services des centres de culture physique (09.4.1).

12.1.2 Appareils électriques pour soins corporels (SD)

- Rasoirs et tondeuses électriques, sèche-cheveux à main et casques, fers à friser et peignes soufflants, lampes à rayons ultraviolets, vibromasseurs, brosses à dents électriques et autres appareils électriques pour l'hygiène dentaire, etc.;
- Réparation de ces articles.

12.1.3 Autres appareils, articles et produits pour soins corporels (ND)

- Appareils non électriques : rasoirs, tondeuses, lames de rasoir et de tondeuse, ciseaux, limes à ongles, peignes, blaireaux, brosses à cheveux, brosses à dents, brosses à

- ongles, épingles à cheveux, bigoudis, pèse-personnes, pèse-bébés, etc.;
 - Articles d'hygiène corporelle : savon de toilette, savon médicinal, lait et huile de toilette, savon à barbe, crème et mousse à raser, pâte dentifrice, etc.;
 - Produits de beauté : rouge à lèvres, vernis à ongles, produits de maquillage et démaquillants (poudres, pinceaux à poudre, houppettes), laques et lotions capillaires, lotions avant et après-rasage, produits solaires, produits épilatoires, parfums et eaux de toilette, déodorants corporels, produits pour le bain, etc.;
 - Autres produits : papier de toilette, mouchoirs et serviettes en papier, serviettes hygiéniques, ouate, coton, cotons de tige, couches pour bébés, éponges de toilette, etc.
- Sont exclus* : les mouchoirs en tissu (03.1.3).

12.2 PROSTITUTION

12.2.0 Prostitution (S)

- Services fournis par les prostitué(e)s et services analogues.

12.3 EFFETS PERSONNELS N.C.A.

12.3.1 Articles de bijouterie et horlogerie (D)

- Pierres et métaux précieux et bijoux en pierres et métaux précieux;
- Bijoux fantaisie, boutons de manchettes et épingles de cravate;
- Horloges, montres, chronomètres, réveils, réveils de voyage;
- Réparation de ces articles.

Sont exclus : les objets décoratifs (05.1.1) ou (05.4.0); les radio-réveils (09.1.1); les pierres et métaux précieux et les bijoux en pierres et métaux précieux acquis principalement pour servir de réserve de valeur (formation de capital).

12.3.2 Autres effets personnels (SD)

- Bagages et autres articles de voyage pour effets personnels : valises, malles, sacs de voyage, mallettes, sacoches, sacs à main, portefeuilles, porte-monnaie, etc.;
- Articles pour bébés : landaus, poussettes, couffins, relax, lits et sièges auto, porte-bébés frontaux et dorsaux, laisses et harnais, etc.;
- Articles pour fumeurs : pipes, briquets, étuis à cigarettes, coupe-cigares, cendriers, etc.;
- Articles personnels divers : lunettes de soleil, cannes, parapluies et ombrelles, éventails, porte-clefs, etc.;
- Articles funéraires : cercueils, pierres tombales, urnes funéraires, etc.;

- Réparation de ces articles.

Sont inclus : le fluide à briquets; les thermomètres et baromètres muraux.

Sont exclus : le mobilier pour bébé (05.1.1); les sacs à provision (05.2.0); les biberons (05.4.0).

12.4 PROTECTION SOCIALE

La protection sociale s'entend ici des services d'aide et de soutien fournis aux personnes suivantes : personnes âgées, handicapés, accidentés du travail ou personnes ayant contracté une maladie professionnelle, survivants, chômeurs, indigents, sans-abri, personnes à faible revenu, autochtones, immigrés, réfugiés, alcooliques et toxicomanes, etc. Cette catégorie recouvre également les services d'aide et de soutien aux familles et aux enfants.

12.4.0 Protection sociale (S)

Cette classe comprend l'accueil avec hébergement, les services d'aide à domicile, les services des centres de jour et les services de réadaptation. Elle recouvre en particulier les montants versés par des ménages à :

- Des maisons de retraite, résidences pour personnes handicapées, centres de réadaptation assurant un séjour et une assistance et non des soins et une rééducation, écoles pour handicapés dont le but principal est d'aider les élèves à surmonter leur infirmité;
- Des services visant à faciliter le maintien à domicile des personnes âgées et des handicapés (services d'aide ménagère, de repas, de garderie et centres de vacances);
- Des nourrices, crèches, garderies et autres établissements d'accueil pour enfants;
- Des services de conseil, d'orientation, d'arbitrage, de placement en famille d'accueil et d'adoption à l'intention des familles.

12.5 ASSURANCE

La rémunération du service des assurances est classée selon le type d'assurance, selon qu'il s'agit d'assurances-vie ou d'assurances dommages (assurance habitation, assurance maladie et assurance transports, etc.). S'il est impossible d'en répartir le montant entre les différents risques couverts, on comptabilisera la rémunération du service des assurances multirisques au titre de la couverture du risque principal.

Par rémunération du service, on entend la différence entre, d'une part, le montant des indemnités dues et, d'autre part, le montant des primes acquises et des suppléments de primes.

- 12.5.1 Assurance-vie (S)**
 – Rémunération des services d'assurance-vie, d'assurance décès, d'assurance éducation, etc.
- 12.5.2 Assurance habitation (S)**
 – Rémunération des services d'assurance versée par les propriétaires-occupants et les locataires pour s'assurer contre les risques que couvrent généralement les polices souscrites par les locataires contre l'incendie, le vol, les dégâts des eaux, etc.
Sont exclus : la rémunération des services d'assurance versée par les propriétaires-occupants pour s'assurer contre les risques que couvrent généralement les polices souscrites par les bailleurs (consommation intermédiaire).
- 12.5.3 Assurance maladie (S)**
 – Rémunération des services d'assurance maladie et d'assurance accident.
- 12.5.4 Assurance transports (S)**
 – Rémunération des services d'assurance liés à l'utilisation des véhicules de tourisme;
 – Rémunération des services d'assurance voyage et d'assurance bagages.
- 12.5.5 Autres assurances (S)**
 – Rémunération des services d'autres assurances telles que l'assurance responsabilité civile contre les blessures ou les dommages causés aux personnes ou à la propriété de tiers.
Sont exclus : la responsabilité civile ou les dommages causés aux personnes ou à la propriété de tiers du fait de l'utilisation d'un véhicule de tourisme (12.5.4).
- 12.6 SERVICES FINANCIERS N.C.A.**
- 12.6.1 Coût des services d'intermédiation financière indirectement mesurés (S)**
 – Coût des services d'intermédiation financière indirectement mesurés.
- 12.6.2 Autres services financiers n.c.a. (S)**
 – Frais effectivement facturés par les banques, bureaux de poste, caisses d'épargne, bureaux de change et institutions financières analogues;
 – Commissions et rémunération des services des agents de change, conseillers en placement, conseils fiscaux et autres;
 – Frais administratifs prélevés par les fonds de pension et institutions analogues.
- 12.7 AUTRES SERVICES N.C.A.**
- 12.7.0 Autres services n.c.a. (S)**
 – Montants versés à des conseillers juridiques, bureaux de placement, etc.;
 – Montants versés à des services de pompes funèbres et services analogues;
 – Montants versés à des agences immobilières, services de logement, commissaires priseurs, établissements de vente aux enchères et autres établissements de courtage;
 – Frais de photocopie et de reprographie;
 – Frais d'établissement de certificats de naissance, de mariage et de décès et d'autres documents administratifs;
 – Frais de parution d'annonces et publicités dans la presse;
 – Montants versés à des graphologues, astrologues, détectives privés, gardes du corps, agences matrimoniales et conseillers matrimoniaux, écrivains publics et détenteurs de concessions diverses (chaises, toilettes, vestiaires, etc.).

Annexe 3

Résolution concernant les indices des prix à la consommation adoptée par la dix-septième Conférence internationale des statisticiens du travail, 2003

Préambule*

La dix-septième Conférence internationale des statisticiens du travail,

Convoquée à Genève par le Conseil d'administration du Bureau international du Travail et s'y étant réunie du 24 novembre au 3 décembre 2003,

Rappelant la résolution adoptée par la quatorzième Conférence internationale des statisticiens du travail concernant les indices des prix à la consommation, et reconnaissant que les principes de base recommandés dans cette résolution restent valables, en particulier le fait que l'indice des prix à la consommation (IPC) vise principalement à mesurer les variations au cours du temps du niveau général des prix des biens et services acquis, utilisés ou payés par la population de référence;

Reconnaissant la nécessité de modifier et d'élargir les normes existantes compte tenu de l'évolution récente de la méthodologie et du traitement automatique des données pour accroître l'utilité des normes internationales par des recommandations techniques s'adressant à tous les pays;

Consciente de l'utilité de telles normes pour améliorer la comparabilité internationale des statistiques;

Reconnaissant que l'indice des prix à la consommation sert à des fins très diverses, et que les gouvernements devraient être encouragés à identifier les objectifs (prioritaires) que l'IPC doit servir, à fournir des ressources suffisantes pour la construction de cet indice et à garantir l'indépendance professionnelle des statisticiens concernés;

Reconnaissant que les objectifs et utilisations (prioritaires) de l'IPC diffèrent d'un pays à l'autre et que, par conséquent, une norme unique ne pourrait avoir d'application universelle;

Reconnaissant que l'IPC doit être crédible pour les observateurs et les utilisateurs, tant nationaux qu'internationaux, et qu'une meilleure compréhension des principes et procédures régissant la construction de l'indice renforcera la confiance des utilisateurs dans celui-ci,

Admet que les principes et méthodes utilisés pour l'établissement d'un IPC devraient être fondés sur les directives et les méthodes généralement reconnues comme de bonnes pratiques statistiques,

Adopte, ce troisième jour de décembre 2003, la présente résolution, qui remplace la résolution précédente adoptée en 1987.

La nature et le sens d'un indice des prix à la consommation (IPC)

1. L'IPC est un indicateur social et économique couramment utilisé pour mesurer les variations au cours du temps du niveau général des prix des biens et services acquis, utilisés ou payés par les ménages pour leur consommation.

2. L'indice vise à mesurer les variations dans le temps des prix à la consommation. Cela peut être réalisé en mesurant le coût d'achat d'un panier fixe de biens et de services dont la qualité est constante et les caractéristiques similaires, les produits du panier étant choisis pour être représentatifs des dépenses des ménages pendant une année ou une autre période spécifiée. Un tel indice s'appelle indice des prix d'un panier fixe.

3. L'indice peut également viser à mesurer les effets des variations de prix sur le coût que représente l'accès à un niveau de vie constant (niveau d'utilité ou de bien-être). Ce concept est dénommé indice du coût de la vie (ICV). Un indice des prix d'un panier fixe, ou une autre mesure appropriée, peut être utilisé en tant qu'approximation d'un ICV.

Les utilisations d'un indice des prix à la consommation

4. L'indice des prix à la consommation sert à des fins très diverses, dont les deux plus courantes consistent : i) à ajuster les salaires ainsi que les prestations de sécurité sociale ou autres prestations en vue de compenser, partiellement ou entièrement, les variations du coût de la vie ou des prix à la consommation, et ii) à fournir une mesure moyenne de l'inflation des prix pour le secteur des ménages dans son ensemble en tant qu'indicateur macroéconomique. Les sous-indices de l'IPC sont également utilisés pour ajuster, en tenant compte de la hausse des prix, les composantes des dépenses de consommation finale des ménages dans la comptabilité nationale, ainsi que la valeur des ventes au détail afin d'obtenir des estimations concernant les variations du volume de ces ventes.

5. Les IPC sont également utilisés à d'autres fins telles que la mesure du taux général d'inflation pour l'ensemble de l'économie, l'ajustement des droits et redevances de l'Etat, l'ajustement des paiements dans le cadre de contrats commerciaux, et l'élaboration et l'évaluation des politiques monétaires et fiscales, ainsi que des politiques commerciales et de taux de change. Dans ces types de cas, on a recours à l'IPC parce qu'il n'existe pas, actuellement, de mesures plus appropriées ou parce que l'on considère que toute déficience conceptuelle ou technique sera plus que compensée par d'autres caractéristiques de cet indice (qui est, par exemple, bien connu, largement accepté, régulièrement publié, etc.).

6. Étant donné que l'IPC peut être utilisé à des fins multiples, il est peu probable qu'un indice unique puisse donner des résultats tout aussi satisfaisants dans cha-

cune de ces utilisations. Il peut donc être opportun de construire plusieurs autres indices des prix à des fins spécifiques, pour autant que les besoins des utilisateurs justifient les dépenses supplémentaires que cela entraîne. Chaque indice devrait être correctement défini et dénommé de manière à éviter toute confusion, de même qu'il conviendrait d'identifier explicitement une mesure de l'IPC principal.

7. Lorsqu'un seul indice est établi, c'est l'utilisation principale qui détermine le type d'indice à construire, la gamme des biens et des services couverts, la couverture géographique, les ménages auxquels il se rapporte, le concept de prix adopté et la formule utilisée. Lorsqu'il existe plusieurs utilisations principales, il est probable que des compromis devront être trouvés quant à la manière de construire l'IPC. Les utilisateurs devraient être informés des compromis trouvés et des limites d'un tel indice.

Champ de l'indice

8. Le champ de l'indice dépend du but principal dans lequel l'indice est construit et devrait être défini en fonction du type de ménage, des zones géographiques et des catégories de biens et de services de consommation acquis, utilisés ou payés par la population de référence.

9. Si l'IPC est principalement utilisé pour l'ajustement des revenus en espèces, un groupe particulier de ménages, tel que les salariés, peut être la population cible appropriée. A cette fin, toutes les dépenses de consommation consenties par ces ménages, dans le pays et à l'étranger, pourraient être couvertes. Si l'IPC est principalement utilisé pour mesurer l'inflation dans l'économie nationale, il peut être opportun de couvrir les dépenses de consommation effectuées dans le pays plutôt que celles des ménages résidant dans le pays.

10. En règle générale, la population de référence pour un indice national doit être définie d'une manière très large. Si des groupes de revenus, des types de ménages ou des zones géographiques en sont exclus, par exemple pour des raisons pratiques ou de coûts, cela devrait être spécifié.

11. Le champ géographique signifie la couverture géographique de la collecte des prix et celle des dépenses de consommation de la population de référence, et les deux devraient être définies dans une acception aussi large que possible et de préférence de manière cohérente. Si la collecte des prix est limitée à certaines zones pour cause de ressources restreintes, il conviendrait que cela soit spécifié. La couverture géographique des dépenses de consommation peut se définir comme couvrant soit les dépenses des résidents (consommation des résidents), soit les dépenses de consommation à l'intérieur du pays (consommation intérieure).

12. Il peut y avoir des différences importantes dans les schémas de dépenses et/ou les variations de prix entre des groupes de population ou des régions spéci-

fiques, et il faudrait en tenir compte afin qu'ils soient représentés dans l'indice. On peut calculer pour ces groupes de population ou ces régions des indices spécifiques si la demande est suffisante pour justifier les coûts supplémentaires.

13. Conformément à son objectif majeur, l'IPC devrait sur un plan conceptuel se rapporter à tous les types de biens et services importants pour la population de référence, sans omettre ceux qui peuvent être considérés comme illicites ou socialement indésirables. Lorsque approprié, des agrégats spécifiques peuvent être construits pour aider les utilisateurs qui souhaitent exclure d'applications particulières ou de leur analyse certaines catégories de biens et services. Dans de tels cas, cela devrait être clairement indiqué.

14. Les biens et les services achetés à des fins commerciales, les dépenses concernant les actifs tels que les œuvres d'art, les investissements financiers (à ne pas confondre avec les services financiers), les versements au titre de l'impôt sur le revenu, les cotisations de sécurité sociale et les amendes ne doivent pas être considérés comme des biens et services de consommation et devraient être exclus du champ de l'indice. Certains pays considèrent les dépenses relatives à l'achat de logements comme un investissement en capital, et comme telles les excluent de l'indice.

Acquisition, utilisation ou paiement

15. S'agissant de déterminer le champ de l'indice, le moment de l'enregistrement et de l'évaluation de la consommation, il est important de se demander si les objectifs pour lesquels l'indice est utilisé seront mieux remplis si l'on définit la consommation en termes d'«acquisition», d'«utilisation» ou de «paiement»¹. L'approche «acquisition» est souvent utilisée quand l'objectif majeur de l'indice est de servir d'indicateur macroéconomique. L'approche «paiement» est souvent utilisée quand l'objectif majeur de l'indice est l'ajustement des rémunérations et des revenus. Quand l'objectif est de mesurer les variations du coût de la vie, l'approche «utilisation» est en général plus souhaitable. La décision concernant l'approche à adopter pour un groupe particulier de produits devrait en principe être prise en fonction du but de l'indice, mais aussi en fonction des coûts et de l'acceptabilité de cette décision pour les utilisateurs, qui devront être informés de l'approche adoptée pour les différents produits. En raison des difficultés pratiques rencontrées pour donner une définition uniforme de la consommation et pour estimer le flux de services que représentent d'autres biens durables en termes d'«utilisation», il peut être nécessaire d'adopter une approche mixte, combinant par exemple la base «utilisation» pour les logements occupés par leur propriétaire et la base «acquisition» ou «paiement» pour les autres biens de consommation durables.

¹Voir annexe 1.

16. Les différences entre ces trois approches sont plus prononcées lorsque l'on traite de produits pour lesquels les dates d'acquisition, d'utilisation et de paiement ne coïncident pas, tels que les logements occupés par leur propriétaire, les biens de consommation durables et les produits achetés à crédit.

17. Le plus complexe et le plus important des produits susmentionnés est le logement occupé par son propriétaire. Dans la plupart des pays, une part importante des ménages occupent leur propre logement, qui se caractérise par une longue vie utile et par une dépense importante (prix d'achat élevé). Selon l'approche «acquisition», la valeur des nouveaux logements acquis dans la période de référence des pondérations peut être utilisée pour dériver la pondération (et le prix total du logement est inclus dans l'IPC au moment de l'acquisition, indépendamment du moment où la consommation a lieu). Selon l'approche «paiement», les pondérations reflètent les montants effectivement déboursés pour le logement (et les prix sont intégrés dans l'IPC dans la ou les période(s) où les prix sont payés), alors que, selon l'approche «utilisation», elles reflètent la valeur du flux de services du logement consommés pendant la période de référence des pondérations, valeur que l'on a estimée en utilisant un coût implicite ou théorique (et les prix ou les coûts d'opportunité estimatifs sont intégrés dans l'IPC au moment où la consommation a lieu).

18. L'autoconsommation, la rémunération en nature et/ou les biens et services fournis gratuitement ou subventionnés par les pouvoirs publics et les institutions sans but lucratif au service des ménages peuvent être importants dans certains pays où l'objectif de l'indice est mieux servi si on définit la consommation en termes d'«utilisation» ou d'«acquisition» (dans l'approche «paiement», ces éléments ne figurent pas dans le champ de l'indice). L'inclusion de ces produits requiert des techniques spéciales d'évaluation et de relevé des prix.

Le panier et les pondérations

19. Les décisions concernant la composition du panier et les pondérations découlent directement du champ de l'indice, ainsi que du choix entre les approches «acquisition», «utilisation» ou «paiement».

20. Une fois définies, les dépenses entrant dans le champ de l'indice devraient être regroupées dans des catégories similaires selon un système de classification hiérarchique, par exemple divisions/groupes/classes, à des fins de compilation et d'analyse. Il devrait y avoir cohérence entre la classification utilisée pour la construction de l'indice et celle utilisée pour les statistiques relatives aux dépenses des ménages. La classification de l'IPC devrait répondre aux besoins des utilisateurs en sous-indices spécifiques. Aux fins de comparaisons internationales, la classification devrait également être compatible avec la version la plus récente de la Nomenclature des fonctions de la consommation indivi-

duelle (COICOP) des Nations Unies, au moins au niveau des divisions².

21. Pour faciliter l'analyse et l'interprétation des résultats de l'indice, il peut être souhaitable de classer les biens et services en fonction de diverses classifications supplémentaires, par exemple source d'origine, durabilité et caractère saisonnier. Le calcul de l'IPC sur la base de diverses classifications devrait produire les mêmes résultats globaux que l'indice d'origine.

22. La classification devrait également offrir un cadre pour l'affectation des pondérations de dépenses. Les dépenses au niveau le plus faible du système de classifications, exprimées en pourcentage des dépenses totales, déterminent les pondérations à utiliser à ce niveau. Lorsque les pondérations doivent rester inchangées pendant plusieurs années, l'objectif doit être d'adopter des pondérations qui sont représentatives du comportement habituel des ménages.

23. Les deux principaux éléments permettant de dériver les pondérations sont les résultats obtenus à partir d'enquêtes sur les dépenses des ménages, ainsi que les estimations des dépenses de consommation des ménages de la comptabilité nationale. Les résultats d'une enquête sur les dépenses des ménages sont appropriés pour un indice que l'on a défini de manière à couvrir les dépenses de consommation des groupes de population de référence résidant dans le pays, alors que les estimations s'appuyant sur la comptabilité nationale conviennent à un indice défini pour couvrir les dépenses de consommation à l'intérieur du pays. La décision concernant la source ou les sources à utiliser et la manière de les utiliser dépend de l'objectif principal de l'indice, de la disponibilité et de la qualité des données appropriées.

24. Les informations provenant de la source principale (enquêtes sur les dépenses des ménages ou comptabilité nationale) devraient être complétées par toute autre information disponible sur le schéma de dépenses. Les sources d'informations de ce type qui peuvent servir à désagréger les dépenses sont les enquêtes sur les points de vente au détail ou les points d'achat, les enquêtes sur la production, les données d'exportation et d'importation, et les sources administratives. Sur la base de ces données, les pondérations pour certains produits peuvent être encore ventilées par région et par type de point de vente. Lorsque les données obtenues de sources différentes se rapportent à des périodes différentes, il importe de s'assurer, avant l'affectation des pondérations, que les dépenses sont ajustées de manière à avoir la même période de référence.

25. Lorsque la période de référence des pondérations diffère de manière significative de la période de référence des prix, les pondérations devraient être actualisées sur la base des prix de manière à tenir compte des changements de prix intervenus entre la période de référence des pondérations et la période de référence des prix. Lorsque les

²Voir annexe 4.

pondérations actualisées sur la base des prix risquent d'être moins représentatives du schéma de consommation pendant la période de référence des prix, on peut faire l'impasse sur cette procédure.

26. Les pondérations doivent être revues, et le cas échéant révisées, aussi souvent que l'on dispose de données exactes et fiables pour le faire, et au moins une fois tous les cinq ans. Les révisions sont importantes pour réduire l'impact que peuvent avoir sur l'indice les substitutions de produits et pour assurer que le panier des biens et des services ainsi que leurs pondérations demeurent représentatifs³. Pour certaines catégories, il peut être nécessaire de mettre à jour plus fréquemment les pondérations du fait que de telles pondérations risquent d'être dépassées plus rapidement que les pondérations de niveau supérieur. Durant les périodes d'inflation élevée, les pondérations devraient être adaptées plus fréquemment.

27. Lorsqu'un nouveau panier (structure ou pondérations) remplace l'ancien, une série continue d'IPC devrait être créée en enchaînant⁴ les nombres indices fondés sur le nouveau panier de biens et services à ceux qui sont fondés sur le panier antérieur. La procédure particulière utilisée pour attacher les séries de nombres indices dépendra de la technique particulière utilisée pour la construction de l'indice. L'objectif est de veiller à ce que la technique utilisée pour introduire un nouveau panier n'altère pas, par elle-même, le niveau de l'indice.

28. Normalement, on ne peut envisager d'inclure les biens et services entièrement nouveaux (c'est-à-dire ceux qui ne peuvent être classés dans l'un quelconque des agrégats élémentaires en vigueur) que lors de l'une des opérations périodiques d'examen et de repondération. Un nouveau modèle ou une nouvelle variété d'un produit existant qui correspond à un agrégat élémentaire existant doit être inclus au moment où l'on évalue sa part de marché comme étant importante et durable. Si l'on détecte un changement de qualité, il conviendra de procéder à l'ajustement approprié pour en tenir compte⁵.

29. Certains produits tels que les produits saisonniers, les contrats d'assurance, les biens d'occasion, les dépenses effectuées à l'étranger, les intérêts, l'autoproduction, les dépenses consenties pour l'achat et la construction de logements, etc. peuvent nécessiter un traitement spécial lors de la construction de leurs pondérations. La manière de traiter ces produits devrait être déterminée en fonction du principal objectif de l'indice, de la situation nationale et de la praticabilité d'une telle compilation.

30. Les produits saisonniers devraient être inclus dans le panier. Il est possible d'appliquer: i) une approche pondération fixe, qui utilise, pour un produit saisonnier, la même pondération chaque mois de l'année sur la base d'un prix imputé pour les mois hors saison, ou ii) une approche pondération variable, selon laquelle une pondéra-

tion changeante se rattache au produit en fonction du mois. Le choix de l'approche devrait être déterminé selon la situation nationale.

31. Les pondérations de dépenses pour les biens d'occasion devraient être fondées soit sur les dépenses nettes relatives à ces biens pour la population de référence, soit sur les dépenses brutes, selon la finalité de l'indice.

32. Lorsque l'autoconsommation est incluse dans le champ de l'indice, les pondérations devraient être fondées sur la valeur des quantités autoconsommées. L'évaluation de l'autoconsommation doit être effectuée sur la base des prix en vigueur sur le marché, sauf s'il y a quelques raisons de penser que les prix du marché ne sont pas appropriés, ou qu'ils ne peuvent pas être relevés de manière fiable, ou qu'il n'y a aucun intérêt à utiliser des prix hypothétiques imputés. A la place, on devrait alors utiliser les dépenses et les prix des intrants relatifs à la production de ces biens et services. La troisième possibilité consiste à déterminer cette consommation en utilisant les prix du marché ajustés sur la base de la qualité.

Échantillonnage pour la collecte des prix

33. Un IPC est une estimation fondée sur un échantillon de ménages permettant d'établir des pondérations, un échantillon de zones dans plusieurs régions, un échantillon de points de vente, un échantillon de biens et services, et un échantillon de périodes d'observations des prix.

34. S'agissant des points de vente et des biens et services pour lesquels l'évolution temporelle des prix doit être observée, les choix de la taille de l'échantillon et de la méthode d'échantillonnage doivent garantir que les prix relevés sont représentatifs et qu'ils sont suffisants pour satisfaire aux exigences de précision de l'indice, mais aussi que la collecte des données n'est pas trop coûteuse. L'échantillon de prix devrait refléter l'importance, en termes de dépenses relatives, des biens et services disponibles à l'achat par les consommateurs dans la période de référence, le nombre, le type et la répartition géographique des points de vente correspondants pour chaque bien et service, ainsi que la dispersion des prix et des changements de prix entre ces points de vente.

35. Les techniques d'échantillon probabiliste sont les méthodes idéales, en principe, du fait qu'elles permettent une inférence statistique solide et un contrôle sur la représentativité de l'échantillon. De plus, elles permettent d'estimer les variations (erreurs) d'échantillonnage. Cependant, elles peuvent être coûteuses à mettre en œuvre et peuvent conduire à sélectionner des produits dont il est très difficile de relever les prix pour une qualité constante.

36. Dans les cas où les bases d'échantillonnage voulues font défaut et où il est trop coûteux de se les procurer, il faut obtenir les échantillons de points de vente et de produits par des méthodes non probabilistes. Les statisticiens devraient faire appel à la fois aux informations disponibles et à leur jugement pour veiller à ce

³Voir annexe 1.

⁴Voir annexe 2.

⁵Voir annexe 2.

que les échantillons retenus soient représentatifs. La possibilité d'opter pour un échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion⁶ ou sur des quotas détaillés peut être envisagée, en particulier lorsque la taille de l'échantillon est modeste. On peut utiliser un mélange de techniques d'échantillonnage probabiliste ou non.

37. Un échantillonnage efficace et représentatif, qu'il soit aléatoire ou raisonné, requiert, pour les points de vente et les produits, des bases d'échantillonnage qui soient complètes et à jour. L'échantillonnage peut être soit effectué par l'organisme central à partir de bases de sondage centralisées, soit sur le terrain par les personnes chargées de relever les prix ou par une combinaison des deux. Dans le premier cas, les releveurs de prix devraient recevoir des instructions précises quant aux points de vente à visiter et aux produits dont le prix doit être relevé. Dans le second cas, les releveurs de prix devraient recevoir des instructions précises et des directives dénuées d'ambiguïtés quant aux procédures d'échantillonnage local à adopter. Les registres statistiques d'entreprises, les annuaires téléphoniques d'entreprises, les résultats des enquêtes sur les points d'achat ou des enquêtes sur les ventes dans différents points de vente et chez les commerçants sur la toile (Internet) peuvent être utilisés comme bases d'échantillonnage pour le choix des points de vente. Les catalogues ou d'autres listes de produits établis par les grands fabricants, grossistes ou associations professionnelles, ou les listes de produits spécifiques à certains points de vente tels que les grands supermarchés, peuvent servir de bases d'échantillonnage pour sélectionner les produits. Les données saisies par lecteurs de codes-barres à la caisse (bases de données électroniques) peuvent être particulièrement utiles pour le choix des biens et services.

38. L'échantillon de points de vente et de biens et services doit être revu périodiquement et mis à jour, si nécessaire, pour maintenir sa représentativité.

Calcul de l'indice

39. Pour calculer un IPC, il convient de recueillir et de traiter les données relatives aux prix et aux dépenses selon des concepts, définitions, méthodes et pratiques spécifiés. Les procédures détaillées qui sont appliquées dépendront des circonstances particulières.

40. Les IPC se calculent par étapes. Au cours de la première étape, on calcule les indices des agrégats élémentaires. L'étape suivante consiste à calculer des indices de niveau supérieur en agrégeant les indices des agrégats élémentaires.

Indices des agrégats élémentaires

41. L'agrégat élémentaire est le plus petit ensemble relativement homogène de biens et services pour lequel des données de dépenses sont définies (utilisées) aux

fin de l'IPC. C'est le seul agrégat pour lequel on construit un indice sans pondération explicite des dépenses, bien qu'il soit possible d'introduire dans le calcul un autre type de pondération de manière explicite ou implicite. L'ensemble des biens ou services couverts par un agrégat élémentaire doivent avoir des utilisations finales similaires et sont censés présenter des variations de prix similaires. Ils peuvent être définis non seulement sur la base de leurs caractéristiques, mais aussi sur la base du type d'emplacement et de point de vente où ils sont vendus. Le degré d'homogénéité atteint dans la pratique dépendra des données de dépenses correspondantes dont on disposera.

42. Un indice élémentaire est un indice des prix pour un agrégat élémentaire. Comme il n'est pas possible, d'une manière générale, de rattacher les pondérations de dépenses aux prix ou aux prix relatifs pour l'échantillon de produits au sein de l'agrégat élémentaire, un indice élémentaire est habituellement calculé en tant que moyenne non pondérée des prix ou des prix relatifs. Quand des informations relatives aux pondérations sont disponibles, il faudrait en tenir compte lors de la compilation des indices élémentaires.

43. Il existe différentes méthodes de calcul de la moyenne des prix ou des prix relatifs. Les trois formules les plus couramment utilisées sont celle du ratio de la moyenne arithmétique des prix (RMAP), celle de la moyenne géométrique (MG) et celle de la moyenne arithmétique des prix relatifs (MAPR). Le choix de la formule dépend de la finalité de l'indice, du plan de sondage suivi et des propriétés mathématiques de la formule. On a le choix entre différentes formules pour les différents agrégats élémentaires au sein du même IPC. Il est recommandé d'employer la formule de la moyenne géométrique (MG), en particulier lorsqu'il est nécessaire de refléter la substitution au sein de l'agrégat élémentaire ou lorsque la dispersion des prix ou des changements de prix dans l'agrégat élémentaire est importante. La MG présente de nombreux avantages compte tenu de ses caractéristiques mathématiques. Le RMAP peut être utilisé pour les agrégats élémentaires homogènes et lorsque les consommateurs n'ont qu'une possibilité limitée de substitution ou lorsque la substitution ne doit pas être reflétée dans l'indice. Il y a lieu d'éviter la formule de la moyenne arithmétique (MAPR) des prix relatifs pour les indices chaînés, sachant qu'il peut en résulter des biais dans les estimations des indices élémentaires.

44. L'indice élémentaire peut se calculer en utilisant soit une forme en chaîne, soit une forme directe de la formule choisie. L'utilisation d'un indice chaîné peut permettre d'estimer plus facilement les prix manquants et d'introduire des produits de remplacement.

Indices de niveau plus élevé

45. Ces indices des prix sont construits comme des moyennes pondérées des indices d'agrégats élémentaires. Différents types de formules peuvent être utilisés pour cal-

⁶Voir annexe 1.

culer la moyenne des indices d'agrégats élémentaires. Si l'on veut construire un indice dans les délais, on recourt en pratique à une formule basée sur les pondérations observées pendant une période antérieure. L'une de ces formules est celle de l'indice de Laspeyres, la plus souvent utilisée par les offices nationaux de statistique.

46. Pour certains objectifs, il peut être opportun de calculer l'indice rétrospectivement en utilisant une formule d'indice qui emploie aussi bien les pondérations de la période de base que les pondérations de la période en cours, que l'on prenne l'indice de Fisher, de Törnqvist ou celui de Walsh. Comparer la différence entre l'indice de ce type et l'indice de type Laspeyres peut donner une indication de l'effet combiné des variations de revenus, des modifications des préférences et des effets de substitution au cours de la période en question, sous réserve de bien en informer les producteurs et utilisateurs de l'IPC.

47. Quand le changement dans un indice de niveau plus élevé entre deux périodes consécutives telles que $t-1$ et t est calculé comme une moyenne pondérée des indices individuels entre $t-1$ et t , il faut s'assurer que les pondérations sont mises à jour pour tenir compte de changements de prix entre la période de référence 0 et la période précédente $t-1$. A défaut, on pourrait obtenir un indice biaisé.

Observations de prix

48. Le nombre et la qualité des prix collectés sont des facteurs déterminants de la fiabilité de l'indice, de même que les spécifications des produits dont les prix sont relevés. Il conviendrait d'élaborer des méthodes normalisées de collecte et de traitement des informations sur les prix et de mettre en place des procédures permettant de les collecter de manière systématique et précise à des intervalles réguliers. Les agents chargés de relever les prix doivent être bien formés et bien encadrés, et il convient de leur fournir un manuel complet expliquant les procédures à suivre.

Collecte

49. Il est important de déterminer si l'indice ou certaines composantes de l'indice devraient se référer aux prix moyens mensuels (ou trimestriels) ou à des prix pour une période de temps donnée (par exemple, une journée ou une semaine dans un mois). Cette décision est liée à un certain nombre de questions parmi lesquelles figurent l'utilisation d'un indice, les aspects pratiques de la collecte de prix et le schéma des mouvements de prix. Si la mesure se réfère à un moment précis, la collecte de prix doit se faire sur un très petit nombre de jours chaque mois (ou trimestre). L'intervalle entre les observations de prix doit être uniforme pour chaque produit. Etant donné que les mois (ou trimestres) n'ont pas le même nombre de jours, il y a lieu de définir cette uniformité avec soin. S'il s'agit de déterminer les prix moyens mensuels (ou trimestriels), les

prix relevés devraient être représentatifs de la période à laquelle ils se réfèrent.

50. Il convient également de tenir compte de l'heure du jour choisie pour le relevé des prix. Par exemple, dans le cas de denrées périssables, ces relevés devraient être faits à la même heure du même jour de la semaine, et non juste avant l'heure de fermeture quand les stocks peuvent avoir diminué ou été vendus à bon marché de manière à minimiser les pertes.

51. La collecte de prix doit être réalisée d'une manière telle qu'elle soit représentative de toutes les zones géographiques se trouvant dans le champ de l'indice. Un soin particulier devrait y être apporté lorsque l'on peut s'attendre à des différences significatives dans les mouvements de prix entre ces zones.

52. Les prix doivent être collectés dans tous les types de points de vente qui sont importants, y compris les commerçants sur la toile (Internet), les marchés en plein air et les marchés informels, ainsi que sur les marchés libres et les marchés dont les prix sont contrôlés. Lorsque plus d'un type de point de vente est important pour un type particulier de produits, cela devrait se refléter dans le plan de sondage et il conviendrait d'utiliser une moyenne pondérée de façon appropriée pour le calcul de l'indice.

53. Il convient de fournir des spécifications détaillant la variété et la taille des produits pour lesquels il y a lieu de recueillir des informations sur les prix. Celles-ci devraient être suffisamment précises pour identifier toutes les caractéristiques déterminantes des prix nécessaires afin de s'assurer que, dans la mesure du possible, les mêmes prix de biens et services sont relevés au cours de périodes successives au même point de vente. Ces spécifications devraient notamment inclure la marque, le modèle, la taille, les conditions de paiement, les modalités de livraison, ainsi que le type de garantie et le type de point de vente. Ces informations pourraient être utilisées dans les procédures de substitution ou d'ajustement pour prendre en compte la qualité.

54. Les prix à relever sont les prix correspondant à des transactions effectives — y compris les impôts indirects et les rabais inconditionnels — qui seraient payées, convenues ou chiffrées (acceptées) par la population de référence. Lorsque les prix ne sont pas affichés ou doivent être négociés, lorsque les quantités unitaires sont mal définies ou lorsque les prix réels d'achat sont susceptibles de s'écarter des prix du catalogue ou des prix fixes, les agents chargés de relever les prix peuvent être amenés à acheter des produits afin de déterminer les prix des transactions. Un budget pourrait être prévu à cet effet. Lorsque cela est impossible, il peut être envisagé d'enquêter auprès de la clientèle pour connaître les prix effectivement payés. Les pourboires versés pour le service, lorsqu'ils sont obligatoires, doivent être traités comme faisant partie du prix payé.

55. Les prix exceptionnels payés pour des produits endommagés, défraîchis ou qui ont perdu de leur qualité pour d'autres raisons et qui sont vendus pour liquider

les stocks devraient être exclus des relevés, à moins qu'il ne s'agisse d'un phénomène permanent et largement répandu pour la vente de ces produits. Les prix des produits soldés, au rabais ou faisant l'objet de campagnes spéciales de promotion devraient être inclus lorsqu'ils s'appliquent à tous les consommateurs et lorsqu'il n'y a pas de limite significative aux quantités que chaque client peut acheter.

56. En période de contrôle des prix ou de rationnement, lorsque les produits sont disponibles en quantités limitées et qu'ils sont maintenus à bas prix par des mesures telles que subventions aux vendeurs, achats du gouvernement, contrôle des prix, etc., ces prix ainsi que ceux qui sont demandés sur les marchés exempts de telles restrictions devraient être relevés. Les différents relevés de prix devraient être combinés de manière à tirer parti des informations disponibles les plus fiables concernant les prix effectivement payés et l'importance relative des différents types de vente.

57. Pour chaque type de produit, il convient de bien approfondir différentes options pour les relevés de prix, de manière à ce que les observations de prix puissent se faire de manière fiable et efficace. Parmi les moyens de relevés pourraient figurer les visites de points de vente avec des formulaires ou des dispositifs portables, des interviews de clients, des interviews téléphoniques assistées par ordinateur, des questionnaires distribués par envoi postal, des brochures, des listes de prix fournies par de grands fournisseurs ou les fournisseurs exclusifs de services, les données saisies par lecture optique et les prix affichés sur la toile (Internet). Il convient, pour chaque option, de déterminer le rapport coût-utilité en fonction de la fiabilité de chacune des options ainsi que de la garantie qu'elles offrent d'obtenir les résultats en temps voulu.

58. Lorsque l'on se procure les prix réglementés ou fixés au niveau central auprès des autorités compétentes, il y a lieu de faire des vérifications pour s'assurer que les biens et services en cause se vendent, et pour déterminer si ces prix sont observés dans la pratique. Pour les biens et services dont on détermine les prix payés en combinant les cotisations d'abonnement et les tarifs à la pièce (par exemple pour les journaux, les magazines, les transports publics, l'électricité et les télécommunications), il convient de bien s'assurer qu'une gamme représentative des offres de prix est relevée. Il convient également de bien veiller à ce que les prix appliqués selon le type de consommateurs soient relevés, par exemple ceux qui sont pratiqués en fonction de l'âge de l'acheteur ou de la qualité de membres de certaines associations.

59. Les informations recueillies sur les prix devraient être examinées sur la base de différents critères: comparabilité et cohérence avec les observations antérieures, présence de remplacements, variations de prix exceptionnelles ou importantes. Il s'agit aussi de veiller à ce que les conversions de prix dans le cas des produits vendus en plusieurs unités ou dont les quantités varient

soient calculées correctement. Les variations de prix très importantes ou exceptionnelles devraient être examinées afin de déterminer s'il s'agit vraiment d'un changement de prix ou d'un changement de qualité. Un ensemble de procédures devrait également être mis en œuvre pour le contrôle de la fiabilité des observations de prix. Il pourrait comprendre un programme de relevés directs des prix et/ou une seconde visite pour relever le prix de certains produits peu après la première observation.

60. Des méthodes cohérentes devraient être établies pour traiter les carences d'observation imputables à des causes diverses, notamment: impossibilité de contacter le commerçant, absence de réponse, observation non retenue car douteuse ou rupture temporaire de stock. Les prix des produits non saisonniers en rupture de stock temporaire devraient être estimés jusqu'à ce qu'ils réapparaissent ou soient remplacés, en utilisant des procédures d'estimation appropriées, par exemple la méthode de l'imputation sur la base de changements de prix pour des produits similaires non manquants. Il est préférable d'éviter de reporter les derniers prix observés, en particulier en période de forte inflation.

Remplacements

61. Le remplacement d'un produit sera nécessaire si ce produit disparaît définitivement. Le remplacement devrait être effectué au cours des trois premiers mois (trimestre) après que le produit a cessé d'être disponible. Il peut également être nécessaire de le remplacer lorsqu'il n'est plus disponible ou vendu en grande quantité ou dans des conditions normales de vente. Des règles claires et précises devraient être établies pour sélectionner le produit de remplacement. Selon la fréquence de l'échantillonnage et en fonction des possibilités d'ajustement précis sur la base de la qualité, les possibilités les plus couramment utilisées consistent à sélectionner: i) la variété qui ressemble le plus à celle qui a été remplacée; ii) la variété de remplacement la plus populaire parmi celles qui appartiennent au même agrégat élémentaire; et iii) la variété qui a le plus de chance d'être disponible à l'avenir. Des procédures précises devraient être arrêtées pour ajuster les prix en fonction de la différence entre les caractéristiques de l'ancien et du nouveau produit lorsque des remplacements sont nécessaires, de sorte que l'impact des changements de qualité soit exclu du prix observé.

62. Le remplacement d'un point de vente peut être motivé lorsqu'il n'est pas possible d'obtenir les prix, par exemple si un point de vente est définitivement fermé ou s'il n'est plus très représentatif ou s'il a cessé de coopérer. Des règles claires devraient être établies sur la question de savoir à quel moment il convient de cesser les observations de prix dans un point de vente donné, sur les critères de choix d'un remplacement, ainsi que sur les ajustements que des relevés de prix et/ou des pondérations pourraient nécessiter. Ces règles

devraient être en accord avec les objectifs de l'indice ainsi qu'avec la façon dont l'échantillon des lieux de collecte a été déterminé.

63. Un agrégat élémentaire tout entier devra être supprimé si tous les produits figurant dans cet agrégat élémentaire disparaissent de la plupart ou de la totalité des points de vente et s'il n'est pas possible de localiser un nombre suffisant d'observations de prix pour continuer de produire un indice fiable pour cet agrégat élémentaire. En pareil cas, il est nécessaire de redistribuer la pondération affectée à l'agrégat élémentaire entre les autres agrégats élémentaires inclus dans le niveau d'agrégation suivant.

Changements de qualité

64. Il convient de relever le prix pour le même produit à chaque période, tant qu'il est représentatif. Dans la pratique, cependant, des produits qui peuvent être observés à différentes périodes peuvent présenter des différences diverses: taille de l'emballage, poids, volume, propriétés, conditions de vente et autres caractéristiques. Il est donc nécessaire de contrôler les caractéristiques des produits dont on relève les prix afin de s'assurer que l'impact de toute différence dans les caractéristiques liées aux prix ou dans celles liées à l'utilité peut être exclu du changement de prix estimé.

65. Il est relativement plus difficile d'identifier des changements dans le niveau de qualité ou d'utilité quand il s'agit de biens et services durables et complexes. Par conséquent, il importe de recueillir un volume considérable d'informations sur les caractéristiques pertinentes des produits dont les prix sont relevés. Les informations les plus importantes peuvent être obtenues par les agents chargés de relever les prix. D'autres sources d'informations sur les caractéristiques liées aux prix ou à l'utilité peuvent être les fabricants, les importateurs ou les grossistes en biens inclus dans l'IPC, ainsi que l'étude des produits et des publicités sur ces produits qui figurent dans les publications commerciales.

66. Lorsqu'un changement de qualité est détecté, il y a lieu d'ajuster le prix afin que l'indice reflète autant que possible la variation pure de prix, faute de quoi l'indice enregistrera un changement de prix qui n'a pas eu lieu ou omettra d'enregistrer un changement de prix qui a eu lieu. Le choix de la méthode pour de tels ajustements dépendra des biens et services particuliers concernés. Il faut être très vigilant car l'exactitude de l'indice dépend de la qualité de ce processus. Il faut éviter de supposer automatiquement que tout changement de prix reflète un changement de qualité ou que des produits de qualité différente sont, pour l'essentiel, équivalents.

67. Les méthodes d'estimation des ajustements de prix selon la qualité⁷ peuvent être :

- a) Les *méthodes explicites (ou directes) d'ajustement* pour tenir compte de la qualité, qui estiment directement la valeur de la différence de qualité entre l'ancien produit et le nouveau et ajustent l'un des prix en conséquence. La variation pure de prix est ensuite estimée implicitement comme la différence dans les prix ajustés.
- b) Les *méthodes implicites (ou indirectes) d'ajustement* pour tenir compte de la qualité, qui consistent à estimer l'élément variation pure de prix de la différence de prix entre l'ancien produit et le nouveau, sur la base des changements de prix observés pour les produits similaires. La différence entre l'estimation de la variation pure de prix et le changement de prix observé est considérée comme un changement s'expliquant par la différence de qualité.

Certaines de ces méthodes sont complexes, onéreuses et difficiles à mettre en œuvre. Les méthodes utilisées devraient autant que possible être basées sur des critères objectifs.

Exactitude

68. Comme toute statistique, les estimations de l'IPC sont entachées d'erreurs d'origines diverses⁸. Les statisticiens responsables des IPC doivent être conscients des sources possibles d'erreurs et prendre des mesures pour les réduire au minimum durant l'élaboration, la construction et la compilation de l'indice, et des ressources adaptées devraient être allouées.

69. Les sources les plus connues d'erreurs potentielles, dans les relevés des prix ou dans la construction de l'indice, qui peuvent entraîner à terme des erreurs dans l'IPC global, sont un choix erroné de produits et des observations et relevés incorrects de leurs prix; un choix erroné des points de vente et de l'organisation temporelle de la collecte des prix; le fait de n'avoir pas relevé et ajusté correctement pour tenir compte des changements de qualité; l'apparition de nouveaux produits et points de vente; le fait de n'avoir pas ajusté pour tenir compte de la substitution d'un produit et d'un point de vente ou de la perte de représentativité; l'utilisation de formule(s) inappropriée(s) pour calculer les indices d'agrégat élémentaire et de niveau plus élevé.

70. Afin de minimiser le risque que l'indice puisse refléter une situation ne correspondant pas à la réalité, d'une manière générale, il est essentiel de régulièrement mettre à jour les pondérations et les paniers, d'utiliser des formules non biaisées d'agrégat élémentaire, d'effectuer les ajustements appropriés pour tenir compte des changements de qualité, de prendre en compte de manière suffisante et correcte les nouveaux produits et les problèmes de substitution, ainsi que le contrôle de qualité de l'ensemble du processus de compilation.

⁷Voir annexe 2.

⁸Voir annexe 3.

Diffusion

71. L'IPC devrait être calculé et rendu public aussi rapidement que possible après la période de référence et selon un calendrier préétabli. Il devrait être mis à la disposition de tous les utilisateurs en même temps, sous une forme commode et assortie d'une brève explication méthodologique. Les règles concernant sa diffusion devraient être connues du public et strictement observées. Ces règles devraient notamment inclure des précisions quant à ceux qui sont habilités à accéder aux résultats avant leur publication, en exposant les raisons et les conditions dans lesquelles cela doit se faire, et les délais à respecter avant la date de publication officielle.

72. L'IPC général devrait être compilé et diffusé tous les mois. Lorsque les utilisateurs ne réclament pas avec force des séries mensuelles ou que les pays ne disposent pas des ressources nécessaires, l'IPC pourrait être établi et rendu public sur une base trimestrielle. Des sous-indices, compte tenu des circonstances nationales, pourraient être diffusés selon une fréquence correspondant aux besoins des utilisateurs.

73. Quand des distorsions graves ont été constatées dans les estimations de l'indice publiées du fait d'erreurs dans sa compilation, des corrections devraient y être apportées et publiées. De telles corrections devraient être faites aussitôt que possible après que les erreurs ont été relevées, conformément à une politique de rectification des erreurs rendue publique. Lorsque l'IPC est largement utilisé à des fins d'ajustement, pour les salaires et les contrats, il faudrait éviter dans la mesure du possible les révisions rétroactives.

74. La publication des résultats de l'IPC devrait indiquer le niveau de l'indice depuis la période de référence. Il est également judicieux de présenter des indices dérivés tels que celui qui montre les changements survenus dans les grands agrégats entre: i) le mois en cours et le mois précédent; ii) le mois en cours et le même mois de l'année précédente; et iii) la moyenne des douze derniers mois et la moyenne des douze mois précédents. Les indices devraient être présentés sous la forme ajustée des variations saisonnières et sous la forme non ajustée, si l'on dispose de données corrigées en fonction des variations saisonnières.

75. La publication de l'indice devrait être assortie de commentaires et d'interprétations pour aider les utilisateurs. Devraient également être incluses une analyse des contributions des divers produits ou groupes de produits à la variation globale, ainsi qu'une explication de tout facteur inhabituel affectant les changements de prix des principaux produits contribuant à cette variation.

76. Des indices sur les groupes de dépenses principaux devraient également être établis et rendus publics. Il faudrait envisager de produire des indices partiels par division et par groupe de la COICOP⁹. Des indices partiels relatifs à différentes régions et/ou groupes de popu-

lation, ainsi que d'autres indices conçus pour des analyses particulières peuvent être établis et rendus publics s'il y a une demande de la part des utilisateurs, s'ils sont jugés fiables et si leur élaboration en justifie le coût.

77. La période de référence de l'indice peut être choisie de façon à coïncider avec la dernière période de référence des pondérations ou peut être établie de manière à coïncider avec la période de base d'autres séries statistiques. Il conviendrait de changer cette période aussi souvent que nécessaire pour que les indices demeurent faciles à présenter et à comprendre.

78. Des prix moyens ou des fourchettes de prix correspondant à des produits importants et raisonnablement homogènes devraient être estimés et diffusés afin de faciliter les recherches et les analyses des utilisateurs.

79. Les pays devraient communiquer au Bureau international du Travail les résultats des IPC nationaux ainsi que des informations sur la méthodologie employée aussi rapidement que possible après la diffusion au niveau national des résultats correspondants.

80. Il est difficile de comparer les mouvements de l'IPC d'un pays à l'autre en raison des différentes méthodes de mesure employées par les pays pour certains produits, en particulier pour le logement et les services financiers. L'exclusion du logement (loyers réels, loyers imputés ou acquisition de nouveaux logements, entretien et réparations de l'habitation) et des services financiers de l'indice général des prix rendra les estimations de changements de prix plus comparables d'un pays à l'autre pour les autres produits. Les pays devraient par conséquent prévoir d'établir et de diffuser à l'intention de la communauté internationale, outre l'indice général des prix, un indice excluant le logement et les services financiers. Il convient toutefois de souligner que, même pour les autres produits figurant dans le champ de l'indice, des difficultés peuvent encore se poser lorsqu'il s'agit d'établir des comparaisons internationales entre les changements survenus dans les prix à la consommation.

Consultations et intégrité

81. L'organisme statistique devrait jouir de l'indépendance professionnelle, de la compétence et des ressources nécessaires pour soutenir un programme d'IPC de haute qualité. Les «Principes fondamentaux de la statistique officielle» des Nations Unies¹⁰ et les «Directives concernant les pratiques de diffusion des statistiques du travail» du BIT¹¹ devraient être respectés.

82. L'organisme chargé de construire l'indice devrait consulter les représentants des utilisateurs sur les questions d'importance pour l'IPC, en particulier pendant les travaux préparatoires précédant tout changement à apporter à la méthodologie employée pour construire l'IPC. Une façon d'organiser ce genre de

⁹Voir annexe 4.

¹⁰Conseil économique et social des Nations Unies, 1994.

¹¹Seizième Conférence internationale des statisticiens du travail, 1998.

consultation serait, par exemple, la création d'une ou de commissions consultatives à laquelle/auxquelles pourraient être représentés les partenaires sociaux ainsi que d'autres utilisateurs et des experts indépendants.

83. Pour s'assurer de la confiance du public dans l'indice, une description complète des procédures de collecte de données et de la méthodologie de l'indice devrait être préparée et mise largement à disposition. Lors de la publication de l'IPC, il devrait être fait référence à cette description. La documentation devrait contenir une explication des principaux objectifs de l'indice, des détails relatifs aux pondérations, les formules utilisées pour les nombres indices, ainsi que des considérations à propos de la précision des estimations de l'indice. L'identité précise des points de vente et des biens et services dont les prix sont relevés ne devrait pas être divulguée.

84. Les utilisateurs devraient être informés à l'avance de tout changement devant intervenir dans le champ de l'indice, les pondérations ou la méthodologie employée pour estimer l'IPC.

85. Le Manuel sur les indices des prix à la consommation : théorie et pratique fournit des conseils techniques quant à la compilation des indices des prix à la consommation¹². Ce manuel devrait être mis à jour périodiquement afin de refléter les meilleures pratiques courantes.

Annexe 1

Terminologie et définitions

- a) Les «biens de consommation» sont des biens ou services utilisés par les ménages pour satisfaire leurs besoins personnels.
- b) Les «dépenses de consommation» sont des dépenses en biens et services de consommation et peuvent être exprimées en termes d'«acquisition»¹³, d'«utilisation» ou de «paiement» :
 - l'«acquisition» indique que la valeur totale des biens et services fournis pendant une période donnée doit être prise en compte, que leur prix ait été ou non réglé intégralement pendant cette même période. Cette approche pourrait être étendue pour inclure la valeur estimée de la production pour la consommation propre et des transferts sociaux en nature reçus de l'État ou d'institutions sans but lucratif. Les prix entrent dans l'IPC de la période où les consommateurs acceptent les prix ou se mettent d'accord sur les prix, indépendamment du moment où le paiement est effectué;
 - l'«utilisation» indique que la valeur totale des biens et services effectivement consommés pendant une

période donnée doit être prise en compte; pour les biens durables, cette approche exige une évaluation des services fournis par ces biens pendant cette période; les prix (coûts d'opportunité) entrent dans l'IPC de la période de consommation;

- le «paiement» indique que le total des paiements effectués pour des biens et des services pendant une période donnée, que ceux-ci aient été ou non fournis ou utilisés pendant cette même période, doit être pris en compte. Les prix entrent dans l'IPC de la période ou des périodes où le paiement est effectué.
- c) Le «champ de l'indice» s'entend des groupes de population, zones géographiques, produits et points de vente pour lesquels l'indice est construit.
 - d) La «couverture» de l'indice est l'ensemble de biens et services représentés dans l'indice. Pour des raisons pratiques, la couverture peut être inférieure à ce qui correspond au champ de l'indice qui a été défini.
 - e) La «population de référence» s'entend du groupe de population spécifique pour lequel l'indice a été construit.
 - f) Les «pondérations» sont les dépenses de consommation globales sur tout ensemble de biens et services exprimées en tant que proportion des dépenses de consommation totales sur les biens et services figurant dans le champ de l'indice pour la période de référence des pondérations. Elles constituent une série de chiffres dont la sommation donne l'unité.
 - g) La «révision des pondérations sur la base des prix» est une procédure utilisée pour aligner les pondérations des dépenses sur la période de référence de l'indice ou des prix. Cette révision consiste à multiplier les pondérations de la période de référence pertinente par les indices élémentaires qui mesurent les variations de prix entre la période de référence des pondérations et la période de référence des prix, puis à les rééchelonner aux fins de sommation à l'unité.
 - h) La «période de référence de l'indice» est la période pour laquelle la valeur de l'indice est fixée à 100,0.
 - i) La «période de référence des prix» est la période dont on compare les prix avec ceux de la période actuelle, c'est-à-dire la période dont les prix apparaissent dans les dénominateurs des prix relatifs.
 - j) La «période de référence des pondérations» est la période — généralement une année — dont les estimations du volume de la consommation et ses composantes servent à calculer les pondérations.
 - k) L'«échantillonnage probabiliste» est la sélection d'un échantillon d'unités — points de vente ou produits — tel que chaque unité de l'univers a une probabilité de sélection connue différente de zéro.
 - l) L'«échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion» est une procédure d'échantillonnage consistant à

¹²Banque mondiale/BIT/FMI/CEE-ONU/Eurostat/OCDE, Genève, 2004.

¹³Cette définition diffère de celle adoptée par la Quatorzième Conférence internationale des statisticiens du travail (1987).

- fixer d'avance un seuil, de telle sorte que toutes les unités de la population pertinente qui se situent au niveau de ce seuil ou au-dessus soient éligibles pour être incluses dans l'échantillon et que toutes les unités au-dessous de ce seuil soient exclues. Le seuil est généralement exprimé en termes de taille de certains paramètres pertinents (tels que le pourcentage de ventes totales), seules les plus grandes unités d'échantillonnage étant retenues, cependant que les autres sont laissées de côté.
- m) L'«échantillonnage par la méthode des quotas» est une méthode non probabiliste où la population est divisée en plusieurs strates. Pour chacune d'elles, le nombre («quota») d'articles à inclure dans l'échantillon est fixé. L'enquêteur se contente de «remplir les quotas», ce qui signifie, dans le cas d'un échantillon de points de vente, que la sélection des points de vente est fondée sur le jugement des personnes chargées de relever les prix et sur des critères spécifiquement établis.
- n) Les «dépenses imputées» sont les dépenses attribuées à un produit qui n'a pas été acheté, par exemple un produit que le ménage a produit pour sa propre consommation (y compris les services de logement produits par les propriétaires-occupants), un produit reçu à titre de paiement en nature ou transféré gratuitement par l'Etat ou une institution sans but lucratif.
- o) Le «prix imputé» se réfère au prix estimé d'un produit dont on ne connaît pas le prix, faute de l'avoir observé pendant une période donnée. C'est aussi le prix attribué à un produit pour lequel les dépenses ont été imputées (voir n).
- p) Un «point de vente» s'entend d'une boutique, d'une échoppe de marché, d'une entreprise de services, d'un commerçant Internet ou d'autres lieux où les biens et/ou services sont vendus ou fournis aux consommateurs pour un usage non commercial.
- q) L'«enchaînement» (ou raccordement) consiste à associer deux séquences consécutives d'observations de prix, ou indices de prix, à cheval sur une ou plusieurs périodes en rééchelonnant l'une d'elles de telle sorte que la valeur pour la période de chevauchement est la même dans les deux séquences, ainsi combinées pour constituer une seule série continue.
- r) Le «prix» se définit comme la valeur unitaire d'un produit, pour laquelle les quantités sont parfaitement homogènes sur le plan non seulement de l'apparence physique, mais aussi d'un certain nombre d'autres caractéristiques.
- s) La «variation pure de prix» est la variation du prix d'un bien ou service qui n'est pas due à un changement de sa qualité. Lorsque la qualité change, la variation pure de prix est la variation de prix qui reste après élimination de la contribution estimative du changement de qualité par rapport à la variation de prix observée.
- t) L'«ajustement au titre de la qualité» désigne le processus d'ajustement des prix observés sur un produit pour éliminer l'effet de tous changements survenus dans le temps dans la qualité de ce produit, ce qui permet de déterminer la variation pure de prix.
- u) La «substitution des consommateurs» survient lorsque, confrontés à des variations de prix relatifs, les consommateurs achètent en plus grande quantité le bien devenu relativement moins cher, et en moins grande quantité le bien devenu relativement plus cher. Cette substitution peut s'opérer entre des variétés du même produit ou entre différentes catégories de dépenses.

Annexe 2

Méthodes d'ajustement pour tenir compte de la qualité

Méthodes implicites d'ajustement pour tenir compte de la qualité

1. La méthode de «chevauchement» admet par hypothèse que la différence de prix observée entre deux produits au moment précis où le premier disparaît et le second le remplace est entièrement due à une différence dans la qualité.
2. La méthode «d'imputation de la moyenne globale» consiste à calculer tout d'abord la variation de prix moyenne pour un agrégat après avoir éliminé le produit qui disparaît et son remplacement, et à utiliser ensuite ce taux de variation de prix pour imputer une variation de prix sur le produit qui disparaît. Elle suppose que la différence de prix pure entre le produit qui disparaît et celui qui le remplace est égale aux variations de prix moyennes pour les produits qui restent à la vente (non manquants).
3. La méthode «d'imputation de la moyenne de classe» est une variante de la méthode d'imputation de la moyenne globale. Elle en diffère uniquement par la source du taux imputé de variation de prix par rapport à la période t+1 sur le produit qui disparaît. Plutôt que d'utiliser la variation moyenne de l'indice pour tous les produits non manquants de l'agrégat, on estime le taux imputé de variation de prix en utilisant seulement les variations de prix sur des produits jugés pour l'essentiel équivalents ou qui ont fait l'objet d'un ajustement direct pour tenir compte de la qualité.

Méthodes explicites d'ajustement pour tenir compte de la qualité

4. La méthode de «l'ajustement raisonné» repose sur le jugement d'un ou plusieurs spécialistes de secteur, spécialistes en produits, statisticiens des prix ou agents chargés de relever les prix concernant la valeur de

toute différence de qualité entre l'ancien produit et le produit de remplacement. Soit aucun élément, soit une partie, soit encore la totalité de la différence de prix peut être attribué à un gain de qualité.

5. La méthode des «différences dans les coûts de production» repose sur les informations communiquées par les fabricants concernant les coûts de production des nouveaux modèles de remplacement, auxquels sont ensuite ajoutés les marges de détail et les impôts indirects afférents. Cette méthode est particulièrement indiquée dans le cas de marchés ne comptant qu'un petit nombre de producteurs, où les révisions de modèles sont peu fréquentes et prévisibles. Il convient cependant de l'utiliser avec prudence, car il est de nouvelles techniques de production qui permettent de réduire les coûts tout en améliorant la qualité.
6. La méthode de «l'ajustement pour tenir compte de la quantité» s'applique aux produits pour lesquels le produit de remplacement est de taille différente de celui qui était précédemment à la vente. Elle ne devrait être appliquée que si les différences sur le plan des quantités n'ont pas d'incidence sur la qualité du produit.
7. La méthode des «coûts en option» consiste à estimer le prix des produits de remplacement en fonction de la valeur de nouvelles caractéristiques observables. Il n'est que de citer l'exemple de l'élément supplémentaire intégré comme norme d'un nouveau modèle de voiture, alors qu'il était auparavant une option à prix marqué.
8. La méthode de «régression hédonique» consiste à estimer le prix d'un produit en fonction des caractéristiques qu'il possède. On estime d'abord la relation entre les prix et tous les déterminants de prix que sont les caractéristiques pertinentes et observables, puis on utilise les résultats pour estimer l'indice.

Annexe 3

Les types d'erreurs

- L'«erreur liée au changement de qualité» est une erreur qui peut survenir lorsqu'il n'a pas été tenu compte, lors de la construction de l'indice, des changements de qualité des biens et services.
- Une «erreur liée à de nouveaux produits» survient lorsque ne sont pas pris en compte les changements de prix sur de nouveaux produits qui n'ont pas encore été échantillonnés, ou bien, dans le cas où l'objectif est un indice du coût de la vie, le gain de bien-être que tirent les consommateurs de l'apparition de ces produits.
- Une «erreur liée à la substitution de points de vente» peut survenir lorsque les consommateurs tendent à changer de fournisseur pour le même produit et que cette tendance n'est pas correctement prise en compte lors de la collecte des prix effectuée aux fins de la construction de

l'indice. Une telle erreur prend toute son importance quand il s'agit d'estimer un indice du coût de la vie.

- Une «erreur liée à de nouveaux points de vente» est, en théorie, identique à l'erreur liée à de nouveaux produits. Elle se produit lorsque l'on omet de prendre en compte les variations de prix qui sont le fait de nouveaux points de vente encore non échantillonnés, ou le gain de bien-être que tirent les consommateurs de l'apparition de ces nouveaux points de vente.
- Une «erreur de substitution à un niveau élevé» survient lorsque l'indice ne reflète pas la substitution des consommateurs parmi les catégories de base de consommation, faute d'avoir utilisé la bonne méthode pour agréger les agrégats élémentaires dans la construction de la valeur de l'indice global. Cette erreur n'a d'importance que dans le cas d'un indice du coût de la vie, encore qu'une «erreur de représentativité» équivalente puisse être identifiée dans une perspective de l'indice des prix pur.
- Une «erreur liée à un indice élémentaire» vient de ce que l'on n'utilise pas la bonne méthode pour agréger les prix observés au niveau d'agrégation le plus bas. L'erreur liée à un indice élémentaire peut se présenter sous deux formes: une erreur de formule et une erreur de substitution à un niveau inférieur. L'indice souffre de l'erreur de formule si, du fait des propriétés de cette formule, le résultat obtenu est biaisé par rapport à ce qu'il aurait été si une variation pure de prix avait pu être estimée. L'indice sera biaisé en cas d'erreur de substitution à un niveau inférieur s'il ne reflète pas la substitution des consommateurs pour les produits contenus dans l'agrégat élémentaire.
- Une «erreur de sélection» se produit lorsque l'échantillon des observations de prix n'est pas pleinement représentatif de la population cible de points de vente et/ou de produits. Les premiers quatre types d'erreurs énumérées ci-dessus peuvent être considérés comme des cas particuliers d'une erreur de sélection.

Annexe 4

Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP)¹⁴

(Répartition par divisions et par groupes des dépenses de consommation individuelle à la charge des ménages)

01 Produits alimentaires et boissons non alcoolisées

- 01.1 Produits alimentaires
- 01.2 Boissons non alcoolisées

02 Boissons alcoolisées, tabac et stupéfiants

- 02.1 Boissons alcoolisées
- 02.2 Tabac
- 02.3 Stupéfiants

¹⁴Voir annexe 2, p. 539, pour les notes explicatives.

03 Articles d'habillement**et chaussures**

- 03.1 Articles d'habillement
- 03.2 Chaussures

04 Logement, eau, gaz, électricité et autres combustibles

- 04.1 Loyers effectifs
- 04.2 Loyers fictifs
- 04.3 Entretien et réparation des logements
- 04.4 Alimentation en eau et services divers liés au logement
- 04.5 Électricité, gaz et autres combustibles

05 Meubles, articles de ménage et entretien courant du foyer

- 05.1 Meubles, articles d'ameublement, tapis et autres revêtements de sol
- 05.2 Articles de ménage en textiles
- 05.3 Appareils ménagers
- 05.4 Verrerie, vaisselle et ustensiles de ménage
- 05.5 Outillage et autre matériel pour la maison et le jardin
- 05.6 Biens et services liés à l'entretien courant du foyer

06 Santé

- 06.1 Produits, appareils et matériels médicaux
- 06.2 Services ambulatoires
- 06.3 Services hospitaliers

07 Transports

- 07.1 Achat de véhicules
- 07.2 Dépenses d'utilisation des véhicules
- 07.3 Services de transport

08 Communications

- 08.1 Services postaux
- 08.2 Matériel de téléphonie et de télécopie
- 08.3 Services de téléphonie et de télécopie

09 Loisirs et culture

- 09.1 Matériel audiovisuel, photographique et de traitement de l'information
- 09.2 Autres biens durables à fonction récréative et culturelle
- 09.3 Autres articles et matériel de loisirs, de jardinage et animaux de compagnie
- 09.4 Services récréatifs et culturels
- 09.5 Journaux, livres et articles de papeterie
- 09.6 Forfaits touristiques

10 Enseignement

- 10.1 Enseignement préélémentaire et primaire
- 10.2 Enseignement secondaire
- 10.3 Enseignement postsecondaire non supérieur
- 10.4 Enseignement supérieur
- 10.5 Enseignement non défini par niveau

11 Restaurants et hôtels

- 11.1 Services de restauration
- 11.2 Services d'hébergement

12 Biens et services divers

- 12.1 Soins corporels
- 12.2 Prostitution
- 12.3 Effets personnels n.c.a
- 12.4 Protection sociale
- 12.5 Assurance
- 12.6 Services financiers n.c.a
- 12.7 Autres services n.c.a

Annexe 4

Comparaisons spatiales des prix à la consommation, parités de pouvoir d'achat et programme de comparaison internationale

1 Introduction

La présente annexe traite de la comparaison des niveaux de prix entre zones ou régions d'un même pays ou entre pays. Même s'il faut tenir compte de la différence des monnaies nationales dans les comparaisons internationales des prix, les problèmes d'indice rencontrés dans ce type d'exercice rappellent ceux que posent les comparaisons temporelles. De nombreux travaux ont été consacrés, dans le cadre du Programme de comparaison internationale (PCI), aux comparaisons des prix et du revenu réel entre pays. Cette annexe ne propose donc pas un examen exhaustif des problèmes que soulèvent ces comparaisons et des méthodes d'agrégation y afférentes, mais s'efforce de couvrir d'une manière plus complète la question des comparaisons des prix à la consommation présentée dans le manuel, en ajoutant les dimensions spatiale et internationale aux comparaisons qui y sont traitées dans divers chapitres. Nous nous appliquons en outre à montrer comment assurer une intégration plus étroite des comparaisons spatiale et temporelle des prix à la consommation.

Les objectifs essentiels de cette annexe sont les suivants : i) donner un bref aperçu des problèmes d'indice que posent les comparaisons de prix entre pays et entre régions et de souligner la nécessité de mettre au point et d'utiliser des méthodes d'agrégation spéciales; ii) décrire quelques-unes des méthodes d'agrégation employées pour le calcul des parités de pouvoir d'achat (PPA) et les mesures spatiales des niveaux de prix; iii) examiner le lien entre le PCI et les PPA, utilisées pour les comparaisons internationales, avec l'indice des prix à la consommation (IPC); et iv) étudier la possibilité d'intégrer les activités liées au PCI à celles conduites par les offices nationaux de statistique pour le calcul de l'IPC.

Enfin, l'annexe vise aussi à offrir aux statisticiens des offices nationaux de statistique chargés d'établir l'IPC une introduction aux questions posées et méthodes utilisées dans le cadre des comparaisons spatiales des prix à la consommation, et donne un aperçu général de certaines différences importantes entre les diverses approches possibles de ces comparaisons. Les pays qui comparent les prix à la consommation entre zones ou régions, ainsi que ceux qui participeront peut-être dans un avenir proche au PCI, pourraient donc trouver utile les développements qui suivent.

2 Différences entre comparaisons temporelles et spatiales

Il existe plusieurs différences qualitatives majeures entre les comparaisons de prix dans le temps de l'IPC type et les comparaisons de prix entre régions ou pays. Ces différences soulignent la nécessité d'utiliser des méthodes spéciales d'agrégation des données sur les prix pour obtenir des mesures sommaires des niveaux de prix, et mettent en lumière les besoins de données spécifiques aux comparaisons entre pays ou régions.

La différence majeure est l'absence d'un ordre naturel des observations de prix et de quantité dans les comparaisons entre pays ou régions. Le cadre et les méthodes d'établissement de l'IPC ont été conçus pour mesurer les variations des prix dans le temps. Les observations de prix suivent par conséquent l'ordre chronologique. L'existence de cet ordre naturel permet de déterminer s'il est possible ou préférable d'établir des indices fixes ou des indices-chaînes. Pour les comparaisons de prix entre pays de l'OCDE ou entre différents États des États-Unis, en revanche, il est impossible de trouver un ordre qui facilite les comparaisons en chaîne.

La nature multilatérale des comparaisons spatiales est une caractéristique distinctive des comparaisons de prix entre régions ou pays. Lorsque l'on compare les niveaux de prix des biens et services entre pays, il est essentiel de le faire pour chaque paire de régions à l'étude. Si la Banque mondiale veut comparer les revenus réels de différents pays, il faut qu'elle puisse établir des comparaisons entre toutes les paires de pays en question. Cette nature multilatérale des comparaisons pose plusieurs problèmes. Premièrement, le nombre de comparaisons (une par paire) peut être assez élevé, et la présentation ou l'utilisation de tels résultats risque d'être difficile. Si la comparaison porte sur 20 pays, par exemple, il faut alors 190 ($20 \times 19/2$) comparaisons binaires différentes portant sur des paires de pays distinctes. Deuxièmement, une certaine cohérence est indispensable pour qu'une si large palette de comparaisons binaires donne des résultats. C'est ce qu'exprime la condition de «transitivité» décrite ci-après.

Les utilisations et applications des comparaisons de prix entre régions peuvent différer sensiblement de celles des IPC généraux. L'IPC est sans doute la statistique économique la plus significative que produise un pays. Il n'est pas seulement utilisé comme mesure générale des variations de prix dans le temps, mais sert aussi, bien souvent, à l'évaluation et au calibrage de la politique monétaire. Malgré les similarités conceptuelles qui existent entre les comparaisons de prix dans le temps et dans l'espace, les comparaisons spatiales des prix sont utiles pour déterminer les niveaux de vie et de bien-être dans différentes régions d'un pays ou entre plusieurs pays. Elles sont essentielles pour évaluer le développement de différentes régions et assurer une croissance plus équilibrée entre elles. Dans beaucoup de pays, il existe une forte demande de mesures de l'IPC

entre différentes villes et entre différents États ou régions (zones rurales et zones urbaines, par exemple). Cependant, rare sont ceux où les données sur les prix comparés de différentes régions sont aisément disponibles. Kokoski *et al.* (1999) montrent qu'il est possible de procéder à des comparaisons significatives des prix entre régions des États-Unis en utilisant les données de prix recueillies dans différents États.

Des comparaisons internationales des prix, présentées sous la forme de PPA tirées du PCI, sont utilisées par les organisations internationales et les chercheurs afin d'évaluer la croissance et la productivité des pays ou de procéder à des comparaisons internationales significatives de divers agrégats du revenu national (dont les dépenses publiques). À l'heure actuelle, chercheurs et praticiens s'accordent à penser que les comparaisons de prix et les données sur les PPA sont nécessaires pour déterminer la nature et évaluer l'ampleur de la pauvreté mondiale et sa répartition entre les pays ou régions du monde. Plusieurs études récentes — Ward (2001), Prenzushi (2001), Astin (2001) et Dwyer *et al.* (2001) — présentées au séminaire Banque mondiale-OCDE sur les parités de pouvoir d'achat organisé du 30 janvier au 2 février 2001 ont mis en relief des applications importantes des PPA issues des comparaisons internationales des prix faites dans le cadre du PCI. Eurostat vient de lancer un programme qui vise à étendre l'actuel PCI de ses États membres de l'UE afin qu'il couvre les comparaisons régionales dans différents pays.

Compte tenu des différences analytiques capitales qui existent entre les comparaisons des IPC types dans le temps et les comparaisons des prix à la consommation et des PPA entre régions ou pays, de nombreuses études ont été consacrées à l'établissement des données et méthodes nécessaires aux comparaisons spatiales des prix. Leurs résultats sont brièvement résumés ci-après.

3 Données requises pour les comparaisons spatiales

Les données requises pour les comparaisons spatiales s'apparentent beaucoup à celles qui sont nécessaires au calcul de l'IPC type. Il s'agit principalement de disposer d'informations sur les prix d'un large éventail de produits représentatifs du panier de consommation et sur les pondérations affectées aux diverses catégories de produits en fonction de leur importance. Pour établir un IPC, la pratique courante consiste à relever les prix dans différents points de vente disséminés à travers le pays. Le choix de ces points de ventes et des zones où les prix sont relevés s'appuie sur des schémas d'échantillonnage complexes échelonnés sur plusieurs étapes. Les pondérations des dépenses reposent sur une classification des biens et services obéissant à un système normalisé tel que la Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP) ou toute classification nationale de même type. Le niveau de classification des produits le moins élevé pour lequel des pondérations sont dispo-

nibles est utilisé pour calculer les indices élémentaires puis des indices supérieurs à des niveaux d'agrégation de plus en plus élevés, jusqu'à ce que l'on parvienne finalement au total des dépenses des ménages.

Les comparaisons spatiales posent divers problèmes d'identification des produits dont il faut relever le prix dans les zones, régions ou pays de l'échantillon retenu. La difficulté est moins grande lorsque les zones comparées sont assez similaires ou homogènes. Quand elles sont assez hétérogènes, deux problèmes se font jour. Le premier naît des différences profondes qui existent entre les paniers de consommation. Ainsi, la comparaison de deux États (le Minnesota et la Floride, par exemple) peut faire apparaître de grandes différences entre les paniers de consommation au niveau des détails, même si les grandes catégories de dépenses sont identiques. Ce problème s'apparente un peu à celui du traitement des produits qui disparaissent du marché ou des produits nouveaux dans le contexte de l'IPC, mais il est plus grave dans le cadre des comparaisons entre pays. Le second problème se pose lorsqu'il existe de grandes différences de qualité entre les produits. Celles-ci peuvent être mesurées à travers plusieurs caractéristiques des produits, et il en est tenu compte — ou des ajustements sont effectués — le moment venu dans le calcul de l'indice. Kokoski *et al.* (1999) montrent qu'il est possible de comparer les prix de biens hétérogènes entre des régions.

Les changements qualitatifs surviennent probablement de manière plus progressive dans le cas des comparaisons temporelles, mais ils peuvent créer un grave problème dans les comparaisons entre pays. Le PCI applique le principe d'identité pour résoudre le problème des différences de qualité d'un pays à l'autre. Une liste complète des produits, avec description détaillée de leurs caractéristiques, est dressée lors des travaux préparatoires à toute comparaison entre pays. Dans chaque cas, les prix de ces produits sont relevés auprès de divers points de vente à travers le pays, selon une procédure très semblable à celle utilisée pour l'IPC. L'établissement de cette liste de produits est toutefois une étape complexe, dont la difficulté dépend de la taille et de l'hétérogénéité du groupe visé. L'utilisation d'une liste de produits fondée sur le principe d'identité peut avoir des conséquences importantes pour la représentativité de la liste des produits des paniers de consommation des divers pays. Plusieurs procédures opérationnelles sont appliquées par les organisations internationales pour répondre aux problèmes liés à l'établissement des données de prix. Une description plus détaillée de ces problèmes et des solutions recommandées est présentée dans le *Manuel du programme de comparaison internationale* (Nations Unies, 1992) et dans une publication récente de l'OCDE (1999) consacrée aux travaux de cette organisation sur les comparaisons internationales.

Une fois les données de prix établies, l'étape suivante du calcul de l'IPC consiste à agréger les variations de prix pour chaque produit afin de mesurer les mouvements de prix des diverses catégories de dépenses de

consommation. Il est nécessaire, à ce stade, de disposer d'informations sur la structure de la consommation. Celles-ci sont extraites en général des enquêtes sur les dépenses des ménages menées régulièrement dans la plupart des pays par l'office national de statistique. Pour comparer les prix à la consommation d'une région à l'autre, il faut disposer de données spécifiques des enquêtes sur le budget des ménages conduites dans chacune des régions comparées. Il arrive bien souvent que, pour des raisons de fiabilité de l'échantillonnage et des statistiques, on ne dispose pas des données sur la structure des dépenses pour toutes les régions.

Les comparaisons spatiales des prix à la consommation posent des problèmes spécifiques dus au non-chevauchement des paniers de consommation, aux grandes différences de qualité qui existent entre les produits dont les prix sont relevés dans les diverses régions ou pays et à l'absence de données cruciales sur des habitudes de dépenses propres à certaines régions. Il faut donc élaborer de nouvelles techniques d'analyse qui puissent prendre en compte les différences de qualité les plus importantes. Les offices de statistique risquent alors d'avoir besoin de ressources financières additionnelles pour procéder à des comparaisons de prix fiables et significatives entre les villes, zones ou régions de leur pays et établir des données pour mener à bien la tâche plus difficile que constituent les comparaisons internationales des prix et de la consommation réelle.

4 Méthodes d'agrégation utilisées dans les comparaisons spatiales

La présente section décrit brièvement les méthodes d'agrégation utilisées en général dans les comparaisons de prix entre pays. Comme la plupart de ces méthodes ont été élaborées dans le cadre du PCI et s'appliquent aussi aux comparaisons entre zones ou régions, nous prendrons ci-après les pays comme entités spatiales. Cette section s'articule en trois parties. La première traite de la notation et du cadre conceptuel nécessaires pour mener à bien des comparaisons spatiales multilatérales. La seconde décrit la construction des indices élémentaires entrant dans l'agrégation des prix lorsqu'il n'existe pas d'informations sur les quantités ou les dépenses. La troisième présente quelques-unes des méthodes indicielles utilisées dans les comparaisons spatiales de prix.

4.1 Notation et cadre conceptuel

Considérons le cas de comparaisons entre M pays faisant intervenir des données sur les prix et quantités de N produits. Par produits, on entend ici les biens et services dont les prix sont relevés dans tous les pays. Si ces produits se situent au-dessous du niveau élémentaire auquel aucune donnée sur les quantités ou parts de dépenses n'est connue, nous n'utiliserons que les données de prix. À ce stade, nous laissons de côté tous les problèmes liés au non-chevauchement des listes de produits

et à l'existence de différences de qualité de façon à privilégier les questions d'agrégation. Soit $p^j = [p_1^j, \dots, p_N^j]$ et $q^j = [q_1^j, \dots, q_N^j]$ les vecteurs de prix et de quantités du pays j ($j=1, 2, \dots, M$). Dans les comparaisons internationales, tous les prix sont exprimés dans les unités monétaires nationales respectives. Comme pour le calcul de l'IPC, la difficulté est de décomposer les différences observées dans les agrégats de valeur

$$V^j = \sum_{i=1}^N p_i^j q_i^j \quad (\text{A4.1})$$

en mesures des composantes de prix et de dépenses réelles.

Étant donné qu'il y a M ensembles de vecteurs de prix et de quantités, donc $M(M-1)/2$ comparaisons binaires entre les différentes paires de pays, nous utilisons dans cette annexe une notation plus simple que celle employée dans le corps du manuel. Soit I_{jk} l'indice des prix (à la consommation) du pays k , avec pour base le pays j . Si j et k sont respectivement les États-Unis et l'Inde, et si $I_{jk} = 22,50$, l'indice signifie alors que 22,50 roupies indiennes ont le même pouvoir d'achat qu'un dollar EU pour les biens et services qui entrent dans le calcul de l'indice. En conséquence, l'indice peut aussi être considéré comme la PPA entre les monnaies de j et k . Cette interprétation est compatible avec la signification donnée d'ordinaire à l'IPC. Les unités monétaires entrent en jeu ici, il est possible de mesurer correctement l'écart entre les niveaux des prix relatifs si la PPA est comparée au taux de change en vigueur au moment où se font les comparaisons.

Compte tenu de la nature multilatérale des comparaisons spatiales, lorsque M pays sont considérés, il faut procéder à des comparaisons entre toutes les paires de pays. Autrement dit, il est nécessaire de calculer un par un chacun des indices de la matrice des comparaisons binaires ci-après :

$$I = \begin{bmatrix} I_{11} & I_{12} & I_{1k} & I_{1M} \\ I_{21} & I_{22} & I_{2k} & I_{2M} \\ I_{j1} & I_{j2} & I_{jk} & I_{jM} \\ I_{M1} & I_{M2} & I_{Mk} & I_{MM} \end{bmatrix} \quad (\text{A4.2})$$

Plusieurs points concernant la matrice, I , méritent d'être soulignés. Premièrement, la matrice peut être de grande taille si le nombre des pays (ou régions) considérés est important. Deuxièmement, il doit y avoir cohérence interne entre des résultats portés dans la matrice. Tous les points soulevés au sujet des indices, de même que les diverses approches examinées dans le manuel, s'appliquent directement à chaque comparaison binaire entre deux pays. Diewert (1986, 1999b) récapitule les approches théoriques microéconomiques et les approches axiomatiques des comparaisons internationales. Il est donc possible d'appliquer les indices de Fisher, de Törnqvist, de Walsh, ou d'autres encore, décrits dans le manuel.

Pour que l'on puisse tirer des conclusions valables des résultats des comparaisons multilatérales entre pays, les méthodes indicielles doivent remplir certaines conditions fondamentales, qui sont examinées ci-après pour les plus importantes d'entre elles et dont la liste complète est fournie par Kravis *et al.* (1982), l'OCDE (1999) et les Nations Unies (1992).

Transitivité. Un indice I_{jk} est dit transitif si et seulement si, pour tous les choix de j, k et l ($j, k, l = 1, 2, \dots, M$), il remplit la condition

$$I_{jk} = I_{jl} \times I_{lk} \quad (\text{A4.3})$$

L'équation (A4.3) pose que l'application d'une formule d'indice qui compare directement j et k doit donner le même résultat numérique que l'application d'une formule qui compare indirectement j et k en passant par un pays intermédiaire, l . On notera que la transitivité assure la cohérence interne des indices dans la matrice donnée dans l'équation (A4.2). Elle garantit que la PPA des deux monnaies, A et B, est la même, qu'elle soit obtenue par comparaison directe de A et B ou par comparaison indirecte de A à C et de C à B et regroupement des deux résultats pour obtenir une PPA indirecte pour A et B. Cette condition tient principalement à la nature spatiale des comparaisons, qui empêche d'imposer un ordre naturel des pays visés sans porter un jugement de valeur. La plupart des formules d'indice communément utilisées ne remplissent pas cette condition. Le résultat suivant est utile à l'établissement d'indices transitifs.

Un indice I_{jk} remplit la condition de transitivité exprimée dans (A4.3) si, et seulement si, il existe M nombres réels positifs $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_M$, tels que

$$I_{jk} = \frac{\lambda_k}{\lambda_j} \quad (\text{A4.4})$$

pour tous les j et k .

Ce résultat, qui se démontre aisément (Rao and Banerjee, 1984), est important, car il montre que, lorsque la transitivité est vérifiée, il suffit de calculer M nombres réels $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_M$, pour calculer tous les indices nécessaires dans (A4.2) en utilisant ces M nombres, ce qui réduit la dimension du problème posé. Deux points peuvent être soulignés. Premièrement, les nombres λ_j de l'équation (A4.4) ne sont pas uniques, puisque tout produit scalaire d'un vecteur des λ_j peut aussi conduire à une matrice d'indices identique à celle obtenue à l'aide des λ_j initiaux. Il faut donc déterminer ces λ_j (dans toute analyse empirique) à un facteur de proportionnalité près. Deuxièmement, on peut considérer que ces λ_j sont la PPA des monnaies en question. C'est sur ce résultat que se fondent les travaux de statisticiens tels que Geary (1958) ou Khamis (1970), qui proposent des méthodes d'agrégation visant à calculer les PPA directement à partir des données sur les prix et les quantités sans faire appel aux études sur les indices.

Invariance par rapport à la base. Un indice est dit invariant par rapport à la base si une comparaison entre deux pays donnés (j, k) est invariante à l'ordre des pays. Cela implique que les comparaisons multilatérales de-

vraient être invariantes à toutes les permutations possibles de l'ensemble de données. Considérons un ensemble de comparaisons transitives effectuées en utilisant la méthode «star», dans laquelle on compare les prix en vigueur dans deux pays donnés, A et B, en passant par l'intermédiaire d'un autre pays, les États-Unis par exemple. En conséquence,

$$PPP_{A,B} = PPP_{A,USA} \times PPP_{USA,B}$$

Ce cas de figure est inacceptable lorsqu'il y a invariance par rapport à la base, puisque le choix du pays pivot influe à l'évidence sur la PPA des monnaies des pays A et B. En outre, les États-Unis bénéficient d'un statut spécial, en tant que pays intermédiaire, dans les comparaisons multilatérales transitives.

Caractéristicité. Selon la condition de «caractéristicité» définie par Drechsler (1973), toute série de comparaisons multilatérales présentant la propriété de transitivité doit conserver les caractéristiques essentielles des comparaisons binaires faites sans exiger cette transitivité. Comme la condition (A4.3) implique qu'une comparaison transitive entre deux pays j et k est nécessairement influencée par les données de prix et de quantités de tous les autres pays, la caractéristicité exige que l'on cantonne à un niveau aussi faible que possible les distorsions qu'entraîne l'acceptation du principe de transitivité des comparaisons. Balk (2001) montre que l'acceptation totale du principe de «caractéristicité» poussé à l'extrême (à savoir la préservation complète de toutes les comparaisons binaires) implique que les indices de prix, donc les PPA, ne peuvent dépendre d'aucune pondération par les quantités ou les parts de marché. C'est là un résultat extrême qu'il convient d'éviter dans toutes les comparaisons d'indices. La méthode d'Elteto-Koves-Szulc (EKS) utilisée pour les comparaisons internationales, qui est examinée ci-après, trouve son origine dans la propriété de caractéristicité.

4.2 Méthodes indicielles pour les comparaisons spatiales

Les comparaisons spatiales de prix en général, et les comparaisons internationales en particulier, utilisent des méthodes indicielles pour agréger les données sur les prix et les quantités à deux niveaux. Le premier est celui de la rubrique élémentaire. Il s'agit normalement du niveau d'agrégation le plus bas pour lequel on dispose de données sur les dépenses et les pondérations. La rubrique élémentaire recouvre d'ordinaire un groupe assez homogène d'articles dont les prix sont relevés dans différents points de vente des pays concernés. Les niveaux d'agrégation suivants conduisent aux indices des grandes catégories de dépenses et, en dernier lieu, à l'ensemble du panier de consommation.

4.2.1 Agrégation au-dessous du niveau de la rubrique élémentaire

Deux méthodes indicielles d'usage courant sont décrites ci-après. Elles tiennent compte explicitement de la

possibilité que des données de prix ne soient pas disponibles pour tous les articles de la liste de produits établie en vue d'une comparaison internationale. Cette situation est possible dans le cas des comparaisons temporelles, mais elle ne concerne d'ordinaire qu'un petit nombre de produits qui disparaissent ou de nouveaux produits.

La méthode Elteto–Koves–Szulc (EKS). Une variante de la méthode originale proposée dans Elteto and Koves (1964) et Szulc (1964) est utilisée d'ordinaire pour agréger les données de prix au-dessous du niveau de la rubrique élémentaire. La méthode EKS se déroule en deux étapes. Dans la première, il est procédé à des comparaisons binaires des rapports de prix des produits dont les prix sont disponibles dans les deux pays. Si n_{jk} est le nombre de produits dont les prix sont relevés dans les deux pays, la pratique généralement suivie dans le cadre du PCI établit un indice élémentaire binaire à l'aide de la formule suivante :

$$I_{jk} = \prod_{i=1}^{n_{jk}} \left[\frac{P_i^k}{P_i^j} \right]^{1/n_{jk}} \quad (A4.5)$$

Ces indices ne sont à l'évidence pas transitifs puisque chacun d'eux repose sur les prix d'un ensemble de produits différent. On a alors recours à la méthode EKS pour calculer un ensemble d'indices transitif. La formule suivante est ainsi obtenue pour la construction d'indices élémentaires à des fins de comparaisons spatiales :

$$I_{jk}^{EKS} = \prod_{i=1}^M [I_{ji} I_{ik}]^{1/M} \quad (A4.6)$$

La formule d'indice élémentaire exprimée dans (A4.5) est similaire à celle utilisée pour la construction de l'IPC. La principale différence résulte de ce que le prix n'est pas connu pour tous les produits dans tous les pays et qu'il faut qu'il y ait transitivité des indices à tous les stades de l'agrégation. Les propriétés de ces indices sont examinées au chapitre 20 du présent manuel.

L'OCDE (1999) utilise une variante légèrement modifiée des indices binaires présentés dans l'équation (A4.5). La formule employée reprend celle de l'indice de Fisher, mais sans recourir aux parts de dépenses, car l'agrégation se situe au-dessous du niveau de la rubrique élémentaire. Cette procédure vise à tenir compte du fait que les produits dont les prix sont relevés ne sont pas tous vraiment représentatifs de la consommation dans l'un des pays considérés ou dans les deux, ou n'y jouent pas tous un rôle important. Elle tient compte explicitement des produits marqués d'un astérisque indiquant qu'ils sont importants pour le pays en question. La méthode EKS modifiée fait appel à la formule ci-dessus, mais l'indice binaire dans le membre de droite est remplacé par :

$$I_{js} = \left\{ \prod_{i \in M(s)} \left[\frac{P_i^s}{P_i^j} \right]^{1/n(s)} \prod_{i \in M(j)} \left[\frac{P_i^s}{P_i^j} \right]^{1/n(j)} \right\}^{1/2} \quad (A4.7)$$

où $n(s)$ et $n(j)$ sont respectivement le nombre de produits élémentaires considérés comme représentatifs dans le pays s et dans le pays j , et $M(s)$ et $M(j)$, les ensembles de produits considérés comme représentatifs dans les différents pays.

L'utilisation des équations (A4.5) et (A4.6) pour la construction d'IPC spatiaux au niveau de la rubrique élémentaire pose certains problèmes. Le principal tient au fait que, dans ces formules, il importe peu que les produits dont les prix sont relevés dans différents pays soient ou non «représentatifs» de la consommation nationale au niveau de la rubrique élémentaire. Un problème connexe se pose : la couverture des produits, dont les prix sont relevés par rapport à la rubrique élémentaire à laquelle ils appartiennent, est-elle adéquate? Ces questions sont aujourd'hui à l'étude, et Rao (2001b) offre une méthode modifiée qui attribue des pondérations proportionnelles à la couverture et à la représentativité des produits.

Si d'importants travaux ont été consacrés aux propriétés des formules d'indices pour la construction d'indices élémentaires dans le cadre de l'IPC (Diewert (1995a), Dalén (1992) et Turvey (1996)), rares ont été les études conduites sur les propriétés des indices élémentaires dans le contexte des comparaisons internationales.

La méthode Country–Product–Dummy (CPD). Présentée par Summers (1973), la méthode CPD sert à estimer les observations de prix manquantes. C'est un simple outil statistique qui peut servir au calcul des PPA pour une rubrique élémentaire donnée par simple régression du logarithme des prix observés sur un ensemble de variables fictives, définies pour les différents produits et pays. La méthode fait donc intervenir le modèle ci-après :

$$\ln p_i^j = \eta_1 D_1 + \eta_2 D_2 + \dots + \eta_n D_n + \pi_1 D_1^* + \pi_2 D_2^* + \dots + \pi_M D_M + u_i^j \quad (A4.8)$$

où D_i ($i=1,2,\dots,n$) et D_j^* ($j=1,2,\dots,M$) sont, respectivement, les variables fictives pour les N produits de la rubrique élémentaire et les M pays entrant dans les comparaisons.

Une fois cette équation de régression estimée, la PPA pour la monnaie du pays k , avec le pays j pour base, peut être obtenue par la formule

$$PPP^j = \exp(\hat{\pi}_j) \quad (A4.9)$$

où $\hat{\pi}_j$ est l'estimateur de π_j dans l'équation (A4.8). L'indice recherché au niveau de la rubrique de base est donné par

$$I_{jk} = \frac{PPP_k}{PPP_j} \quad (A4.10)$$

L'exponentielle de la différence des estimations de π_j et de π_k tirées de l'équation de régression donne l'indice requis.

Le modèle CPD se prête à une série de généralisations qui peuvent être explicitement à l'origine de cer-

tains des problèmes rencontrés au niveau des données. Ainsi, il peut être aisément généralisé pour tenir compte des différences de qualité mesurées via un ensemble de caractéristiques des produits. Kokoski *et al.* (1999) démontrent qu'il est possible d'appliquer cette méthode aux comparaisons des prix à la consommation entre diverses régions des États-Unis. Rao et Timmer (2000) examinent si l'on peut utiliser un modèle CPD généralisé pour incorporer diverses mesures de fiabilité quand on agrège des rapports de valeurs unitaires afin de permettre des comparaisons au niveau des branches d'activité industrielle. Rao (2001b) passe en revue quelques spécifications de modèles qui s'appliquent à une agrégation au-dessous du niveau de la rubrique élémentaire dans le cadre du PCI.

La méthode EKS décrite dans les équations (A4.6)–(A4.8) est la démarche retenue à l'heure actuelle par toutes les organisations internationales pour les agrégations au-dessous du niveau de la rubrique élémentaire. Les méthodes CPD et EKS donnent des parités identiques à ce niveau lorsque les prix de tous les produits sont relevés dans tous les pays. Ferrari et Riani (1998) et Ferrari *et al.* (1996) présentent une série de résultats analytiques concernant ces méthodes.

Si les questions d'échantillonnage concernant la sélection et la distribution des points de vente et la fréquence des relevés de prix sont jugées importantes pour la construction d'indices élémentaires dans le cadre de l'IPC, d'autres questions sont cruciales pour le calcul des PPA au-dessous du niveau de la rubrique élémentaire dans le cadre de comparaisons internationales. Les questions de différence de qualité et de non-disponibilité de certains biens et services dans des pays qui entrent dans la comparaison prennent une importance beaucoup plus grande dans les comparaisons spatiales des prix à la consommation.

4.2.2 Agrégation au-dessus de la rubrique élémentaire

Cette section présente quelques-unes des nombreuses méthodes d'agrégation utilisées pour les comparaisons spatiales. Balk (2001) propose une analyse plus approfondie des méthodes d'agrégation mises au point à cet effet ces trente dernières années.

Ce niveau d'agrégation est le même que celui auquel les indices élémentaires sont agrégés pour le calcul de l'IPC global. Dans le cas des comparaisons temporelles portant sur deux périodes, toutes les méthodes et approches décrites dans le manuel conviennent et, le plus souvent, les offices nationaux de statistique utilisent la formule de Laspeyres, celle de Fisher ou des variantes de ces formules pour établir leur IPC. Cela dit, la nature multilatérale des comparaisons spatiales rend nécessaire l'adoption d'approches légèrement différentes pour les construire.

Diverses méthodes indicielles d'agrégation au-dessus du niveau de la rubrique élémentaire ont été mises au point ces trente dernières années. Par souci de brièveté,

nous nous en tiendrons ici aux plus importantes, à savoir les méthodes Geary–Khamis et EKS pour les comparaisons internationales, qui sont les principales méthodes d'agrégation appliquées par les participants au PCI, l'OCDE, Eurostat et la FAO pour leurs comparaisons internationales.

Plusieurs façons d'établir des indices multilatéraux satisfaisant aux propriétés de transitivité et d'invariance par rapport à la base sont examinées ci-après. Quatre d'entre elles se sont dégagées des travaux effectués dans le cadre du PCI entre 1970 et le début des années 2000. La première et la plus simple est la méthode EKS, dans laquelle les comparaisons internationales reposent sur des résultats binaires. La deuxième est la méthode Geary–Khamis, qui propose une méthode de calcul des PPA des monnaies et des prix moyens internationaux des produits fondée sur des données de prix et de quantité recueillies au niveau de la rubrique élémentaire. La troisième est l'approche stochastique reposant sur la méthode CPD et ses généralisations, qui peut servir à des estimations économétriques des PPA par régression. La quatrième et dernière approche étudiée ici est la méthode de raccordement utilisée pour procéder à des comparaisons en chaîne fondées sur le concept d'arbre couvrant de poids minimum. Elle suscite un grand intérêt et fait l'objet d'un examen plus approfondi dans la dernière section de la présente annexe. Ces quatre approches sont loin d'être les seules, mais donnent une idée des principaux axes de recherche et de développement dans ce domaine.

La méthode EKS. C'est une méthode simple qui consiste à calculer, à partir d'indices binaires, des indices multilatéraux transitifs qui ont pour particularité de s'écarter le moins (suivant un critère spécifique) des indices binaires. Depuis l'ouvrage précurseur de Drechsler (1973), il est admis que les indices multilatéraux (transitifs) s'écartent forcément des indices binaires correspondants et qu'il en résulte par conséquent une perte de «caractéristicité». La méthode EKS sert à limiter cette perte au minimum. Dans sa version initiale, les indices binaires utilisés étaient des indices de Fisher, mais, par la suite, Caves, Christensen et Diewert (1982b), puis Rao et Banerjee (1984), ont montré que d'autres types d'indices binaires pourraient être employés avec la méthode EKS. Pour toute paire de pays j et k , si F_{jk} est l'indice binaire de Fisher, l'indice EKS est représenté par

$$EKS_{jk} = \prod_{l=1}^M [F_{jl} \cdot F_{lk}]^{1/M} \quad (A4.11)$$

La méthode EKS présente plusieurs caractéristiques notables. Premièrement, elle repose sur le principe que, quelle que soit la formule choisie, les indices binaires directs sont le meilleur moyen de comparer des paires de pays. Deuxièmement, même si l'indice EKS de l'équation (A4.11) est défini en utilisant la formule de Fisher, cette méthode peut s'appliquer avec toute autre formule d'indice. L'indice de Fisher de l'équation (A4.11) peut ainsi être remplacé par un autre indice superlatif, tel que l'in-

dice de Törnqvist. Caves, Christensen et Diewert (1982b) proposent d'utiliser l'indice EKS défini suivant la formule de Törnqvist pour les comparaisons spatiales. Troisièmement, l'indice EKS de l'équation (A4.11) est l'indice multilatéral qui s'écarte le moins de la matrice des indices binaires non transitifs lorsque les écarts sont mesurés à l'aide d'une fonction de distance logarithmique. Enfin, l'indice EKS peut être interprété comme une moyenne géométrique simple de toutes les comparaisons indirectes entre j et k obtenues en passant par tous les pays intermédiaires possibles.

La simplicité et l'absence de pondération de l'indice EKS expliquent qu'il suscite une attention soutenue depuis quelques années. Les comparaisons binaires n'ayant pas toutes le même degré de fiabilité (mesuré par des critères divers), il faut tenir compte de ces différences en pondérant les indices EKS. Rao et Timmer (2000), Rao *et al.* (2000) et Rao (2001b) montrent comment calculer ces indices EKS pondérés pour tenir compte de divers problèmes liés aux données.

La méthode Geary-Khamis (GK). Proposée initialement par Geary (1958), la méthode GK a été développée ensuite par Khamis (1970, 1972 et 1984), pour devenir la principale méthode d'agrégation utilisée jusqu'à ce jour dans la plupart des phases du PCI. Depuis 1996, l'OCDE effectue et publie des comparaisons internationales fondées à la fois sur les méthodes EKS et GK.

La méthode GK permet de calculer les PPA des monnaies de différents pays à partir d'observations de prix et de quantités (au niveau de la rubrique élémentaire). Le concept de PPA est applicable même lorsque l'unité monétaire est identique dans plusieurs régions d'un pays. La méthode GK sert à déterminer simultanément les prix moyen internationaux pour différents pays. Soit P_i le prix moyen international du i ème produit. La méthode GK est définie à partir du système d'équations interdépendantes suivant, défini pour chaque pays j et chaque produit i ,

$$P_i = \frac{\sum_{j=1}^M p_i^j q_i^j / PPP_j}{\sum_{j=1}^M q_i^j} \quad \text{et} \quad PPP_j = \frac{\sum_{i=1}^N p_i^j q_i^j}{\sum_{i=1}^N P_i q_i^j} \quad (\text{A4.12})$$

La résolution de ces équations simultanées donne les valeurs numériques des PPA et des P , une fois l'une des monnaies choisie comme numéraire. Après calcul des PPA, l'indice de prix spatial est simplement défini par

$$I_{jk} = \frac{PPP_k}{PPP_j} \quad (\text{A4.13})$$

L'«additivité» de la méthode GK est une des principales raisons pour lesquelles on continue à l'utiliser. Elle suppose que les agrégats (le produit intérieur réel, par exemple) calculés en convertissant les agrégats nationaux à l'aide des PPA doivent être égaux aux agrégats

calculés en valorisant les quantités aux prix internationaux. L'additivité exige donc que

$$\sum_{i=1}^n p_i^j q_i^j / PPP_j = \sum_{i=1}^n P_i q_i^j \quad (\text{A4.14})$$

Cette condition est satisfaite automatiquement par les PPA et les P tirés du système GK défini par l'équation (A4.12). Ce dernier permet aussi de comparer la structure du PIB réel et les parts de ses diverses composantes dans différents pays, et offre un cadre dans lequel on pourrait établir des comptes nationaux comparables entre pays. Cependant, le système GK n'est pas ancré dans la théorie économique traditionnelle et les tests montrent qu'il ne satisfait pas à plusieurs propriétés (Diewert, 1986). Les prix moyens obtenus par le système GK ont fait l'objet d'intenses débats parmi les praticiens. Ce système peut cependant refléter la structure des prix des pays riches et, partant, surestimer le revenu réel des pays les plus pauvres.

La méthode Country-Product-Dummy (CPD) pondérée. Il est possible de généraliser la méthode CPD traitée dans le contexte de l'agrégation au-dessous du niveau de la rubrique élémentaire. C'est ce qu'a fait Rao (1995) en incorporant directement les données sur les quantités et les valeurs dans le modèle CPD décrit dans l'équation (A4.8). Cette généralisation repose, fondamentalement, sur le fait que le modèle de régression CPD type s'efforce de calculer le logarithme des prix observés en utilisant une somme des carrés résiduelle non pondérée. Si l'on veut respecter l'esprit de l'approche type des indices de prix, où ceux-ci sont utilisés pour suivre de plus près les variations des produits les plus importants, il serait préférable de trouver des estimations des paramètres susceptibles de remplir la même fonction. Pour cela, il faut minimiser la somme résiduelle pondérée des carrés, chaque observation étant pondérée en fonction de la part des dépenses affectée au produit en question dans un pays donné. Selon la méthode CPD généralisée, il faudrait estimer l'équation

$$\ln p_{ij} = \pi_1 D_1 + \pi_2 D_2 + \dots + \pi_M D_M + \eta_1 D_1^* + \eta_2 D_2^* + \dots + \eta_n D_n^* + u_{ij} \quad (\text{A4.15})$$

après avoir pondéré chaque observation en fonction de sa part de valeur du produit. Cela revient à appliquer les moindres-carrés ordinaires à l'équation transformée ci-après, obtenue en multipliant préalablement l'équation (A4.15) par $\sqrt{w_{ij}}$. Il en résulte l'équation suivante :

$$\begin{aligned} \sqrt{w_{ij}} \ln p_{ij} &= \pi_1 \sqrt{w_{ij}} D_1 + \pi_2 \sqrt{w_{ij}} D_2 + \dots \\ &+ \pi_M \sqrt{w_{ij}} D_M + \eta_1 \sqrt{w_{ij}} D_1^* \\ &+ \dots + \eta_n \sqrt{w_{ij}} D_n^* + v_{ij} \end{aligned} \quad (\text{A4.16})$$

où $w_{ij} = p_{ij}q_{ij} / \sum_i^N = 1 p_{ij}q_{ij}$ est la part de valeur du i ème produit de la rubrique élémentaire dans le j ème pays.

Rao (1995) a montré que les prix internationaux et les PPA issus des estimations des paramètres dans l'équation (A4.13) sont identiques à ceux calculés en utilisant la méthode qu'il emploie lui-même pour les comparaisons internationales et qu'il décrit dans Rao (1990). On peut donc considérer que la méthode CPD pondérée est une passerelle entre l'approche GK des comparaisons internationales et l'approche stochastique type des indices.

Kokoski *et al.* (1999) proposent une procédure utilisant la méthode CPD pour prendre en compte les différences de qualité de divers produits de consommation lors du calcul d'IPC spatiaux sur la base des données des États-Unis. Les estimations obtenues par la méthode CPD sont ensuite utilisées dans l'application de l'indice multilatéral de Törnqvist calculé après imposition de la condition de transitivité. La méthode adoptée dans Kokoski *et al.* (1999) peut donc être considérée comme une approche à la fois stochastique et indiciaire des comparaisons spatiales multilatérales des IPC.

Raccordement et chaînage spatial. Une nouvelle méthode de comparaison entre régions ou entre pays a reçu une grande attention ces dernières années. Elle prévoit le chaînage spatial des comparaisons binaires dans lequel les maillons sont identifiés en suivant une procédure fondée sur une mesure de la distance ou de la fiabilité des comparaisons binaires visées. Cette approche se démarque fortement de l'approche générale des comparaisons multilatérales, dans laquelle on utilise soit toutes les comparaisons binaires (méthode EKS), soit toutes les données de prix et de quantités simultanément (méthodes GK et CPD).

Se fondant sur le concept théorique graphique de l'arbre couvrant de poids minimum, Hill (1999c, 1999d) propose de bâtir un système de comparaisons multilatérales transitives à partir d'une matrice d'indices binaires. Sa méthode Hill sur le fait que les comparaisons binaires directes ne sont pas toujours nécessairement les meilleures.

Pour toute paire de pays j et k , Hill propose une mesure de la distance (qui indique la fiabilité de la comparaison binaire) utilisant l'écart Laspeyres-Paasche défini par

$$D(j, k) = \left| \ln \left(\frac{L(j, k)}{P(j, k)} \right) \right| \quad (\text{A4.17})$$

où $L(j, k)$ et $P(j, k)$ sont, respectivement, les indices de prix binaires de Laspeyres et Paasche. Notons que l'on obtient la même fonction de distance quand les indices de prix sont remplacés par des indices de quantités. $D(j, k)$ est égal à zéro si les structures des prix et des quantités sont identiques dans les pays j et k . Cette fonction de distance sert donc d'indicateur de similarité des structures des prix et des quantités dans ces pays.

À l'aide d'une matrice des distances calculées pour toutes les paires de pays, Hill (1999c, 1999d) propose

de construire un arbre couvrant de poids minimum et de l'utiliser pour faire un raccordement en chaîne entre toutes les paires de pays. L'arbre a pour propriété que toute une comparaison en chaîne entre deux pays donnés donne la distance la moins grande et peut donc être considérée comme la plus fiable. Il a aussi pour propriété que la somme des distances entre tous les maillons est moins importante dans l'arbre couvrant de poids minimum que dans toutes les configurations d'arbre possibles. À titre d'exemple, la figure A4.1.1 montre l'arbre couvrant de poids minimum pour l'Europe construit à partir des données du PCI pour l'année de référence 1985.

Il ressort de l'arbre présenté ici qu'une comparaison entre l'Allemagne et le Portugal passe par une chaîne de trois pays : l'Irlande, le Luxembourg et l'Espagne. Cette comparaison en chaîne est jugée meilleure qu'une comparaison directe entre l'Allemagne et le Portugal. Il reste encore des problèmes à résoudre au sujet de l'utilisation de l'arbre couvrant de poids minimum, mais celui-ci n'en formalise pas moins l'idée un peu intuitive de raccorder des pays dissemblables en utilisant une chaîne de pays similaires.

Une fois l'arbre identifié, on établit une comparaison transitive entre deux pays en utilisant des indices binaires calculés selon une formule choisie, telle que celle de Fisher ou de Törnqvist, et des maillons indiqués dans l'arbre couvrant de poids minimum. Dès lors, pour comparer la Suède et le Danemark, la méthode de l'arbre couvrant de poids minimum conduit à utiliser l'indice ci-après :

$$I_{\text{Suède, Danemark}}^{\text{MST}} = F_{\text{Suède, Finlande}} \times F_{\text{Finlande, Danemark}}$$

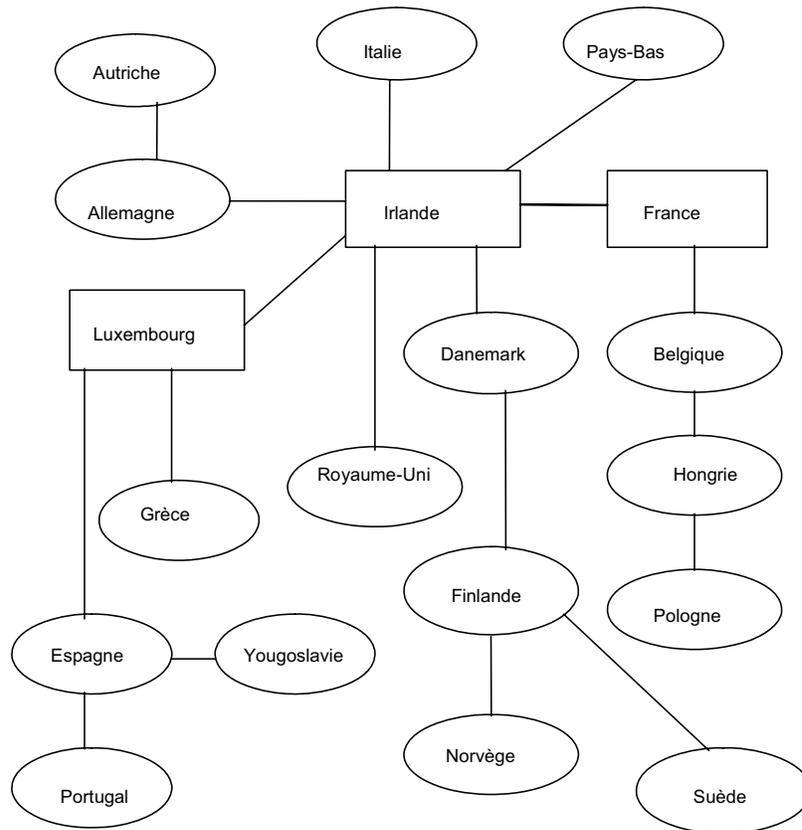
où F représente l'indice de Fisher.

Comme l'arbre donne une chaîne de maillons unique entre deux pays donnés, les comparaisons sont définies elles aussi de façon unique. Toutefois, l'arbre couvrant est sensible au choix des pays et aux types de mesures utilisés pour évaluer la fiabilité ou la comparabilité des indices des deux pays. Aten *et al.* (2001) examinent la sensibilité des arbres couvrant et des comparaisons qui en résultent à partir de diverses mesures, dont certains indices de similarité. Rao *et al.* (2000) appliquent la méthode de l'arbre couvrant pour bâtir des indices multilatéraux d'intrants, d'extrants et de productivité agricole à partir des données sur la production agricole par États-Unis.

5 Intégration de l'IPC et des comparaisons entre régions et entre pays

Les meilleures comparaisons disponibles des prix des biens et services de consommation entre régions et entre pays utilisent les données recueillies par les offices de statistique nationaux pour l'IPC. Dans une analyse récente du PCI publiée par Ryten (1998) et dans l'examen des PPA effectué par Castles (1997) sous l'égide de

Figure A4.1 Arbre couvrant de poids minimum pour l'Europe



l'OCDE et d'Eurostat, l'exactitude et la fiabilité des comparaisons internationales ont été jugées insuffisantes. Castles évoque les difficultés que soulève la comparaison de biens de même type d'un pays à l'autre, et Ryten souligne qu'il est nécessaire que les offices nationaux de statistique s'impliquent davantage dans l'établissement des données de prix pour le PCI. Tous deux recommandent d'examiner s'il est possible d'intégrer les travaux relatifs au PCI dans le cadre normal du calcul de l'IPC par les offices de statistique. Comme cette annexe traite des comparaisons spatiales et internationales, c'est l'occasion d'examiner et de déterminer ici les mesures qui pourraient être prises pour intégrer davantage les activités liées à l'IPC et au PCI.

Cette section présente d'abord une évaluation des avantages que pourrait entraîner, tant à l'échelle mondiale que sur le plan national, l'intégration des activités touchant à l'IPC et au PCI dans les systèmes statistiques en général et dans les statistiques de prix en particulier. On notera ici que le PCI permet des comparaisons internationales des prix des biens et services entrant dans la consommation privée, la consommation publique et l'investissement. Il recouvre donc toutes les composantes du produit intérieur brut (PIB). En revanche, l'IPC est cen-

tré sur les variations des prix à la consommation des biens et services. La nature et le champ des activités liées à l'IPC et au PCI sont ensuite examinés brièvement, de même que les limites de leur intégration. Enfin, la dernière sous-section passe en revue une série d'initiatives qui pourraient définir le cadre d'une approche pratique et plus intégrée de ces activités importantes impliquant des comparaisons temporelles, spatiales et internationales des prix à la consommation et le PCI.

5.1 Avantages d'une intégration des activités liées à l'IPC et au PCI

La mondialisation et l'accroissement des flux commerciaux et financiers internationaux qu'elle entraîne ont débouché sur une demande toujours plus grande de statistiques internationalement comparables pouvant aider à évaluer les résultats économiques des différents pays. Le PCI répond dans une large mesure à cette demande en proposant des agrégats de revenu national comparables entre pays, tels que la consommation publique et privée ou la formation de capital. Il offre aussi, à un niveau de désagrégation assez poussé, des informations sur les prix internationaux relatifs des biens et services qui sont très utiles aux chercheurs du monde entier.

Les plus populaires des produits dérivés de ces comparaisons internationales sont les tableaux mondiaux de Penn et les indicateurs du développement dans le monde, qui sont considérés comme des sources précieuses de données pour les recherches sur les inégalités et la pauvreté dans le monde, les analyses économétriques de la croissance de la productivité ou l'étude du processus de rattrapage et de convergence des économies.

Les avantages potentiels du PCI sont quelque peu atténués, cependant, par le temps nécessaire pour mettre les résultats des comparaisons internationales à la disposition des utilisateurs. La couverture du PCI n'est pas très large et le nombre des pays inclus varie selon les régions. Dans certaines régions, cette couverture limitée s'explique par le volume de ressources nécessaire pour établir des données de prix aux fins spécifiques du PCI. C'est dans ce domaine que l'intégration des activités des offices nationaux de statistique liées au PCI et à l'IPC peut se révéler le plus bénéfique.

À l'échelle mondiale, les avantages potentiels sont nombreux et variés; on citera notamment :

- l'augmentation du nombre des pays pris en compte, qui améliorera le cadre des extrapolations;
- l'amélioration de la qualité des estimations, puisque l'on utilise de nombreuses données de prix recueillies pour le calcul de l'IPC au lieu de se fonder sur des comparaisons des prix de produits dont les spécifications ne sont pas forcément représentatives des paniers de consommation des pays visés;
- la mise à profit des travaux sur les méthodes d'ajustement de la qualité, qui sont nécessaires pour ajuster les prix en fonction des différences de qualité d'un pays à l'autre;
- le développement des PPA régionales, qui devraient rendre les résultats du PCI plus conformes aux variations des prix intérieurs et plus acceptables pour les autorités nationales;
- la construction de comptes nationaux internationalement comparables et exprimés dans une unité monétaire commune, qui compléteront ceux qui sont déjà établis en monnaie nationale. Ces statistiques seront un complément utile aux bases de données statistiques internationales qui permettront de conduire, à l'échelle mondiale, des études sur les résultats économiques des pays et régions ainsi que sur le processus de rattrapage et de convergence des pays à long terme;
- la réalisation d'estimations fiables des PPA et des taux d'inflation intérieurs, qui permettront d'établir une matrice complète des différences de prix dans le temps et dans l'espace et, ce faisant, aideront à mieux comprendre les facteurs qui influent sur les niveaux de prix nationaux et les fluctuations des taux de change.

Les offices de statistique peuvent eux aussi tirer profit d'une approche intégrée du calcul de l'IPC et des PPA. La nature des avantages retirés dépendra toutefois du stade de développement de chaque pays. Pour les pays

développés dotés d'organismes et de programmes statistiques bien établis, ces bénéfices découleront des synergies créées par une approche conjointe des comparaisons spatiales et temporelles. En effet :

- Les récents travaux sur les manuels de l'IPC et du PCI posent la question importante du changement de qualité d'une période à l'autre et des différences de qualité des produits entre pays. Des efforts sont déployés en vue de trouver des méthodes statistiques qui soient bien adaptées au calcul des variations des niveaux de prix et puissent réduire les risques de biais à ce niveau.
- Le traitement dans l'IPC des produits qui apparaissent ou disparaissent du marché est un autre problème important lié aux progrès de la mondialisation et du libre-échange ainsi qu'à la levée des obstacles tarifaires. Les offices de statistique, en particulier ceux des pays développés, se heurtent souvent à la difficulté de comptabiliser les produits nouveaux et ceux dont la qualité change rapidement.
- L'établissement régulier des statistiques de comptabilité nationale, la mesure des variations de prix par l'IPC et l'extension de ce processus aux comparaisons entre régions ou entre pays peuvent fournir les informations requises pour calculer les niveaux et les variations du revenu réel.

L'approche intégrée pourrait se révéler très bénéfique pour les pays en développement dotés d'une infrastructure statistique insuffisante en les aidant à renforcer leurs capacités dans ce domaine. Elle aurait notamment les avantages suivants :

- Renforcement de l'infrastructure statistique et des capacités institutionnelles. Conjugués à la participation aux PCI, les efforts consentis pour suivre le manuel de l'IPC et appliquer ses recommandations mettront probablement en lumière les déficiences de l'infrastructure statistique d'un pays et de ses capacités institutionnelles. Dans certains cas, il peut être nécessaire d'améliorer la gestion et la planification, de recruter du personnel et de former certains agents à la conduite des enquêtes sur le budget des ménages et autres enquêtes générales sur les prix.
- Amélioration de la collecte, du traitement et de la diffusion des données. L'élaboration et la réalisation d'enquêtes par sondages suivant les normes internationales exigent beaucoup de temps et d'efforts. Il faut parfois mettre au point un plan systématique d'amélioration des schémas d'échantillonnage pour coordonner les enquêtes auprès des entités économiques et commerciales et conduire des recensements périodiques de l'activité économique. Il peut être nécessaire aussi d'informatiser le traitement des données.
- Évaluation plus précise des inégalités de revenu et de la pauvreté. De meilleures données sur les prix et les dépenses peuvent améliorer les estimations nationales et internationales de la pauvreté.

- Amélioration des comparaisons régionales. Les PPA calculées pour les régions ou entre pays voisins peuvent apporter des éclaircissements sur la dynamique du développement régional et aider à identifier les pays qui ont des besoins spéciaux et nécessitent une assistance. La comparaison de leur situation avec celle de leurs voisins, s'agissant notamment des écarts de prix relatifs et des variations du revenu réel, peut inciter les gouvernements à appliquer une politique de croissance et de faible inflation.

Les PPA tirées du PCI peuvent avoir de multiples applications. Plusieurs études (dont l'ouvrage d'Astin (2001), Ward (2001) et Prennushi (2001)) présentées lors d'un récent séminaire OCDE–Banque mondiale (2001) traitent d'applications importantes des PPA par Eurostat et l'OCDE, ainsi que de leur utilisation à l'échelle mondiale pour l'évaluation de la pauvreté et des inégalités.

5.2 Traits saillants de l'intégration des activités liées à l'IPC et au PCI

Pour déterminer quelles stratégies peuvent faciliter une intégration plus étroite des activités liées au calcul d'un IPC temporel et aux comparaisons, entre régions ou entre pays, des prix à la consommation et des PPA au niveau du PIB, il faut examiner les principales caractéristiques de cette intégration et le cadre dans lequel elle s'inscrit. Ces deux aspects essentiels — le champ et la couverture des deux activités du point de vue des offices nationaux de statistique, et le cadre général des comparaisons de prix dans lequel elles s'inscrivent — seront étudiés ici.

Le champ et la couverture de l'IPC et du PCI sont très différents. L'IPC mesure les variations, dans le temps, des prix des biens et services qui composent le panier de consommation des ménages d'un pays donné. Le PCI mesure quant à lui les différences de niveaux de prix d'un pays à l'autre et couvre pour ce faire toutes les composantes du volet dépenses des comptes nationaux. Les principales composantes du PIB entrant dans les comparaisons de PCI sont la consommation des ménages, la consommation des administrations publiques, la formation de capital et les exportations nettes. Dans le PCI, conformément au *SCN 1993*, la part des dépenses publiques qui sert à procurer des biens et des services aux ménages est ajoutée à la consommation privée pour former la consommation des ménages. Le champ et la couverture des biens et services sont donc bien plus larges dans le PCI que dans l'IPC. Cependant, le concept de consommation des ménages est presque identique à celui qui sert au calcul de l'IPC. Toute intégration des activités liées à l'IPC et au PCI sera nécessairement limitée à l'agrégat de consommation des ménages de la comptabilité nationale.

Dans le cadre du PCI, les prix sont relevés dans différents pays pour un grand nombre de biens et services aux spécifications bien définies. C'est cette méthode, dite des spécifications restrictives, que l'on utilise dans le PCI. La spécification restrictive donne une description suffisam-

ment précise du produit pour que celui-ci soit défini uniquement au sens de la «loi du prix unique» et puisse être reconnu dans diverses localités et périodes, quel que soit le lieu ou le moment où il est disponible. La liste des produits est arrêtée en fonction du groupe de pays inclus dans la comparaison internationale. Cette approche résout le problème des différences de qualité des produits d'un pays à l'autre, mais les produits dont le prix est relevé aux fins du PCI ne sont pas forcément représentatifs des paniers de consommation de chaque pays. De ce fait, ils peuvent ne pas être représentatifs des produits consommés dans les pays, qui constituent en revanche, généralement, le panier de biens et services utilisé pour construire l'IPC.

Le succès de l'intégration de ces deux activités dépend de la mesure dans laquelle elles peuvent reposer sur un même ensemble de données et d'informations disponibles au niveau national. L'intersection des ensembles de données pour l'IPC et le PCI est représenté à la figure A4.2.

Les zones numérotées ci-après sont d'une importance particulière :

- 1) Ensemble de biens et services commun à l'IPC et au PCI. Ces données sur les prix sont directement utilisables dans une approche intégrée des deux activités.
- 2) et 3) Sous-ensembles de biens et services du PCI dont on peut calculer le prix après ajustement (en fonction des différences de qualité) du prix des produits entrant dans le panier utilisé pour calculer l'IPC. Ces biens et services ne sont pas identiques, mais suffisamment proches pour que les ajustements se fassent sur la base des caractéristiques des biens et services.
- 4) Ensemble de biens et services inclus dans le panier de l'IPC dont aucune composante directe n'entre dans le panier du PCI.
- 5) Panier de biens et services du PCI relevant du volet dépenses des comptes nationaux et n'ayant aucun lien direct ni aucune correspondance avec le panier IPC.

Figure A4.2 Données de prix pour les activités relatives à l'IPC et au PCI

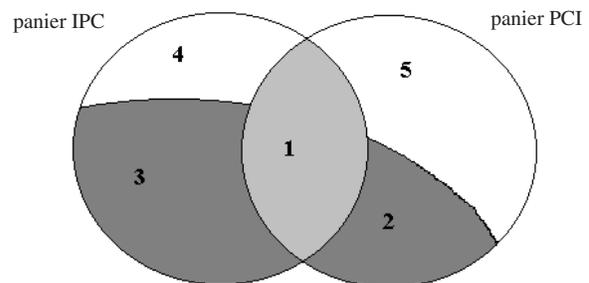
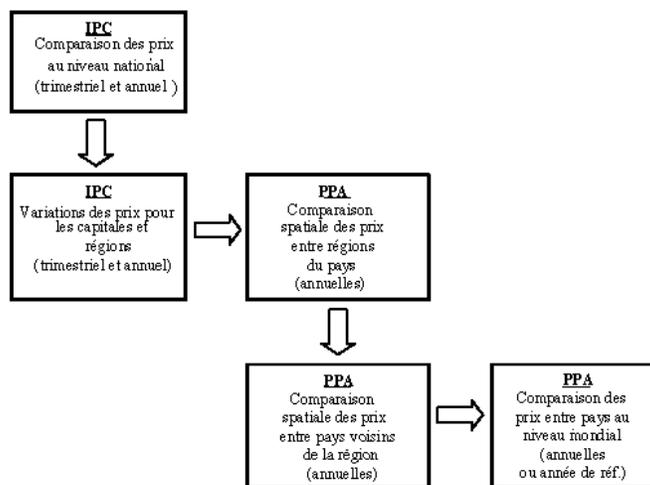


Figure A4.3. Séquence de comparaisons des prix



Le graphique A4.2 montre que l'intégration des activités liées à l'IPC et au CPI ne peut réussir que si les comparaisons du CPI se limitent aux groupes de pays dont le panier de biens et services représentatif de la consommation des ménages dans le cadre du PCI recoupe largement celui qui sert au calcul de leur IPC. Cela ne peut se faire que lorsque les groupes de pays retenus dans les comparaisons du PCI présentent des similarités au niveau du panier de consommation utilisé pour calculer leur IPC. Cette conclusion a des conséquences pour le PCI et son objectif de régionalisation.

L'examen des activités liées à l'IPC et au CPI suppose aussi que l'on effectue une série de comparaisons temporelles et spatiales des prix qui intéressent les offices nationaux de statistique désireux de se doter d'un ensemble complet de statistiques économiques répondant aux besoins des décideurs et des analystes. Ces activités peuvent être examinées selon une séquence indiquant la progression du processus de comparaison des prix (figure A4.3).

Ce diagramme schématise l'activité qui consiste à estimer, afin d'établir l'IPC, les variations annuelles ou trimestrielles des prix pour l'ensemble d'un pays. Le plus souvent, l'IPC national est complété par des IPC calculés pour la capitale ou certaines régions. Lorsque les données le permettent, on passe alors, en suivant une progression naturelle, aux comparaisons spatiales des prix. Pour l'heure, très peu de pays établissent ce type d'indice régulièrement. L'étape suivante, qui correspond à une progression assez importante, consiste à comparer les prix, sur une base bilatérale ou multilatérale, avec ceux de pays géographiquement voisins ou classés dans un même groupe en fonction de considérations d'ordre politique ou économique. La dernière étape est la participation des offices nationaux de statistique à des mécanismes de comparaison des prix au niveau mondial, tels que le PCI. À l'heure actuelle, ces of-

fices de statistique prennent surtout part aux activités figurant aux deux extrémités de ce spectre. Cependant, ils participeront sans doute avec plus d'enthousiasme au CPI lorsqu'ils auront accumulé de l'expérience en procédant à des comparaisons entre régions d'un même pays ou entre pays voisins d'une même région.

5.3 Deux stratégies d'intégration des activités liées à l'IPC et au PCI

Cet examen rapide des activités des offices de statistique liées à l'IPC et au PCI met en lumière deux grandes stratégies de nature à entraîner un degré d'intégration qui pourrait être bénéfique aux deux activités et aux systèmes de statistiques économiques des pays participants. Ces stratégies découlent toutes deux de la nécessité de maximiser les flux de données issus de l'IPC et du PCI tout en dégagant un cadre de nature qui aidera à améliorer les comparaisons temporelles et spatiales des prix à la consommation dans un pays.

Utilisation de la méthode des caractéristiques. C'est la méthode proposée dans Zieschang *et al.* (2001) et évoquée dans Rao (2001a). Elle commence par une étude de marché conduite par l'office national de statistique en vue de définir un ensemble de caractéristiques qui déterminent les prix. Celles-ci (taille et propriétés des produits, nature de la transaction de vente, type de point de vente, etc.) sont définies en fonction des informations disponibles au sujet de l'impact de telle ou telle caractéristique sur les prix à un moment donné ou sur une période de référence spécifiée, par exemple une année. Selon cette méthode, les caractéristiques des produits sont enregistrées en même temps que leurs prix sont relevés.

Dans le cas d'un IPC type, la liste des produits reste à peu près constante, sauf si une nouvelle variété ou un nouveau produit remplace une variété ou un produit existant. Quand on procède à des comparaisons spa-

tiales, toutefois, le recouplement des produits peut être limité et la méthode des caractéristiques montre alors son utilité. Cette méthode se démarque nettement de la détermination du prix de produits très spécifiques dans tous les pays ou dans les régions d'un même pays, ce qui limite le chevauchement et l'utilité des IPC obtenus.

La méthode des caractéristiques suppose que l'on connaisse les prix et caractéristiques d'un éventail suffisamment large de produits détaillés ou les spécifications du groupe de produits élémentaires visé pour estimer un modèle de régression des prix sur les caractéristiques. Ces modèles dits de régression hédonique soumettent le logarithme du prix à une régression sur diverses caractéristiques. Pour les comparaisons spatiales, cette approche est très analogue à la méthode CPD évoquée plus haut. Kokoski *et al.* (1999) décrivent une méthode visant à comparer, d'une région à l'autre, des indices économiques «exacts» ajustés en fonction des caractéristiques, en autorisant les paramètres de l'équation hédonique à différer selon les régions. Cette méthode peut être considérée comme une variante de la méthode CPD pondérée avec indice de Törnqvist multilatéral.

La méthode des caractéristiques a pour principaux avantages de ne pas dépendre avant tout du chevauchement des groupes de produits pour les régions ou pays considérés, mais de la taille de l'échantillon et du nombre des produits dont on cherche à connaître le prix et les caractéristiques qualitatives. L'échantillon doit être assez étoffé pour permettre une bonne estimation des paramètres inclus.

Afin de faciliter la coopération avec les participants au PCI, les offices nationaux de statistique auraient en fin de compte intérêt à créer une base de données IPC bien structurée couvrant les caractéristiques des produits, mais aussi à mettre en place des systèmes de classification des produits et caractéristiques qui soient conformes aux normes universellement acceptées. Si l'on veut que cette approche soit opérationnelle, il faut recourir à certains des systèmes existants, tels que la Classification centrale de produits (CCP) ou la Nomenclature des fonctions de la consommation individuelle (COICOP). Ces nomenclatures de produits doivent être élargies de manière à inclure les caractéristiques types essentielles de chacune des catégories de la classification.

La méthode des caractéristiques offre certes des avantages, mais la mise en place d'un système de classification tenant compte des caractéristiques des produits exige que l'ensemble des pays ou parties en cause s'accordent sur une norme spécifique et affectent les ressources nécessaires à cette entreprise. En attendant de disposer de catégories de données complètes couvrant non seulement les prix mais aussi les caractéristiques des produits, il faudra peut-être chercher d'autres méthodes pouvant être utilisées de concert avec la méthode des «spécifications restrictives» appliquée à l'heure actuelle pour le PCI.

Méthode du chaînage des comparaisons internationales. Si l'un des principaux objectifs du PCI est de maximiser le chevauchement avec l'IPC, il faut établir des comparaisons multilatérales entre pays à partir de comparaisons bilatérales dans lesquelles les paires de pays retenues sont celles qui donnent lieu à un chevauchement maximal des paniers utilisés pour calculer leur IPC national. Une fois ces paires de pays identifiées, on peut procéder aux comparaisons multilatérales en se fondant sur des chaînes de maillons. Cette approche est quelque peu analogue à la méthode MST proposée par Hill, mais le critère de base retenu dans ce dernier cas est la variabilité des rapports de prix mesurée par l'écart entre les indices de Laspeyres et de Paasche, alors que la méthode proposée ici repose sur le chevauchement des données de prix.

La méthode du chaînage comprend plusieurs étapes. Dans un premier temps, des ensembles de pays sont identifiés pour former des régions ou autres groupements, en fonction essentiellement de critères comme le degré de chevauchement possible entre paires de pays au sein du groupe et la similarité des structures des dépenses. Ensuite, la méthode MST est utilisée pour identifier les liens exacts au sein d'un groupement régional de pays. Enfin, une fois obtenues les PPA régionales multilatérales, et après calcul des PPA pour le PIB et ses grandes composantes, les comparaisons régionales sont raccordées pour donner un ensemble de comparaisons de PPA mondiales.

L'application de la méthode du chaînage marque un changement de cap radical par rapport à l'approche suivie aujourd'hui pour le PCI. En effet, les comparaisons faites dans le cadre du PCI suivent pour l'heure une méthode dans laquelle on choisit d'abord les produits suivant des «spécifications restrictives», avant de relever leurs prix dans différents pays. Lorsque les travaux du PCI sont régionalisés, les régions sont définies pour l'essentiel en fonction de considérations d'ordre géographique et non pas statistique. Si les comparaisons entre pays doivent être établies à partir des données disponibles sur l'IPC à l'échelle nationale, il faut utiliser la méthode inverse, qui consiste à établir toutes les procédures opérationnelles, y compris la définition des groupes et des maillons, à partir des données d'origine nationale communiquées par les offices nationaux de statistique. L'application de méthodes de chaînage spatial réduira au minimum la nécessité de procéder aux ajustements en fonction des différences de qualité décrits à propos de la méthode des caractéristiques.

L'intégration des comparaisons spatiales et temporelles peut déboucher sur un ensemble cohérent de comparaisons temporelles et de comparaisons entre régions et entre pays, tout en améliorant la qualité des comparaisons sous-jacentes. C'est une perspective des plus intéressantes, mais plusieurs obstacles restent encore à surmonter avant qu'une approche réellement intégrée des comparaisons spatiales et temporelles des prix à la consommation puisse voir le jour.

BIBLIOGRAPHIE

- Abraham, K.G., J.S. Greenlees and B.R. Moulton. 1998. "Working to Improve the Consumer Price Index", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, p. 27–36.
- Aczél, J. 1987. *A Short Course on Functional Equations* (Dordrecht: Reidel Publishing Co.).
- Advisory Commission to Study the Consumer Price Index. 1995. *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, Interim Report to the Senate Finance Committee, Sept. 15 (Washington).
- Aizcorbe, A.M., and P.C. Jackman. 1993. "The commodity substitution effect in CPI data, 1982–91", in *Monthly Labor Review*, Vol. 116, No. 12, p. 25–33.
- Aizcorbe, A., C. Corrado and M. Doms. 2001. *Constructing Price and Quantity Indexes for High Technology Goods*, Industrial Output Section, Division of Research and Statistics (Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System).
- Alterman, W.F., W.E. Diewert and R.C. Feenstra. 1999. *International Trade Price Indexes and Seasonal Commodities* (Washington: Bureau of Labor Statistics).
- Anderson, R.G., B.E. Jones and T. Nesmith. 1997. "Building New Monetary Services Indexes: Concepts, Data and Methods", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 1, p. 53–83.
- Ardilly, P. et F. Guglielmetti. 1993. «La précision de l'indice des prix : mesure et optimisation», dans *Économie et Statistique*, n° 267, juillet.
- Arguea, N.M., C. Haseo and G.A. Taylor. 1994. "Estimating Consumer Preferences using Market Data: An Application to U.S. Automobile Demand", in *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 9, p. 1–18.
- Armknacht, P.A. 1996. *Improving the Efficiency of the U.S. CPI*, Working Paper No. 96/103 (Washington: IMF).
- and D. Weyback. 1989. "Adjustments for Quality Change in the U.S. Consumer Price Index", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 5, No. 2, p. 107–23.
- and F. Maitland-Smith. 1999. *Price Imputation and Other Techniques for Dealing with Missing Observations, Seasonality and Quality Change in Price Indexes*, Working Paper No. 99/78 (Washington: IMF), June. Disponible sur Internet : <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/1999/wp9978.pdf>
- , W.F. Lane and K.J. Stewart. 1997. "New Products and the U.S. Consumer Price Index", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press, 2003), p. 375–91.
- Arrow, K.J., H.B. Chenery, B.S. Minhas and R.M. Solow. 1961. "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, p. 225–50.
- Astin, J. 1999. "The European Union Harmonized Indices of Consumer Prices. HICP", in R. Gudnason and T. Gylfadottir (eds.): *Proceedings of the Ottawa Group Fifth Meeting*, Reykjavik, Iceland, 25–27 Aug.; also published in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 16, p. 123–35. Disponible sur Internet : <http://www.statcan.ca/secure/english/ottawagroup/>
- . 2001. *New Uses of PPPs within the European Union*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, Jan. 30–Feb. 2.
- Aten, B., R. Summers and A. Heston. 2001. *An Explanation of Stability in Country Price Structures: Implications for Spatial-temporal Comparisons*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, Jan. 30–Feb. 2.
- Australian Bureau of Statistics. 1997. *An Analytical Framework for Price Indexes in Australia*, Information Paper, Catalogue No. 6421.0. Disponible sur Internet : <http://www.abs.gov.au>
- . 2000. *Price Index and The New Tax System*, Information Paper, Catalogue No. 6425.0. Disponible sur Internet : <http://www.abs.gov.au>
- . 2003. *Australian Consumer Price Index: Concepts, Sources and Methods*, Catalogue No. 6461.0. Disponible sur Internet : <http://www.abs.gov.au/>
- Bailey, M.J., R.F. Muth and H.O. Nourse. 1963. "A Regression Method for Real Estate Price Construction", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 58, p. 933–42.
- Baker, D. 1998. "Does the CPI Overstate Inflation? An Analysis of the Boskin Commission Report", in D. Baker (ed.): *Getting Prices Right* (Washington: Economic Policy Institute), p. 79–155.
- Baldwin, A. 1990. "Seasonal Baskets in Consumer Price Indexes", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 6, No. 3, p. 251–73.
- Balk, B.M. 1980a. "Seasonal Products in Agriculture and Horticulture and Methods for Computing Price Indices", in *Statistical Studies No. 24* (The Hague: Netherlands Central Bureau of Statistics).
- . 1980b. "Seasonal Commodities and the Construction of Annual and Monthly Price Indexes", in *Statistische Hefte*, Vol. 21, p. 110–16.
- . 1980c. "A Method for Constructing Price Indices for Seasonal Commodities", in *The Journal of the Royal Statistical Society Series A*, Vol. 143, p. 68–75.
- . 1981. "A Simple Method for Constructing Price Indices for Seasonal Commodities", in *Statistische Hefte*, Vol. 22, p. 72–78.

- . 1983. “Does There Exist a Relation between Inflation and Relative Price Change Variability? The Effect of the Aggregation Level”, in *Economic Letters*, Vol. 13, p. 173–80.
- . 1985. “A Simple Characterization of Fisher’s Price Index”, in *Statistische Hefte*, Vol. 26, p. 59–63.
- . 1989a. “Changing Consumer Preferences and the Cost of Living Index: Theory and Nonparametric Expressions”, in *Zeitschrift für Nationalökonomie*, Vol. 50, No. 2, p. 157–69.
- . 1989b. “On Calculating the Precision of Consumer Price Indices”, in *Contributed Papers 47th Session of the ISI* (Paris).
- . 1990. “On Calculating Cost-of-Living Index Numbers for Arbitrary Income Levels”, in *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, p. 75–92.
- . 1994. *On the First Step in the Calculation of a Consumer Price Index*, Paper presented at First Meeting of the International Working Group on Price Indices, Ottawa, Oct. 31–Nov. 4. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- . 1995. “Axiomatic Price Index Theory: A Survey”, in *International Statistical Review*, Vol. 63, p. 69–93.
- . 1996a. “A Comparison of Ten Methods for Multilateral International Price and Volume Comparisons”, in *Journal of Official Statistics*, Vol. 12, p. 199–222.
- . 1996b. “Consistency in Aggregation and Stuvell Indices”, in *The Review of Income and Wealth*, Vol. 42, p. 353–63.
- . 1998a. *Industrial Price, Quantity and Productivity Indices* (Boston, MA: Kluwer Academic Publishers).
- . 1998b. *On the Use of Unit Value Indices as Consumer Price Subindices*, Paper presented at the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Washington, Apr. 22–24. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- . 2000a. *Divisia Price and Quantity Indexes 75 Years After*, Draft Paper, Department of Statistical Methods (Voorburg: Statistics Netherlands).
- . 2000b. *On Curing the CPI’s Substitution and New Goods Bias*, Research Paper 0005, Department of Statistical Methods (Voorburg: Statistics Netherlands).
- . 2001. *Aggregation Methods in International Comparisons: What have we Learned?*, Report Series Research in Management ERS-2001–41–MKT, Erasmus Research Institute of Management (Rotterdam: Erasmus University).
- . 2002. *Price Indexes for Elementary Aggregates: The Sampling Approach*, Research Report, Methods and Informatics Department (Voorburg: Statistics Netherlands).
- and W.E. Diewert. 2001. “A Characterization of the Törnqvist Price Index”, in *Economics Letters*, Vol. 73, p. 279–81.
- and H.M.P. Kersten. 1986. “On the Precision of Consumer Price Indices Caused by the Sampling Variability of Budget Surveys”, in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 14, p. 19–35.
- Bartik, T.J. 1988. “Measuring the Benefits of Land Improvements in Hedonic Models”, in *Land Economics*, Vol. 64, No. 2, p. 172–83.
- Bascher, J. and T. Lacroix. 1999. *Dishwashers and PCs in the French CPI: Hedonic Modeling, from Design to Practice*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Baxter, M. (ed.). 1998. *The Retail Prices Index. Technical Manual* (London: Office for National Statistics, UK).
- Bean, L.H. and O.C. Stine. 1924. “Four Types of Index Numbers of Farm Prices”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 19, p. 30–35.
- Becker, G.S. 1965. “A Theory of the Allocation of Time”, in *Economic Journal*, Vol. 75, p. 493–517.
- Beidelman, C. 1973. *Valuation of Used Capital Assets* (Sarasota, FL: American Accounting Association).
- . 1976. “Economic Depreciation in a Capital Goods Industry”, in *National Tax Journal*, Vol. 29, p. 379–90.
- Berndt, E.R. 1991. *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary* (Reading, MA: Addison-Wesley).
- , D. Ling and M.K. Kyle. 2003. “The Long Shadow of Patent Expiration: Generic Entry and Rx to OTC Switches”, in M. Shapiro and R.C. Feenstra (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 229–73.
- , L.T. Bui, D.H. Lucking-Reiley and G.L. Urban. 1997. “The Roles of Marketing, Product Quality and Price Competition in the Growth and Composition of the U.S. Anti-Ulcer Drug Industry”, in T. Bresnahan and R.J. Gordon: *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago and London: University of Chicago Press), p. 277–232.
- , Z. Griliches and N.J. Rappaport. 1995. “Econometric Estimates of Price Indexes for Personal Computers in the 1990s”, in *Journal of Econometrics*, Vol. 68, p. 243–68.
- Berry S., J. Levinsohn and A. Pakes. 1995. “Automobile Prices in Market Equilibrium”, in *Econometrica*, Vol. 63, No. 4, p. 841–90; also published as NBER Working Paper No. W4264, July 1996. Disponible sur Internet : <http://www.nber.org>
- Beuerlein, I. 2001. *The German consumer price index for telecommunication services: a user profile approach for mobile technology and Internet access*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org/>
- Bode, B. and van J. Dalén. 2001. *Quality-Corrected Price Indexes of New Passenger Cars in the Netherlands, 1990–1999*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Böhm-Bawerk, E.V. 1891. *The Positive Theory of Capital*, translated from the original German edition of 1888 by W. Smart (New York: G.E. Stechert).
- Boon, M. 1998. “Sampling Designs in Compiling Consumer Price Indices: Current Practices at EU Statistical Institutes”, in *Research in Official Statistics*, Vol. 1, No. 2, p. 39–52.
- Bortkiewicz, L.V. 1923. “Zweck und Struktur einer Preisindexzahl”, in *Nordisk Statistisk Tidsskrift* 2, p. 369–408.

- Boskin, M.J. (Chair), E.R. Dullberger, R.J. Gordon, Z. Griliches and D.W. Jorgenson. 1996. *Final Report of the Commission to Study the Consumer Price Index*, U.S. Senate, Committee on Finance (Washington: U.S. Government Printing Office).
- . 1998. “Consumer Prices in the Consumer Price Index and the Cost of Living”, in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, p. 3–26.
- Bowley, A.L. 1899. “Wages, Nominal and Real”, in R.H.I. Palgrave. (ed.): *Dictionary of Political Economy*, Volume 3 (London: Macmillan), p. 640–51.
- . 1901. *Elements of Statistics* (Westminster: Orchard House).
- . 1919. “The Measurement of Changes in the Cost of Living”, in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 82, p. 343–61.
- Bradley, R., B. Cook, S.E. Leaver and B.R. Moulton. 1997. *An Overview of Research on Potential Uses of Scanner Data in the U.S. CPI*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Braithwait, S.D. 1980. “The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes”, in *American Economic Review*, Vol. 70, No. 1, p. 64–77.
- Bresnahan, T.F. 1997. “Comment”, in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 237–47.
- Bureau international du travail (BIT). 1987. *Rapport de la quatorzième Conférence internationale des statisticiens du travail* (Genève).
- . 1990. *CITP-88: Classification internationale type des professions* (Genève).
- . 1998. “Guidelines concerning dissemination practices for labour statistics”, dans *Rapport de la dix-septième Conférence internationale des statisticiens du travail* (Genève). Adresse Internet : <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/standards/guidelines/index.htm>
- . 2003. *Rapport III de la dix-septième Conférence internationale des statisticiens du travail* (Genève).
- BIT, FMI, OCDE, Eurostat, UNECE et Banque mondiale. 2004. *Manuel de l'indice des prix à la consommation* (Bruxelles/Luxembourg, Genève, Washington).
- Canning, J.B. 1929. *The Economics of Accountancy* (New York: The Ronald Press Co.).
- Carli, G.-R. 1804. “Del valore e della proporzione dei metalli monetati”, in *Scrittori classici italiani di economia politica*, Vol. 13 (Milano: G.G. Destefanis), p. 297–366; originally published in 1764.
- Carruthers, A.G., D.J. Sellwood and P.W. Ward. 1980. “Recent Developments in the Retail Prices Index”, in *The Statistician*, Vol. 29, p. 1–32.
- Cassel, E. and R. Mendelsohn. 1985. “On the Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment”, in *Journal of Urban Economics*, Vol. 18, Sep., p. 135–42.
- Castles, I. 1997. *The OECD–EUROSTAT PPP Program: Review of Practice and Procedures* (Paris: OECD).
- Caves, D.W., L.R. Christensen and W.E. Diewert. 1982a. “The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity”, in *Econometrica*, Vol. 50, 1393–1414.
- , L.R. Christensen and W.E. Diewert. 1982b. “Multilateral Comparisons of Output, Input and Productivity using Superlative Index Numbers”, in *Economic Journal*, Vol. 92, p. 73–86.
- Cecchetti, S.G. 1997. “Measuring Inflation for Central Bankers”, in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, p. 143–55.
- Christensen, L.R. and D.W. Jorgenson. 1969. “The Measurement of U.S. Real Capital Input, 1929–1967”, in *Review of Income and Wealth*, Vol. 15, No. 4, p. 293–320.
- , ——— and L.J. Lau. 1971. “Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function”, in *Econometrica*, Vol. 39, p. 255–56.
- Church, A.H. 1901. “The Proper Distribution of Establishment Charges, Part III”, in *The Engineering Magazine*, Vol. 21, p. 904–12.
- Clements, K.W. and H.Y. Izan. 1981. “A Note on Estimating Divisia Index Numbers”, in *International Economic Review*, Vol. 22, p. 745–47.
- and H.Y. Izan. 1987. “The Measurement of Inflation: A Stochastic Approach”, in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, p. 339–50.
- Cobb, C. and P.H. Douglas. 1928. “A Theory of Production”, in *American Economic Review*, Vol. 18, p. 39–165.
- Cochran, W.G. 1977. *Sampling Techniques*, 3rd edition (New York: Wiley).
- Cockburn, I.M. and A.H. Anis. 1998. *Hedonic Analysis and Arthritic Drugs*, Working Paper 6574 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- Coggeshall, F. 1887. “The Arithmetic, Geometric and Harmonic Means”, in *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 1, p. 83–86.
- Combris, P., S. Lecocqs and M. Visser. 1997. “Estimation of a Hedonic Price Equation for Bordeaux Wine: Does Quality Matter?”, in *Economic Journal*, Vol. 107, No. 441, p. 390–402.
- Commission des Communautés européennes (Eurostat), Banque mondiale, FMI, Nations Unies et OCDE. 1993. *Système de comptabilité nationale 1993* (Bruxelles/Luxembourg, New York, Paris, Washington).
- Congressional Budget Office (CBO). 1994. *Is the Growth of the CPI a Biased Measure of Changes in the Cost of Living?*, CBO Paper, Oct. (Washington).
- Crawford, A. 1998. “Measurement Biases in the Canadian CPI: An Update”, in *Bank of Canada Review*, Spring, p. 39–56.
- Cropper, M.L., L.L. Deck and K.E. McConnell. 1988. “On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions”, in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 4, p. 668–75.
- Crump, N. 1924. “The Interrelation and Distribution of Prices and their Incidence Upon Price Stabilization”, in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 87, p. 167–206.
- Cunningham, A.W.F. 1996. *Measurement Bias in Price Indices: An Application to the UK's RPI*, Bank of England Working Paper 47 (London: Bank of England).

- Curry, B., P. Morgan and M. Silver. 2001. "Hedonic Regressions: Misspecification and Neural Networks", in *Applied Economics*, Vol. 33, p. 659–71.
- Czinkota, M.R. and I. Ronkainen. 1997. "International Business and Trade in the Next Decade: Report from a Delphi Study", in *Journal of International Business Studies*, Vol. 28, No. 4, p. 827–44.
- Dalén, J. 1992. "Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 8, p. 129–47.
- . 1994. *Sensitivity Analyses for Harmonizing European Consumer Price Indices*, Paper presented at the First Meeting of the International Working Group on Price Indices, Ottawa, Oct. 31–Nov. 4. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- . 1995. "Quantifying Errors in the Swedish Consumer Price Index", in *Journal of Official Statistics*, Vol. 13, No. 3, p. 347–56.
- . 1997. *Experiments with Swedish Scanner Data*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- . 1998a. *On the Statistical Objective of a Laspeyres Price Index*, Paper presented at the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Washington, Apr. 22–24. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>.
- . 1998b. "Studies on the Comparability of Consumer Price Indices", in *International Statistical Review*, Vol. 66, No. 1, p. 83–113.
- . 1999a. "On Reliability, Uncertainty and Bias in Consumer Price Indexes", in M. Silver and D. Fenwick (eds.): *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Cardiff: Cardiff University), p. 184–90.
- . 1999b. *A note on the Variance of the Sample Geometric Mean*, Research Report 1991: 1, Department of Statistics (Stockholm: Stockholm University).
- and O. Muelteel. 1998. *Variance estimation in the Luxembourg CPI*, Cellule «Statistique et décision» (Luxembourg : Centre de recherche public–Centre universitaire).
- and E. Ohlsson. 1995. "Variance Estimation in the Swedish Consumer Price Index", in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, No. 3, p. 347–56.
- Dalton, K.V., J.S. Greenlees, and K.J. Stewart. 1998. "Incorporating a Geometric Mean Formula into the CPI", in *Monthly Labor Review*, Vol. 121, No. 10, p. 3–7.
- Davies, G.R. 1924. "The Problem of a Standard Index Number Formula", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 19, p. 180–88.
- . 1932. "Index Numbers in Mathematical Economics", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 27, p. 58–64.
- de Haan, J. 2001. *Generalized Fisher Price Indexes and the Use of Scanner Data in the CPI*, Unpublished Paper (Voorburg: Statistics Netherlands).
- . 2003. *Time Dummy Approaches to Hedonic Price Measurement*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, Paris, May 27–29. Disponible sur Internet : <http://www.insee.fr/>
- and E. Opperdoes. 1997. *Estimation of the Coffee Price Index Using Scanner Data: Simulation of Official Practices*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- , E. Opperdoes, and C. Schut. 1997. *Item Sampling in the Consumer Price Index: A Case Study using Scanner Data*, Research Report (Voorburg: Statistics Netherlands).
- , E. Opperdoes, and C. Schut. 1999. "Item Selection in the Consumer Price Index: Cut-off Versus Probability Sampling", in *Survey Methodology*, Vol. 25, No. 1, p. 31–41.
- Deaton, A. 1998. "Getting prices right: What should be done?", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, p. 37–46.
- Denny, M. 1974. "The Relationship Between Functional Forms for the Production System", in *Canadian Journal of Economics*, Vol. 7, p. 21–31.
- Diewert, W.E. 1974a. "Applications of Duality Theory", in M.D. Intriligator and D.A. Kendrick (eds.): *Frontiers of Quantitative Economics*, Vol. II (Amsterdam: North-Holland) p. 106–71.
- . 1974b. "Intertemporal Consumer Theory and the Demand for Durables", in *Econometrica*, Vol. 42, p. 497–516.
- . 1976. "Exact and Superlative Index Numbers", in *Journal of Econometrics*, Vol. 4, p. 114–45.
- . 1978. "Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation", in *Econometrica*, Vol. 46, p. 883–900.
- . 1980. "Aggregation Problems in the Measurement of Capital", in D. Usher (ed.): *The Measurement of Capital*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 433–528.
- . 1983a. "The Theory of the Cost of Living Index and the Measurement of Welfare Change", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), p. 163–233; reprinted in W.E. Diewert (ed.): *Price Level Measurement* (Amsterdam: North-Holland, 1990), p. 79–147.
- . 1983b. "The Theory of the Output Price Index and the Measurement of Real Output Change", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), p. 1049–1113.
- . 1983c. "The Treatment of Seasonality in a Cost of Living Index", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), p. 1019–45.
- . 1986. *Microeconomic Approaches to the Theory of International Comparisons*, Technical Working Paper No. 53 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- . 1992a. "Fisher Ideal Output, Input and Productivity Indexes Revisited", in *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 3, p. 211–48.
- . 1992b. "Exact and Superlative Welfare Change Indicators", in *Economic Inquiry*, Vol. 30, p. 565–82.
- . 1993a. "The Early History of Price Index Research", in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland), p. 33–65.

- . 1993b. “Duality Approaches to Microeconomic Theory”, in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland), p. 105–75.
- . 1993c. “Symmetric Means and Choice under Uncertainty”, in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland), p. 355–433.
- . 1993d. “Overview of Volume 1”, in W.E. Diewert and A.O. Nakamura (eds.): *Essays in Index Number Theory*, Vol. 1, Contributions to Economic Analysis 217 (Amsterdam: North-Holland) p. 1–31.
- . 1995a. *Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes*, Discussion Paper No. 95–01, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Disponible sur Internet : <http://www.econ.ubc.ca>
- . 1995b. *On the Stochastic Approach to Index Numbers*, Discussion Paper No. 95–31, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Disponible sur Internet : <http://www.econ.ubc.ca>
- . 1996a. “Price and Volume Measures in the National Accounts”, in J. Kendrick (ed.): *The New System of National Economic Accounts* (Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers), p. 237–85.
- . 1996b. *Seasonal Commodities, High Inflation and Index Number Theory*, Discussion Paper 96–06, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia).
- . 1996c. *Sources of Bias in Consumer Price Indexes*, Discussion Paper, School of Economics (Sydney: University of New South Wales).
- . 1997. “Commentary on Mathew D. Shapiro and David W. Wilcox: Alternative Strategies for Aggregating Price in the CPI”, in *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 3, p. 127–37.
- . 1998a. “Index Number Issues in the Consumer Price Index”, in *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, p. 47–58.
- . 1998b. “High Inflation, Seasonal Commodities and Annual Index Numbers”, in *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 2, p. 456–71.
- . 1999a. “Index Number Approaches to Seasonal Adjustment”, in *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 3, p. 48–68.
- . 1999b. “Axiomatic and Economic Approaches to Multilateral Comparisons”, in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices* (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 13–87.
- . 2000. *Notes on Producing an Annual Superlative Index Using Monthly Price Data*, Discussion Paper No. 00-08, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Disponible sur Internet : <http://www.econ.ubc.ca>
- . 2001. “The Consumer Price Index and Index Number Purpose”, in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 27, p. 167–248.
- . 2002a. “The Quadratic Approximation Lemma and Decompositions of Superlative Indexes”, in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 28, p. 63–88.
- . 2002b. *Similarity and Dissimilarity Indexes: An Axiomatic Approach*, Discussion Paper No. 02-10, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia). Disponible sur Internet : <http://www.econ.ubc.ca>
- . 2002c. “Harmonized Indexes of Consumer Prices: Their Conceptual Foundations”, in *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol. 138, No. 4, p. 547–637.
- . 2002d. *Notes on Hedonic Producer Price Indexes*, Unpublished Paper, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia), Jan.
- . 2002e. *Hedonic Regressions: A Review of Some Unresolved Issues*, Unpublished Paper, Department of Economics (Vancouver: University of British Columbia).
- . 2003a. “Hedonic Regressions: A Consumer Theory Approach”, in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: The University of Chicago Press), p. 317–48.
- . 2003b. *Measuring Capital*, NBER Working Paper W9526 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- and D.A. Lawrence. 2000. “Progress in Measuring the Price and Quantity of Capital”, in L.J. Lau (ed.): *Econometrics Volume 2: Econometrics and the Cost of Capital: Essays in Honor of Dale W. Jorgenson* (Cambridge, MA: The MIT Press), p. 273–326.
- Dikhanov, Y. 1997. *The Sensitivity of PPP-Based Income Estimates to Choice of Aggregation Procedures*, Unpublished Paper, International Economics Department (Washington: World Bank), Jan.
- Dippo, C.S. and C.A. Jacobs. 1983. “Area Sampling Redesign for the Consumer Price Index”, in *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, p. 118–23.
- Divisia, F. 1926. *L'indice monétaire et la théorie de la monnaie* (Paris : Société anonyme du Recueil Sirey).
- Drechsler, L. 1973. “Weighting of Index Numbers in Multilateral International Comparisons”, in *Review of Income and Wealth*, Vol. 19, p. 17–34.
- Drobisch, M.W. 1871a. “Über die Berechnung der Veränderungen der Waarenpreise und des Geldwerths”, in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 16, p. 143–56.
- . 1871b. “Über einige Einwürfe gegen die in diesen Jahrbüchern veröffentlichte neue Methode, die Veränderungen der Waarenpreise und des Geldwerths zu berechnen”, in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 16, p. 416–27.
- Ducharme, L.M. 1997. “The Canadian Consumer Price Index and the Bias Issue: Present and Future Outlooks” in L.M. Ducharme (ed.): *Bias in the CPI: Experiences from Five OECD Countries*, Prices Division Analytical Series, No. 10 (Ottawa: Statistics Canada), p. 13–24.
- Duggan, J.E. and R. Gillingham. 1999. “The Effect of Errors in the CPI on Social Security Finances”, in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17, No. 2, p. 161–69.
- Dulberger, E.R. 1989. “The Application of an Hedonic Model to a Quality-Adjusted Price Index For Computer Processors”,

- in D. Jorgenson and R. Landau (eds.): *Technology and Capital Formation* (Cambridge, MA: MIT Press).
- . 1993. “Sources of Price Decline in Computer Processors: Selected Electronic Components”, in M. Foss, M.E. Manser and A.H. Young (eds.): *Price Measurement and their Uses*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 103–24.
- Dutot, C. 1738. *Réflexions politiques sur les finances et le commerce*, vol. 1 (La Haye : Les frères Vaillant et N. Prevost).
- Dwyer, L., P. Forsyth and D.S. Prasada Rao. 2001. *PPPs and the Price Competitiveness of International Tourism Destinations*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, Jan. 30–Feb. 2.
- Edgeworth, F.Y. 1888. “Some New Methods of Measuring Variation in General Prices”, in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 51, p. 346–68.
- . 1923. “The Doctrine of Index Numbers According to Mr. Correa Walsh”, in *The Economic Journal*, Vol. 11, p. 343–51.
- . 1925. *Papers Relating to Political Economy*, Vol. 1 (New York: Burt Franklin).
- Edwards, R. 1997. «Mesure de l’inflation en Australie», publié sous la direction de L.M. Ducharme dans : *Biais de l’IPC : les expériences de cinq pays de l’OCDE*, Division des prix, Série analytique, n° 10 (Ottawa : Statistique Canada), p. 5–12.
- Ehemann, C., A.J. Katz and B.R. Moulton. 2002. “The Chain-Additivity Issue and the U.S. National Accounts”, in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 28, p. 37–49.
- Eichhorn, W. 1978. *Functional Equations in Economics* (Reading, MA: Addison-Wesley Publishing Company).
- and J. Voeller. 1976. *Theory of the Price Index*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Vol. 140 (Berlin: Springer-Verlag).
- Eldridge, L.P. 1999. “How Price Indexes Affect BLS Productivity Measures”, in *Monthly Labor Review*, Vol. 122, No. 2, p. 35–46.
- Elteto, O. and P. Koves. 1964. “On an Index Number Computation Problem in International Comparison”, in *Statisztikai Szemle*, Vol. 42, p. 507–18 (in Czech).
- Epple, D. 1987. “Hedonic Prices and Implicit Markets: Estimating Demand and Supply Functions for Differentiated Products”, in *Journal of Political Economy*, Vol. 95, p. 59–80.
- European Foundation for Quality Management Excellence Model (Brussels: European Foundation for Quality Management). Disponible sur Internet : <http://www.efqm.org>
- Eurostat. 1993. *Classification statistique des produits associée aux activités dans la Communauté économique européenne* (CPA) (Luxembourg).
- . 2001a. *Compendium of HICP Reference Documents* (Luxembourg: Unit B3, Harmonisation of Price Indices), Mar.
- . 2001b. *Manuel de la mesure des prix et des volumes dans les comptes nationaux* (Luxembourg : Commission européenne).
- Feenstra, R.C. 1994. “New Product Varieties and the Measurement of International Prices”, in *American Economic Review*, Vol. 34, p. 157–77.
- . 1995. “Exact Hedonic Price Indices”, in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 77, p. 634–54.
- and C.R. Shiells. 1997. “Bias in U.S. Import Prices and Demand”, in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago), p. 249–76.
- and M.D. Shapiro. 2003. “High Frequency Substitution and the Measurement of Price Indexes”, in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: The University of Chicago Press), p. 123–46.
- and W.E. Diewert. 2001. *Imputation and Price Indexes: Theory and Evidence from the International Price Program*, Working Paper No. 335 (Washington: Bureau of Labor Statistics). Disponible sur Internet : <http://www.bls.gov>
- Fenwick, D. 1997. «Le rapport Boskin : le point de vue du Royaume-Uni», publié sous la direction de L.M. Ducharme dans : *Biais de l’IPC : les expériences de cinq pays de l’OCDE*, Division des prix, Série analytique, n° 10 (Ottawa : Statistique Canada), p. 45–52.
- , A. Ball, M. Silver and P.H. Morgan. 2003. “Price Collection and Quality Assurance of Item Sampling in the Retail Price Index: How Can Scanner Data Help?”, in M. Shapiro and R. Feenstra (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press, 2003), p. 67–87.
- Ferger, W.F. 1931. “The Nature and Use of the Harmonic Mean”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 26, p. 36–40.
- . 1936. “Distinctive Concepts of Price and Purchasing Power Index Numbers”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 31, p. 258–72.
- Ferrari, G. and M. Riani. 1998. “On Purchasing Power Parities Calculation at the Basic Heading Level”, in *Statistica*, Vol. LVIII, p. 91–108.
- , G. Gozzi and M. Riani. 1996. “Comparing GEKS and EPD Approaches for Calculating PPPs at the Basic Heading Level”, in Eurostat: *Improving the Quality of Price Indices: CPI and PPP* (Luxembourg).
- Fisher, F.M. and K. Shell. 1972. “The Pure Theory of the National Output Deflator”, in *The Economic Theory of Price Indexes* (New York: Academic Press), p. 49–113.
- Fisher, I. 1897. “The Role of Capital in Economic Theory”, in *Economic Journal*, Vol. 7, p. 511–37.
- . 1911. *The Purchasing Power of Money* (London: Macmillan).
- . 1921. “The Best Form of Index Number”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 17, p. 533–37.
- . 1922. *The Making of Index Numbers* (Boston, MA: Houghton-Mifflin).
- Fisher, W.C. 1913. “The Tabular Standard in Massachusetts History”, in *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 27, p. 417–51.

- Fixler, D. and K.D. Zieschang. 1992. "Incorporating Ancillary Measures of Processes and Quality Change into a Superlative Productivity Index", in *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 2, p. 245–67.
- and K.D. Zieschang. 2001. *Price Indices for Financial Services*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Flux, A.W. 1921. "The Measurement of Price Change", in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 84, p. 167–99.
- Fonds monétaire international (FMI). *Système général de diffusion des données (SGDD)*. Adresse Internet : <http://dsbb.imf.org/Applications/web/gdds/gddshome/>
- . *Norme spéciale de diffusion des données (NSDD)*. Adresse Internet : <http://dsbb.imf.org/Applications/web/sddshome>
- . 1993. *Manuel de la balance des paiements*, cinquième édition (Washington).
- . 2001. *Manuel de statistiques de finances publiques* (Washington).
- Forsyth, F.G., and R.F. Fowler. 1981. "The Theory and Practice of Chain Price Index Numbers", in *Journal of the Royal Statistical Society A*, Vol. 144, No. 2, p. 224–47.
- Frisch, R. 1930. "Necessary and Sufficient Conditions Regarding the Form of an Index Number Which Shall Meet Certain of Fisher's Tests", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 25, p. 397–406.
- . 1936. "Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers", in *Econometrica*, Vol. 4, p. 1–38.
- Frost, S. 2001. *The Construction of Price Indices for Deposit and Loan Facilities*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Disponible sur Internet : www.ottawagroup.org/
- Funke, H. and J. Voeller. 1978. "A Note on the Characterization of Fisher's Ideal Index", in W. Eichhorn, R. Henn, O. Opitz and R.W. Shephard (eds.): *Theory and Applications of Economic Indices* (Würzburg: Physica-Verlag), p. 177–81.
- , G. Hacker and J. Voeller. 1979. "Fisher's Circular Test Reconsidered", in *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Vol. 115, p. 677–87.
- Garcke, E. and J.M. Fells. 1893. *Factory Accounts: Their Principles and Practice*, Fourth Edition (First Edition 1887) (London: Crosby, Lockwood and Son).
- Geary, R.C. 1958. "A note on the comparison of exchange rates and purchasing power between countries", in *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)*, Vol. 121, p. 97–99.
- Genereux, P.A. 1983. "Impact of the Choice of Formulae on the Canadian Consumer Price Index" in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), p. 489–535.
- Gilman, S. 1939. *Accounting Concepts of Profit* (New York: The Rolland Press Co.).
- Goldberger, A.A. 1968. "The Interpretation and Estimation of Cobb–Douglas Functions", in *Econometrica*, Vol. 35, p. 464–72.
- Goodhart, C. 2001. "What Weights Should be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation?", in *Economic Journal*, Vol. 111, June, F335–F356.
- Gordon, R.J. 1990. *The Measurement of Durable Goods Prices* (Chicago, IL: University of Chicago Press).
- and Z. Griliches. 1997. "Quality Change and New Products", in *American Economic Review: Papers and Proceedings of the Hundred and Fourth Annual Meeting of the American Economic Association*, Vol. 87, No. 2, p. 84–88.
- Gorman, W.M. 1980. "A Possible Procedure for Analyzing Quality Differentials in the Egg Market", in *Review of Economic Studies*, Vol. 47, p. 843–56.
- Greenlees, J. 1997. "Expenditure Weight Updates and Measured Inflation", Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Vöörburg, Apr. 16–18.
- . 1999. *Random Errors and Superlative Indexes*, Paper presented at the Annual Conference of the Western Economic Association, July 8., San Diego, CA.
- . 2000. "Consumer Price Indexes: Methods for Quality and Variety Change", in *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*, Vol. 17, No. 1, p. 37–58.
- . 2003. *Introducing the Chained Consumer Price Index*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, Paris, May 27–29. Disponible sur Internet : <http://www.insee.fr>
- Griliches, Z. 1988. *Technology, Education and Productivity: Early Papers with Notes to Subsequent Literature* (New York: Basil Blackwell).
- . 1990. "Hedonic Price Indices and the Measurement of Capital and Productivity: Some Historical Reflections", in E.R. Berndt and J.E. Triplett (eds.): *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 185–206.
- Guónason. 1999. *Use of Cash Register Data*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Gudnason, R. 2003. *How do we Measure Inflation? Some Measurement Problems*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, May 27–29, Paris. Disponible sur Internet : <http://www.insee.fr>
- Hardy, G.H., J.E. Littlewood and G. Pólya. 1934. *Inequalities* (Cambridge: Cambridge University Press).
- Harper, M.J., E.R. Berndt and D.O. Wood. 1989. "Rates of Return and Capital Aggregation Using Alternative Rental Prices", in D.W. Jorgenson and R. Landau (eds.): *Technology and Capital Formation* (Cambridge, MA: The MIT Press), p. 331–72.
- Haschka, P. 2003. *Simple Methods of Explicit QA for Services in Complex Pricing Schemes*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, May 27–29, Paris. Disponible sur Internet : <http://www.insee.fr>
- Hausman, J.A. 1997. "Valuation of New Goods Under Perfect and Imperfect Conditions", in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 209–37.

- . 1999. “Cellular Telephone, New Products, and the CPI”, in *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17, No. 2, p. 188–94.
- . 2002. *Sources of Bias and Solutions to Bias in the CPI*, NBER Working Paper 9298 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- Hawkes, W.J. 1997. *Reconciliation of Consumer Price Index Trends in Average Prices for Quasi-Homogeneous Goods Using Scanning Data*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- and F.W. Piotrowski. 2003. “Using Scanner Data to Improve the Quality of Measurement in the Consumer Price Index”, in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 17–38.
- Haworth, M.F., D. Fenwick and R. Beaven. 1997. *Recent Developments in the UK Retail Prices Index: Quality Management*, Paper presented at the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices, Voorburg, Apr. 16–18. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Hicks, J.R. 1940. “The Valuation of the Social Income”, in *Economica*, Vol. 7, p. 105–24.
- . 1941–42. “Consumers’ Surplus and Index Numbers”, in *The Review of Economic Studies*, Vol. 9, p. 126–37.
- . 1946. *Value and Capital*, Second Edition (Oxford: Clarendon Press).
- Hidiroglou M.A. and J.-M. Berthelot. 1986. “Statistical editing and imputation for periodic business surveys”, in *Survey Methodology*, Vol. 12, No. 1, p. 73–83.
- Hill, R.J. 1995. *Purchasing Power Methods of Making International Comparisons*, Ph.D. Dissertation (Vancouver: University of British Columbia).
- . 1999a. “Comparing Price Levels across Countries Using Minimum Spanning Trees”, in *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, p. 135–42.
- . 1999b. “International Comparisons using Spanning Trees”, in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 109–20.
- . 1999c. “Chained PPPs and Minimum Spanning Trees”, in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: Chicago University Press), p. 327–64.
- . 1999d. “Comparing Price Levels Across Countries Using Minimum Spanning Trees”, in *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, p. 135–42.
- . 2001. “Measuring Inflation and Growth Using Spanning Trees”, in *International Economic Review*, Vol. 42, p. 167–85.
- . 2002. *Superlative Index Numbers: Not All of them Are Super*, Discussion Paper No. 2002/04, School of Economics (Sydney: University of New South Wales).
- Hill, T.P. 1988. «Récents développements de la théorie et de la pratique des indices», dans *Revue économique de l’OCDE*, vol. 10, p. 123–48.
- . 1993. «Prix et volumes», dans *Système de comptabilité nationale 1993* (Bruxelles/Luxembourg, New York, Paris et Washington : Commission des communautés européennes, Banque mondiale, FMI, Nations Unies et OCDE), p. 379–406.
- . 1996. *La comptabilité d’inflation : Un manuel de comptabilité nationale dans un contexte de forte inflation* (OCDE : Paris).
- . 1998. “The Measurement of Inflation and Changes in the Cost of Living”, in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 15, p. 37–51.
- . 1999. *COL Indexes and Inflation Indexes*, Paper tabled at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Hillinger, C. 2002. *A General Theory of Price and Quantity Aggregation and Welfare Measurement*, CISifo Working Paper No. 818 (Munich: University of Munich).
- Hoffmann, J. 1998. *Problems of Inflation Measurement in Germany*, Discussion Paper 1/98, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank (Frankfurt: Deutsche Bundesbank).
- . 1999. *The Treatment of Quality Changes in the German Consumer Price Index*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- and C. Kurz. 2002. *Rent Indices for Housing in West Germany: 1985 to 1998*, Discussion Paper 01/02, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank (Frankfurt: Deutsche Bundesbank).
- Holdway, M. 1999. *An Alternative Methodology: Valuing Quality Changes for Microprocessors in the PPI*. Unpublished Paper (Washington: Bureau of Labor Statistics).
- Hottelling, H. 1925. “A General Mathematical Theory of Depreciation”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 20, p. 340–53.
- Houthakker, H.S. 1952. “Compensated Changes in Quantities and Qualities Consumed”, in *Review of Economic Studies*, Vol. 19, p. 155–64.
- Hoven, L. 1999. *Some Observations on Quality Adjustment in the Netherlands*, Unpublished Paper, Department of Consumer Prices (Voorburg: Statistics Netherland).
- Hulten, C.R. 1973. “Divisia Index Numbers”, in *Econometrica*, Vol. 41, p. 1017–26.
- . 1990. “The Measurement of Capital”, in E.R. Berndt and J.E. Triplett (eds.): *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 119–58.
- . 1996. “Capital and Wealth in the Revised SNA”, in J.W. Kendrick (ed.): *The New System of National Accounts* (New York: Kluwer Academic Publishers), p. 149–81.
- and F.C. Wykoff. 1981a. “The Estimation of Economic Depreciation using Vintage Asset Prices”, in *Journal of Econometrics*, Vol. 15, p. 367–96.
- . 1981b. “The Measurement of Economic Depreciation”, in C.R. Hulten (ed.): *Depreciation, Inflation and the Taxation of Income from Capital* (Washington: The Urban Institute Press), p. 81–125.

- . 1996. “Issues in the Measurement of Economic Depreciation: Introductory Remarks”, in *Economic Inquiry*, Vol. 34, p. 10–23.
- Ioannidis, C. and M. Silver. 1999. “Estimating Hedonic Indices: An Application to UK Television Sets”, in *Journal of Economics. Zeitschrift für Nationalökonomie*, Vol. 69, No. 1, p. 71–94.
- ISO 9000. Genève, Organisation internationale de normalisation, 1994. Adresse Internet : <http://iso.ch>
- ISO 9001. Genève, Organisation internationale de normalisation, 2000. Adresse Internet : <http://iso.ch>
- Jacobsen, J. 1997. *Variance Estimation and Sample Allocation in the Finnish CPI*, Memo written for Statistics Finland, Mar. 11.
- Jensen, J.L.W.V. 1906. «Sur les fonctions convexes et les inégalités entre les valeurs moyennes», dans *Acta Math.*, vol. 8, p. 94–96.
- Jevons, W.S. 1863. “A Serious Fall in the Price of Gold Ascertained and its Social Effects Set Forth”, reprinted in *Investigations in Currency and Finance* (London: Macmillan and Co., 1884), p. 13–118.
- . 1865. “The Variation of Prices and the Value of the Currency since 1782”, in *Journal of the Statistical Society of London*, Vol. 28, p. 294–320; reprinted in *Investigations in Currency and Finance* (London: Macmillan and Co., 1884), p. 119–50.
- . 1884. “A Serious Fall in the Value of Gold Ascertained and its Social Effects Set Forth. 1863”, in *Investigations in Currency and Finance* (London: Macmillan and Co.), p. 13–118.
- Jorgenson, D.W. 1989. “Capital as a Factor of Production”, in D.W. Jorgenson and R. Landau (eds.): *Technology and Capital Formation* (Cambridge, MA: The MIT Press), p. 1–35.
- . 1996. “Empirical Studies of Depreciation”, in *Economic Inquiry*, Vol. 34, p. 24–42.
- and Z. Griliches. 1967. “The Explanation of Productivity Change”, in *Review of Economic Studies*, Vol. 34, p. 249–83.
- Katz, A.J. 1983. “Valuing the Services of Consumer Durables”, in *The Review of Income and Wealth*, Vol. 29, p. 405–27.
- Kennedy, P. 1998. *A Guide to Econometrics* (Oxford: Blackwell Publishers).
- Kenny, P.B. 1995. *Errors in the Retail Prices Index*, Memo written for the UK Central Statistical Office/Office for National Statistics, Mar. 8.
- Keynes, J.M. 1930. *A Treatise on Money in Two Volumes: 1: The Pure Theory of Money* (London: Macmillan).
- Khamis, S.H. 1970. “Properties and Conditions for the Existence of a New Type of Index Numbers”, in *Sankhya*, Series B, Vol. 32, p. 81–98.
- . 1972. “A New System of index Numbers for National and International Purposes”, in *Journal of the Royal Statistical Society*, Series A, Vol. 135, p. 96–121.
- . 1984. “On Aggregation methods for International Comparisons”, in *Review of Income and Wealth*, Vol. 30, No. 2, p. 185–205.
- Knibbs, Sir G.H. 1924. “The Nature of an Unequivocal Price Index and Quantity Index”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 19, p. 42–60 and 196–205.
- Kokoski, M.F., K. Waehrer and P. Rozaklis. 2001. *Using Hedonic Methods for Quality Adjustment in the CPI: The Consumer Audio Products Component*, Working Paper No. 344 (Washington: Bureau of Labor Statistics).
- , B.R. Moulton and K.D. Zieschang. 1999. “Interarea Price Comparisons for Heterogeneous Goods and Several Levels of Commodity Aggregation”, in A. Heston and R.E. Lipsey (eds.): *International and Interarea Comparisons of Income, Output and Prices*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 123–66.
- Kontüs, A.A. 1924. “The Problem of the True Index of the Cost of Living”, in *The Economic Bulletin of the Institute of Economic Conjuncture* (in Russian), No. 9–10, p. 64–71; published in English in 1939 in *Econometrica*, Vol. 7, p. 10–29.
- and S.S. Byushgens. 1926. “K probleme pokupatelnoi cili deneg”, in *Voprosi Konyunkturi*, Vol. 2, p. 151–72.
- Koskimäki, T. and M. Ylä-Jarkko. 2003. *Segmented Markets and CPI Elementary Classifications*, Paper presented at the Seventh Meeting of the International Working Group on Price Indices, Paris, May 27–29. Disponible sur Internet : <http://www.insee.fr/>
- and Y. Vartia. 2001. *Beyond Matched Pairs and Griliches Type Hedonic Methods for Controlling Quality Changes in CPI Subindices*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Kotler, P. 1991. *Marketing Management*, Seventh Edition (Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall).
- Kravis, I.B., A.W. Heston and R. Summers. 1982. *World Product and Income: International Comparisons of Real Gross Domestic Product* (Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press).
- Krueger, A.B. and A. Siskind. 1998. “Using Survey Data to Assess Bias in the Consumer Price Index”, in *Monthly Labor Review*, Vol. 121, No. 4, p. 24–33.
- Lancaster, K.J. 1966. “A New Approach to Consumer Theory”, in *Journal of Political Economy*, Vol. 74, No. 2, p. 132–56.
- . 1971. *Consumer Demand: A New Approach* (New York: Columbia University Press).
- Lane, W. 2001. *Addressing the New Goods Problem in the Consumer Price Index*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Disponible sur Internet : <http://www.ottawa.org>
- Laspeyres, E. 1871. “Die Berechnung einer mittleren Waarenpreissteigerung”, in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 16, p. 296–314.
- Lau, L.J. 1979. “On Exact Index Numbers”, in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, p. 73–82.
- Leaver, S.G. and D. Swanson. 1992. “Estimating Variances for the U.S. Consumer Price Index for 1987–1991”, in American Statistical Association: *Proceedings of the Survey Research Methods Section* (Alexandria, VA), p. 740–45.
- and R. Valliant. 1995. “Statistical Problems in Estimating the U.S. Consumer Price Index”, in Cox et al. (eds.): *Business Survey Methods* (New York: Wiley).

- Lebow, D.E. and J.B. Rudd. 2003. "Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand?", in *Journal of Economic Literature*, Vol. 41, p. 159–201.
- , J.M. Roberts and D.J. Stockton. 1994. *Monetary Policy and the 'Price Level'*, Unpublished Paper (Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System), July.
- Lehr, J. 1885. *Beiträge zur Statistik der Preise* (Frankfurt: J.D. Sauerlander).
- Leontief, W. 1936. "Composite Commodities and the Problem of Index Numbers", in *Econometrica*, Vol. 4, p. 39–59.
- Lequiller, F. 1997. «L'indice des prix à la consommation français surestime-t-il l'inflation?», publié sous la direction de L.M. Ducharme dans : *Biais de l'IPC : les expériences de cinq pays de l'OCDE*, Division des prix, Série analytique, n° 10 (Ottawa : Statistique Canada), p. 25–43.
- Levy, F., H. Beamish, R.J. Murnane and D. Aurtor. 1999. *Computerization and Skills: Example from a Car Dealership*, Brookings Program on Output and Productivity Measurement in the Services Sector, Workshop on Measuring the Output of Business Services, May 14, (Washington: Brookings Institution).
- Ley, E. 2003. "Comment", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 379–82.
- Liegey Jr., P.R. 1992. "Adjusting apparel indices in the CPI for quality differences", in M.F. Foss, M. Manser and A. Young (eds.): *Price Measurements and their Uses*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press).
- . 1994. "Apparel Price Indexes: Effects of Hedonic Adjustments", in *Monthly Labor Review*, Vol. 117, p. 38–45.
- . 2000. *Hedonic Quality Adjustment Methods for Microwave Ovens in the U.S. CPI*, Methodology Paper (Washington: Bureau of Labor Statistics).
- Linder, F. 1996. *Reducing bias in the estimation of consumer price indices by using integrated data*, Research Report (Voorburg: Statistics Netherlands).
- Lloyd, P.J. 1975. "Substitution Effects and Biases in Nontrue Price Indices", in *American Economic Review*, Vol. 65, p. 301–13.
- Lowe, J. 1823. *The Present State of England in Regard to Agriculture, Trade and Finance*, Second Edition (London: Longman, Hurst, Rees, Orme and Brown).
- Lowe, R. 1996. "The Type and Extent of Quality Changes in the Canadian CPI", in J. Dalén (ed.): *Proceedings of the Second Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Stockholm: Statistics Sweden), p. 231–49. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- . 1999. *The Use of the Regression Approach to Quality Change for Durables in Canada*, Paper presented at the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Reykjavik, Aug. 25–27. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Maddala, G.S. 1988. *Introduction to Econometrics* (New York: Macmillan).
- Malmquist, S. 1953. "Index Numbers and Indifference Surfaces", in *Trabajos de Estadística*, Vol. 4, p. 209–42.
- Malpezzi, S., L. Ozanne and T. Thibodeau. 1987. "Microeconomic Estimates of Housing Depreciation", in *Land Economics*, Vol. 63, p. 372–85.
- Manser, M.E. and R.J. McDonald. 1988. "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959–85", in *Econometrica*, Vol. 56, No. 4, p. 909–30.
- Marshall, A. 1887. "Remedies for Fluctuations of General Prices", in *Contemporary Review*, Vol. 51, p. 355–75.
- . 1898. *Principles of Economics*, Fourth Edition (London: The Macmillan Co.).
- Matheson, E. 1910. *The Depreciation of Factories and their Valuation*, Fourth Edition (London: E. & F.N. Spon).
- McClelland, R. and M. Reinsdorf. 1999. *Small Sample Bias in Geometric Mean and Seasoned CPI Component Indexes*, Economic Working Paper (Washington: Bureau of Labor Statistics).
- McCracken, P.M., J. Tobin et al. 1999. *Measuring Prices in a Dynamic Economy: Re-Examining the CPI* (New York: The Conference Board).
- Mendelsohn, R. 1984. "Estimating the Structural Equations of Implicit Market and Household Production Functions", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, No. 4, p. 673–77.
- Mendershausen, H. 1937. "Annual Survey of Statistical Technique: Methods of Computing and Eliminating Changing Seasonal Fluctuations", in *Econometrica*, Vol. 5, p. 234–62.
- Merkel, F.K. 2000. *Addressing New Item Bias in the Producer Price Indexes: A PPI Quality Improvement Initiative*, Unpublished Paper (Washington: Bureau of Labor Statistics).
- Mitchell, W.C. 1927. *Business Cycles* (New York: National Bureau of Economic Research).
- Moulton, B.R. 1996a. *Constant Elasticity Cost-of-Living Index in Share Relative Form* (Washington: Bureau of Labor Statistics), Dec.
- . 1996b. "Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence?", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 10, No. 4, p. 159–77.
- . 2001. "The Expanding Role of Hedonic Methods in the Official Statistics of the United States", in *Proceedings of a Symposium on Hedonic Methods* (Wiesbaden: Deutsches Bundesbank and German Federal Statistical Office), June.
- and K.E. Moses. 1997. "Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index", in *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol. 1, p. 305–66.
- and E.P. Seskin. 1999. "A Preview of the 1999 Comprehensive Revision of the National Income and Product Accounts", in *Survey of Current Business*, Vol. 79, p. 6–17.
- , T. LaFleur and K.E. Moses. 1999. "Research on Improved Quality Adjustment in the CPI: The Case of Televisions", in W. Lane (ed.): *Proceedings of the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Washington: Bureau of Labor Statistics), p. 77–99. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Mudgett, B.D. 1955. "The Measurement of Seasonal Movements in Price and Quantity Indexes", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 50, p. 93–98.

- Muellbauer, J. 1974. "Household Production Theory, Quality, and the 'Hedonic Technique'", in *The American Economic Review*, Vol. 64, No. 6, p. 977–94.
- Murray, J. and N. Sarantis. 1999. "Price–Quality Relationships and Hedonic Price Indexes for Cars in the United Kingdom", in *International Journal of the Economics of Business*, Vol. 6, No. 1, p. 1–23.
- Muth, R.F. 1966. "Household Production and Consumer Demand Functions", in *Econometrica*, Vol. 34, p. 699–708.
- Nations Unies. 1990. *Classification internationale type, par industrie, de toutes les branches d'activité économique*, Études statistiques, Série M, n° 4, rév. 3 (New York).
- . 1992. *Handbook of the International Comparison Program*, Series F, No. 62 (New York).
- . 1994. *Fundamental Principles of Official Statistics*, Adopted by the UN Statistical Commission. UN Economic and Social Council, 1994, Report of the Special Session of the Statistical Commission, New York, 11–15 Apr., 1994, E/1994/29 (New York).
- . 1998a. *Principes et recommandations concernant les recensements de la population et de l'habitat. Première révision*, Études statistiques, Série M, n° 67/rév. 1, n° de vente E.98.XVII.8 (New York).
- . 1998b. *Classification centrale de produits. CPC. Version 1.0*, Études statistiques, Série M, n° 77, Ver. 1.0 (New York).
- . 1999. *Nomenclature des dépenses par fonction*, Études statistiques, Série M, n° 84 (New York).
- . 2002. *Classification internationale type, par industrie, de toutes les branches d'activité économique*, CITI, Révision 3.1 (New York : Division de statistique des Nations Unies).
- Nevo, A. 2001. *New Products, Quality Changes, and Welfare Measures Computed from Estimated Demand Systems*, NBER Working Paper #W8425 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research).
- Norberg, A. 1999. "Quality Adjustment: The Case of Clothing", in M. Silver and D. Fenwick (eds.): *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Cardiff: Cardiff University). Disponible sur Internet : <http://www.cardiff.ac.uk>
- Nordhaus, W.D. 1998. "Quality Change in Price Indexes", in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, p. 59–68.
- Obst, Carl. 2000. "A Review of Bias in the CPI", in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 17, p. 37–58.
- Office for National Statistics (UK). 1998. *The Retail Prices Index: A Technical Manual*. Disponible sur Internet : <http://www.statistics.gov.uk>
- Oi, W.Y. 1997. "The Welfare Implications of Invention", in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 109–41.
- Okamoto, M. 1999. *Empirical Study of Outlet Sampling Using Scanner Data*, Paper presented at the ILO/ECE Joint Meeting on CPI, Geneva, Nov. 3–5. Disponible sur Internet : <http://www.unece.org>
- . 2001. *Mid-Year Basket Index as a Practical Approximation to a Superlative Index*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Opperdoes, E. 2001. *Some Empirical Experiments with CES Functions*, Unpublished Paper (Voorburg: Statistics Netherlands).
- Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). 1997. *Synthesis Paper on Shortcomings of the Consumer Price Index Measure of Inflation for Economic Policy Purposes*, Paper prepared for Working Party No. 1 on Macroeconomic and Structural Policy Analysis, ECO/CPE/WP1(97)12, Sep. (Paris).
- . 1998. *FISM, A Note by the OECD Secretariat*, Prepared for the Joint OECD/ESCAP Meeting on National Accounts — 1993 System of National Accounts: Five Years On, Bangkok, May 4–8.
- . 1999. *Parités de pouvoir d'achat et dépenses réelles* (Paris).
- . 2001a. *Mesurer la productivité : Mesurer la croissance de la productivité par secteur et pour l'ensemble de l'économie* (Paris).
- . 2001b. *La mesure du capital : La mesure des stocks de capital, de la consommation de capital fixe et des services du capital* (Paris).
- Osgood, W.F. 1925. *Advanced Calculus* (New York: Macmillan).
- Paasche, H. 1874. "Über die Preisentwicklung der letzten Jahre nach den Hamburger Borsennotierungen", in *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 12, p. 168–78.
- Pakes, A. 2001. *A Reconsideration of Hedonic Price Indices with an Application to PC's*, Working Paper No. 8715 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research), revised November 2001.
- Palgrave, R.H.I. 1886. "Currency and Standard of Value in England, France and India and the Rates of Exchange Between these Countries", in *Memorandum submitted to the Royal Commission on Depression of Trade and Industry*, Third Report, Appendix B, p. 312–90.
- Parker, P. 1992. "Price Elasticity Dynamics Over the Adoption Life Cycle", in *Journal of Marketing Research*, Vol. XXIX, p. 358–67.
- Pierson, N.G. 1895. "Index Numbers and Appreciation of Gold", in *Economic Journal*, Vol. 5, p. 329–35.
- . 1896. "Further Considerations on Index-Numbers", in *Economic Journal*, Vol. 6, p. 127–31.
- Pigou, A.C. 1920. *The Economics of Welfare* (London: Macmillan).
- Pollak, R.A. 1975. "Subindexes of the Cost of Living", in *International Economic Review*, Vol. 16, p. 135–60.
- . 1980. "Group Cost-of-Living Indexes", in *American Economic Review*, Vol. 70, p. 273–78.
- . 1981. "The Social Cost-of-Living Index", in *Journal of Public Economics*, Vol. 15, p. 311–36.
- . 1983. "The Theory of the Cost-of-Living Index", in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), p. 87–161; reprinted in R.A. Pollak: *The Theory of the Cost-of-Living Index* (Oxford: Oxford University Press, 1989), p. 3–52; also reprinted in W.E. Diewert (ed.): *Price Level Measurement* (Amsterdam: North-Holland, 1990), p. 5–77.

- . 1989. “The Treatment of the Environment in the Cost-of-Living Index”, in R.A. Pollak: *The Theory of the Cost-of-Living Index* (Oxford: Oxford University Press), p. 181–85.
- . 1998. “The Consumer Price Index: A Research Agenda and Three Proposals”, in *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12, No. 1, p. 69–78.
- Popkin, J. 1997. “Improving the CPI: The Record and Suggested Next Steps”, in *Business Economics*, July, p. 42–47.
- Prais, S.J. 1959. “Whose Cost of Living?”, in *The Review of Economic Studies*, Vol. 26, p. 126–34.
- Prennushi, G. 2001. *PPPs and Global Poverty: Strengths and Weaknesses*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, Jan. 30–Feb. 2.
- Price Statistics Review Committee. 1961. *The Price Statistics of the Federal Government* (New York: National Bureau of Economic Research).
- Rameshwar, S. 1998. “A Note on Weights for Consumer Price Indices”, in *Inter-Stat No. 18* (Luxembourg, London, Paris: Eurostat, DfID, INSEE), p. 89–96.
- Rao, D.S. Prasada. 1990. “A System of Log-Change Index Numbers for Multilateral Comparisons”, in J. Salazar-Carrillo and D.S. Prasada Rao (eds.): *Comparisons of Prices and Real Products in Latin America* (Amsterdam: North-Holland).
- . 1995. *On the Equivalence of the Generalized Country-Product-Dummy (CPD) Method and the Rao-System for Multilateral Comparisons*, Working Paper No. 5, Centre for International Comparisons (Philadelphia, PA: University of Pennsylvania).
- . 1997. “Aggregation Methods for International Comparison of Purchasing Power Parities and Real Income: Analytical Issues and Some Recent Developments”, in *Proceedings of the International Statistical Institute, 51st Session*, p. 197–200.
- . 2001a. *Integration of CPI and ICP: Methodological Issues, Feasibility and Recommendations*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, Jan. 30–Feb. 2.
- . 2001b. *Weighted EKS and Generalized Country Product Dummy Methods for Aggregation at Basic Heading Level and above Basic Heading Level*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, Jan. 30–Feb. 2.
- and K.S. Banerjee. 1984. “A Multilateral Index Number System Based on the Factorial Approach”, in *Statistische Hefte*, Vol. 27, p. 297–313.
- and M. Timmer. 2000. *Multilateralisation of Manufacturing Sector comparisons: Issues, Methods and Empirical Results*, Research Memorandum No. GD 47 (Groningen: Groningen Growth and Development Centre).
- , C.J. O'Donnell and E. Ball. 2000. *Transitive Multilateral Comparisons of Agricultural Output and Productivity Using Minimum Spanning Trees and Generalized EKS Methods*, Paper presented at the Workshop on Agricultural Productivity: Data, Methods, and Measures, March 9–10, Washington.
- Rasmussen, D.W. and T.W. Zuehlke. 1990. “On the Choice of Functional Form for Hedonic Price Functions”, in *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, p. 668–75.
- Reese, M. 2000. *Hedonic Quality Adjustment Methods for College Textbooks for the U.S. CPI*, Methodology paper (Cambridge, MA: Bureau of Labor Statistics). Disponible sur Internet : <http://www.bls.gov>.
- Reinsdorf, M.B. 1993. “The Effect of Outlet Price Differentials on the U.S. Consumer Price Index”, in M.F. Foss, M.E. Manser and A.H. Young (eds.): *Price Measurement and their Uses*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 227–54.
- . 1994. *Price Dispersion, Seller Substitution and the U.S. CPI*, Working Paper 252 (Washington: Bureau of Labor Statistics).
- . 1996. *Constructing Basic Component Indexes for the U.S. CPI from Scanner Data: A Test Using Data on Coffee*, Working Paper 277 (Washington: Bureau of Labor Statistics.).
- . 1998. *Divisia Indices and the Representative Consumer Problem*, Paper presented at the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Washington, Apr. 22–24. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- . 2003. Personal Communication, Sep. 9.
- and B.R. Moulton. 1997. “The Construction of Basic Components of Cost-of-Living Indexes”, in T.F. Bresnahan and R.J. Gordon (eds.): *The Economics of New Goods*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press).
- , P. Liegey, and K. Stewart. 1996. *New Ways of Handling Quality Change in the U.S. Consumer Price Index*, Working Paper 276 (Washington: Bureau of Labor Statistics).
- , W.E. Diewert and C. Ehemann. 2002. “Additive Decompositions for the Fisher, Törnqvist and Geometric Mean Indexes”, in *Journal of Economic and Social Measurement*, Vol. 28, p. 51–61.
- Richardson, D.H. 2003. “Scanner Indexes for the Consumer Price Index”, in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: The University of Chicago Press), p. 39–65.
- Rosén, B. 1997a. “Asymptotic Theory for Order Sampling”, in *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 62, p. 135–58.
- . 1997b. “On Sampling with Probability Proportional to Size”, in *Journal of Statistical Planning and Inference*, Vol. 62, p. 159–91.
- Rosen, S. 1974. “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation and Pure Competition”, in *Journal of Political Economy*, Vol. 82, p. 34–49.
- Rothwell, D.P. 1958. “Use of Varying Seasonal Weights in Price Index Construction”, in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53, p. 66–77.
- Ryten, J. 1998. *The Evaluation of the International Comparison Project (ICP)*, (Washington: IMF).

- Samuelson, P.A. 1953. "Prices of Factors and Goods in General Equilibrium", *Review of Economic Studies*, Vol. 21, p. 1–20.
- and S. Swamy. 1974. "Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Synthesis", in *American Economic Review*, Vol. 64, p. 566–93.
- Särndal, C.-E., B. Swensson and J. Wretman. 1992. *Model Assisted Survey Sampling* (New York: Springer-Verlag).
- Schlömilch, O. 1858. "Über Mittelgrößen verschiedener Ordnungen", in *Zeitschrift für Mathematik und Physik*, Vol. 3, p. 308–10.
- Schultz, B.J. (Szulc). 1996. "Treatment of Changes in Product Quality in Consumer Price Indices", in J. Dalén (ed.): *Proceedings of the Second Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Stockholm: Statistics Sweden), p. 209–29. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- . 1999. "Effects of Using Various Macro-Index Formulae in Longitudinal Price and Comparisons: Empirical Studies", in W. Lane (ed.): *Proceedings of the Fourth Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Washington: Bureau of Labor Statistics), p. 236–49. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Schultze, C.L. and C. Mackie (eds.). 2002. *At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of-Living and Price Indices* (Washington: National Academy Press).
- Scrope, G.P. 1833. *Principles of Political Economy* (London: Longman, Rees, Orme, Brown, Green and Longman).
- Sellwood, D. 2001. *Improving Quality Adjustment in Practice*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Selvanathan, E.A. and D.S. Prasada Rao. 1994. *Index Numbers: A Stochastic Approach* (Ann Arbor, MI: University of Michigan Press).
- Shapiro, M.D. and D.W. Wilcox. 1997a. "Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 3, p. 113–25.
- and D.W. Wilcox. 1997b. *Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation*, Working Paper No. W5590 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research). Disponible sur Internet : <http://www.nber.org>
- Shephard, R.W. 1953. *Cost and Production Functions* (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- . 1970. *Theory of Cost and Production Functions* (Princeton, NJ: Princeton University Press).
- Shepler, N. 2000. *Developing a Hedonic Regression Model for Refrigerators in the U.S. CPI*, Methodology paper (Washington: Bureau of Labor Statistics). Site Internet : <http://www.bls.gov/cpi/cpirfr.htm>.
- Shiratsuka, S. 1999. "Measurement Errors in the Japanese Consumer Price Index", in *Monetary and Economic Studies*, Vol. 17, No. 3, p. 69–102.
- Sidgwick, H. 1883. *The Principles of Political Economy* (London: Macmillan).
- Silver, M. 1995. "Elementary Aggregates, Micro-Indices and Scanner Data: Some Issues in the Compilation of Consumer Price Indices", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 41, p. 427–38.
- . 1999. "An Evaluation of the Use of Hedonic Regressions for Basic Components of Consumer Price Indices", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 45, No. 1, p. 41–56.
- . 2002. *The Use of Weights in Hedonic Regressions: The Measurement of Quality Adjusted Price Changes*, Unpublished Paper, Cardiff Business School (Cardiff: Cardiff University).
- and S. Heravi. 2001a. "Scanner Data and the Measurement of Inflation", in *The Economic Journal*, Vol. 111, June, F384–F405.
- and S. Heravi. 2001b. *Hedonic Price Indices and the Matched Models Approach*, Unpublished Paper, Cardiff Business School (Cardiff: Cardiff University).
- and S. Heravi. 2002. *Why the CPI Matched Models Method May Fail Us*, Working Paper 144 (Frankfurt: European Central Bank).
- and S. Heravi. 2003. "The Measurement of Quality Adjusted Price Changes", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 277–316.
- Sitter, R.R. and R. Balshaw. 1998. *Evaluation of Bias and Variance Estimation of the RPI*, Confidential Report to the Office for National Statistics (UK) (British Columbia: Simon Fraser University).
- Solomons, D. 1961. "Economic and Accounting Concepts of Income", in *The Accounting Review*, Vol. 36, p. 374–83.
- Solow, R.M. 1957. "Technical Change and the Aggregate Production Function", in *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, p. 312–20.
- Statistics Sweden. 2001. *Swedish Consumer Price Index: A Handbook of Methods* (Stockholm).
- Stone, R. 1956. *Quantity and Price Indexes in the National Accounts* (Paris: OECD).
- Summers, R. 1973. "International Price Comparisons Based Upon Incomplete Data", in *Review of Income and Wealth*, Vol. 19, No. 1, p. 1–16.
- Sundgren, B. 1993. "Statistical Metainformation Systems Pragmatics, Semantics", Syntactics, in *Statistical Journal of the United Nations Economic Commission for Europe*, Vol. 10, No. 2, p. 121–42.
- Szulc, B.J. (Schultz) 1964. "Index Numbers of Multilateral Regional Comparisons" (in Polish), in *Przegląd Statystyczny*, Vol. 3, p. 239–54.
- . 1983. "Linking Price Index Numbers," in W.E. Diewert and C. Montmarquette (eds.): *Price Level Measurement* (Ottawa: Statistics Canada), p. 537–66.
- . 1987. "Price Indices below the Basic Aggregation Level", in *Bulletin of Labour Statistics*, Vol. 2, p. 9–16.
- Tauchen, H. and A.D. Witte. 2001. *Estimating Hedonic Models; Implications of the Theory*, Technical Working Paper No. 271 (Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research). Disponible sur Internet : <http://www.nber.org>
- Teekens, R. and J. Koerts. 1972. "Some Statistical Implications of the Log Transformations of Multiplicative Models", in *Econometrica*, Vol. 40, No. 5, p. 793–819.

- Tellis, G.J. 1988. "The Price Elasticity of Selective Demand: A Meta-Analysis of Econometric Models of Sales", in *Journal of Marketing Research*, Vol. 25, p. 167–77.
- Theil, H. 1954. *Linear Aggregation of Economic Relations* (Amsterdam: North-Holland).
- . 1967. *Economics and Information Theory* (Amsterdam: North-Holland).
- Törnqvist, L. 1936. "The Bank of Finland's Consumption Price Index", in *Bank of Finland Monthly Bulletin*, Vol. 10, p. 1–8.
- and E. Törnqvist. 1937. "Vilket är förhållandet mellan finska markens och svenska kronans köpkraft?", in *Ekonomiska Samfundets Tidskrift*, Vol. 39, p. 1–39; reprinted in *Collected Scientific Papers of Leo Törnqvist* (Helsinki: The Research Institute of the Finnish Economy, 1981), p. 121–60.
- Trajtenberg, M. 1989. *Economic Analysis of Product Innovation: The Case of CT Scanners*, (Cambridge, MA: Harvard University Press).
- Triplett, J.E. 1981. "Reconciling the CPI and the PCE Deflator", in *Monthly Labor Review*, Sep., p. 3–15.
- . 1983. "Concepts of Quality in Input and Output Price Measures: A Resolution of the User-Value Resource-Cost Debate", in M.F. Foss (ed.): *The U.S. National Income and Product Accounts: Selected Topics*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 269–311.
- . 1987. "Hedonic Functions and Hedonic Indices", in J. Eatwell, M. Milgate and P. Newman (eds.): *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Vol. 2 (London: Macmillan), p. 630–34.
- . 1990. "Hedonic Methods in Statistical Agency Environments: An Intellectual Biopsy", in E.R. Berndt and J.E. Triplett (eds.): *Fifty Years of Economic Measurement: The Jubilee of the Conference on Research in Income and Wealth*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 207–38.
- . 1997. «L'état actuel du débat sur l'IPC aux États-Unis», publié sous la direction de L.M. Ducharme dans : *Biais de l'IPC : les expériences de cinq pays de l'OCDE*, Division des prix, Série analytique, n° 10 (Ottawa : Statistique Canada), p. 53–60.
- . 1999. "The Solow Productivity Paradox: What do Computers do to Productivity?", in *Canadian Journal of Economics*, Vol. 32, No. 2, Apr., p. 309–34.
- . 2001. "Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index?", in *The Economic Journal*, Vol. 111, June, F311–F334.
- . 2002. *Handbook on Quality Adjustment of Price Indexes for Information and Communication Technology Products*, Draft, OECD Directorate for Science, Technology and Industry (Paris: OECD).
- . 2003. "Using Scanner Data in Consumer Price Indexes: Some Neglected Conceptual Considerations", in R.C. Feenstra and M.D. Shapiro (eds.): *Scanner Data and Price Indexes*, NBER Studies in Income and Wealth (Chicago, IL: University of Chicago Press), p. 151–62.
- Trivedi, P.K. 1981. "Some Discrete Approximations to Divisia Integral Indices", in *International Economic Review*, Vol. 22, p. 71–77.
- Turvey, R. 1979. "The Treatment of Seasonal Items in Consumer Price Indices", in *Bulletin of Labour Statistics*, Fourth Quarter (Geneva: ILO), p. 13–33.
- . 1996. *Elementary Aggregate (micro) Indexes*, Paper presented at the Eurostat Seminar on Improving the Quality of Price Indices: CPI and PPP, Florence, Dec. 18–20, 1995.
- . 1998. "New Outlets and New Products", in B. Balk (ed.): *Proceedings of the Third Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Voorburg: Statistics Netherlands), p. 97–110.
- . 1999. "Incorporating New Models into a CPI: PCs as an Example", in M. Silver and D. Fenwick (eds.): *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Luxembourg, London, Cardiff: Eurostat, Office for National Statistics, Cardiff University). Disponible sur Internet : <http://www.cardiff.ac.uk>
- . 2000. "True Cost of Living Indexes", in R. Gudnason and D. Gylfadóttir (eds.): *Proceedings of the Fifth Meeting of the International Working Group on Price Indices* (Reykjavik: Statistics Iceland). Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- et al. 1989. *Consumer Price Indices: An ILO Manual* (Geneva: ILO).
- U.S. Bureau of Labor Statistics. 1983. "Changing the Home Ownership Component Of the Consumer Price Index to Rental Equivalence", in *CPI Detailed Report* (Washington).
- . 1997. *BLS Handbook of Methods*, Bulletin 2490 (Washington).
- . 1998. "Measurement Issues in the Consumer Price Index", in *Statistical Journal of the United Nations ECE*, Vol. 15, p. 1–36.
- U.S. General Accounting Office. 2000. *Consumer Price Index: Update of Boskin Commission's Estimate of Bias*, Report GAO/GGD-00-50 (Washington), Feb.
- U.S. Senate, Committee on Finance. 1996. *Final Report of the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index*, Print 104–72, 104 Cong., 2nd Session (Washington: Government Printing Office).
- Van Ijzeren, J. 1987. *Bias in International Index Numbers: A Mathematical Elucidation*, Dissertation for the Hungarian Academy of Sciences (The Hague: Koninklijke Bibliotheek).
- van Mulligen, P.H. 2003. *Quality aspects in price indices and international comparisons: Applications of the hedonic method*, Ph.D. thesis (Groningen: University of Groningen). Site Internet : <http://www.cbs.nl/en/publications/articles/general/theses/theses.htm>.
- Vartia, Y.O. 1976. *Relative Changes and Index Numbers* (Helsinki: The Research Institute of the Finnish Economy).
- . 1978. "Fisher's Five-Tined Fork and Other Quantum Theories of Index Numbers", in W. Eichhorn, R. Henn, O. Opitz and R.W. Shephard (eds.): *Theory and Applications of Economic Indices* (Würzburg: Physica-Verlag), p. 271–95.
- Ville, J. 1946. "The Existence-Conditions of a Total Utility Function" (in French); translated in 1951 in *The Review of Economic Studies*, Vol. 19, p. 123–28.

- Vogt, A. 1977. "Zum Indexproblem: Geometrische Darstellung sowie eine neue Formel", in *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Vol. 113, p. 73–88.
- . 1978. "Divisia Indices on Different Paths", in W. Eichhorn, R. Henn, O. Opitz and R.W. Shephard (eds.): *Theory and Applications of Economic Indices* (Würzburg: Physica-Verlag), p. 297–305.
- . 1980. "Der Zeit und der Faktorkehrtest als 'Finders of Tests'", in *Statistische Hefte*, Vol. 21, p. 66–71.
- and J. Barta. 1997. *The Making of Tests for Index Numbers* (Heidelberg: Physica-Verlag).
- von Auer, L. 2001. *An Axiomatic Checkup for Price Indices*, Working Paper No. 1/2001, Faculty of Economics and Management (Magdeburg: Otto von Guericke University).
- . 2002. "Spurious Inflation: The Legacy of Laspeyres and Others", in *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 42, p. 529–42.
- von der Lippe, P. 2001. *Chain Indices: A Study in Price Index Theory*, Publication Series Spectrum of Federal Statistics, Vol. 16 (Wiesbaden: Statistisches Bundesamt).
- Walras, L. 1954. *Elements of Pure Economics*, translated from French by W. Jaffe (London: George Allen and Unwin); first published in 1874.
- Walsh, C.M. 1901. *The Measurement of General Exchange Value* (New York: Macmillan and Co.).
- . 1921a. *The Problem of Estimation* (London: P.S. King & Son).
- . 1921b. "Discussion", in *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 17, p. 537–44.
- . 1932. "Index Numbers", in E.R.A. Seligman (ed.): *Encyclopedia of the Social Sciences*, Vol. 7 (New York: The Macmillan Co.), p. 652–58.
- Ward, M. 2001. *True Comparisons in Real and Money Terms*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, Jan. 30–Feb. 2.
- Westergaard, H. 1890. *Die Grundzüge der Theorie der Statistik* (Jena: Fischer).
- White, A.G. 1999. "Measurement Biases in Consumer Price Indexes", in *International Statistical Review*, Vol. 67, No. 3, p. 301–25.
- . 2000. "Outlet Types and the Canadian Consumer Price Index", in *Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, p. 488–505.
- Wold, H. 1944. "A Synthesis of Pure Demand Analysis, Part 3", in *Skandinavisk Aktuarietidskrift*, Vol. 27, p. 69–120.
- . 1953. *Demand Analysis* (New York: John Wiley).
- Wooldridge, J.M. 1996. "Estimating Systems of Equations with Different Instruments for Different Equations", in *Journal of Econometrics*, Vol. 74, p. 387–405.
- Woolford, K. 1999. "Measuring Inflation: A Framework Based on Domestic Final Purchases", in M. Silver and D. Fenwick: *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference* (Cardiff: Cardiff University), p. 534–43.
- . 2001. *Financial Services in the Consumer Price Index*, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Apr. 2–6. Disponible sur Internet : <http://www.ottawagroup.org>
- Wynne, M.A. 1997. "Commentary", in *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 79, No. 3, p. 161–67.
- . 1999. *Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues*, Research Department Working Paper 99–03 (Dallas, TX: Federal Reserve Bank of Dallas).
- and F.D. Sigalla. 1994. "The Consumer Price Index", in *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, Second Quarter, p. 1–22.
- Young, A. 1812. *An Inquiry into the Progressive Value of Money in England as Marked by the Price of Agricultural Products* (Piccadilly: Hatchard).
- Yule, G.U. 1921. "Discussion of Mr. Flux's Paper", in *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 84, p. 199–202.
- Zarnowitz, V. 1961. "Index Numbers and the Seasonality of Quantities and Prices", in G.J. Stigler (Chair): *The Price Statistics of the Federal Government* (New York: National Bureau of Economic Research), p. 233–304.
- Zieschang, K.D. 1988. *The Characteristics Approach to the Problem of New and Disappearing Goods in Price Indexes*, Working Paper No. 183 (Washington: Bureau of Labor Statistics).
- , P.A. Armnecht and D. Smith. 2001. *Integrated Inter-Area and International Price Comparisons with Consumer Price Index Compilation*, Paper presented at the Joint World Bank–OECD Seminar on Purchasing Power Parities: Recent Advances in Methods and Applications, Washington, Jan. 30–Feb. 2.

Note : L'index renvoie aux chapitres et paragraphes, ou aux numéros des annexes et appendices (et non aux pages). Les entrées du glossaire et (le cas échéant) de son appendice sont signalées par la mention (g). De même, la mention (t), (f) ou (b) après les numéros des paragraphes indique les tableaux, graphiques ou encadrés voisins du texte en question; l'ajout de «*» (par exemple, (t*)) indique que le tableau, graphique ou encadré suit immédiatement — mais ne concerne pas — ce paragraphe (dont le numéro n'est donné qu'à titre indicatif).

- achat à tempérament 3.65–66
- achat de devises 10.119, 10.125–129
- achat de produits durant le relevé des prix 6.95, 6.97
- achats à l'étranger *voir* dépenses de consommation des ménages
- achats des résidents à l'étranger *voir* dépenses de consommation des ménages
- achats transfrontaliers *voir* dépenses de consommation des ménages
- acquisition, concept d' (g)
 - biens durables 1.151–164, 3.18–29, 23.3, 23.9–15
 - concept des acquisitions nettes 23.9–12
 - dépenses ou acquisitions 1.162
 - IPC fondés sur 1.159–161, 3.26–29, 14.6
 - logements occupés par leur propriétaire 10.39–50, 23.136–138
 - achat de logements 10.40–45
 - logements neufs 10.40–41, 10.46–50
 - travaux de rénovation ou d'agrandissement 10.40–41, 10.47, 10.50
 - rapports avec le coût d'usage 23.34–42
 - services 1.157, 3.7–8, 3.18–21, 3.24–25, 10.166
- actifs financiers 3.4, 3.52–55
 - commissions 3.54, 10.125–136
 - devises 3.55
 - emprunt et crédit *voir* emprunt et crédit
- actifs fixes 3.23
- activités économiques (production des ménages) 3.73
- agrégat élémentaire (g) 1.265–270, 4.4–8 (f), 9.6–73
 - associativité de l'agrégation 9.45–46
 - échantillonnage 9.38, 20.87
 - IPCH *voir* Annexe 1 (4.2.2–3)
 - observations de prix manquantes 9.47–63 (t)
 - situation à caractère permanent 9.55–63 (t)
 - situation à caractère temporaire (produits non saisonniers) 9.48–54 (t)
- pondérations 1.124–126, 4.14–15 (t), 9.11–14, 9.115–117
- problèmes d'agrégation et de classification 20.23–37
 - biais d'agrégat élémentaire 11.35, 11.37, 11.43–50
 - dimension de produit 20.23, 20.27, 20.31–37 (t)
 - dimension sectorielle 20.23, 20.28–30
 - dimension spatiale 20.23, 20.26, 20.31–37 (t)
 - dimension temporelle 5.3, 20.15–17, 20.20, 20.23, 20.25
- sélection des produits élémentaires 9.8
- structure d'agrégation 9.9, 9.16 (f*)
 - voir aussi* agrégats en valeur
- agrégation (g) 1.109–113
 - agrégation en deux étapes 17.55–60, 19.23–27, 19.28 (t*)
 - agrégation en une étape *voir* agrégats élémentaires; agrégats en valeur; indices à une étape
 - associativité (g) 9.45–46
 - problèmes *voir* agrégats élémentaires
 - structure 4.4–15 (f), 9.9, 9.16 (f*)
- agrégation en deux étapes 17.55–60, 19.23–27, 19.28 (t*)
- agrégats (g)
 - pour de plus amples informations *voir* agrégats élémentaires; agrégats en valeur
- agrégats en valeur 14.1–7, 15.7–17
 - indices de Laspeyres et de Paasche 15.11–17
 - test de factorité 15.7–10
 - voir aussi* agrégats élémentaires
- agriculture, production destinée à l'autoconsommation 1.180–181, 3.79–80, 14.32–33
- ajustement direct de la qualité *voir* ajustement explicite de la qualité
- ajustement indirect de la qualité *voir* ajustement implicite de la qualité
- ajustement multiplicatif de la qualité *voir* qualité
- algorithme de Turkey 9.160, 12.53–54
- algorithmes 9.160, 12.52–55
- allocations de chômage *voir* sécurité sociale
- amortissement 23.43–68
 - amortissement géométrique ou dégressif à taux constant 23.55–58
 - modèle d'amortissement du fiacre centenaire, ou de l'ampoule électrique 23.62–68
 - modèle d'amortissement linéaire 23.59–61
 - modèle général (biens durables invariables) 23.43–54
- amortissement du fiacre centenaire, ou de l'ampoule électrique (g) 23.62–68
- amortissement géométrique ou dégressif à taux constant 23.55–58
- amortissement linéaire 23.59–61
- analyses 12.103
- approche de l'équivalent-loyer (g) 10.14–19, 23.3, 23.16–21, 23.139–140
- approche par les flux de trésorerie *voir* concept de paiement
- arbre couvrant de poids minimum *voir* Annexe 4 (4.2.2 (f))
- assurance des biens 3.47–50, 10.156–173
 - concept d'acquisition 10.40, 10.166
 - concept d'utilisation 10.164–165
 - concept de paiement 10.20, 10.159–163
 - définition 10.157

- IPCH voir Annexe 1 (5.8)
 logements occupés par leur propriétaire 23.102–106
 pondérations 4.67
 primes 10.159–163, 10.167–173 (*t*)
 taxes 10.171–173 (*t*)
voir aussi services financiers
- assurance vie 3.47–50
 IPCH *voir* Annexe 1 (6.4)
- automobiles 4.68–70, 6.36, 6.86, 7.20, 7.84
voir aussi véhicules
- autorités de tutelle, prix obtenus auprès des 6.43
- avis d'experts
 ajustement de la qualité 1.249, 7.73–76
 échantillonnage 11.19
- axiomatique, approche (*g*) 1.53–84, 16
 indices d'agrégat élémentaire 1.133–136, 9.25–30, 20.58–70
 première approche (indices de prix unilatéraux) 16.11–21
 première approche (indices des prix bilatéraux) 1.54–79, 16.30–73
 classement des indices 1.65–67, 16.57–61
 test d'additivité 1.70, 16.62–73
 tests d'homogénéité 1.55, 16.37–41
 tests d'invariance et de symétrie 1.55–61, 1.68–69, 16.40–46
 tests de la valeur moyenne 1.55, 16.47–49
 tests de monotonie 1.55, 16.50–52
 tests initiaux 16.30–36
- seconde approche (indices de prix bilatéraux) 1.80–84, 16.94–129
 cadre général et tests préliminaires 16.94–98
 test de détermination appliqué aux prix 16.127
 test de limitation par les indices de Paasche et de Laspeyres géométriques 16.123
 test des inverses des rapports de prix 16.125–126
 tests d'homogénéité 16.99–105, 16.132
 tests d'invariance et de symétrie 16.101–103, 16.106–111
 tests de la valeur moyenne pour les prix (*g*) 16.112
 tests de monotonie 16.113
 tests de pondération 16.114–119
- seconde approche (indices des prix unilatéraux) 16.22–29
 vue d'ensemble 16.1–10
- biais (*g*) 11.30–66
 approximation de premier ordre du biais de l'indice de Lowe 17.74–75
 approximation de second ordre du biais de substitution de l'indice de Lowe 17.76–83
 d'agrégation 20.20
 de l'estimateur, 5.62–64, 5.72
 indices à pondérations fixes 9.131–138
 tirage non aléatoire 5.29
 types de biais
 biais d'agrégat élémentaire 11.35, 11.37, 11.43–50
 biais de mise à jour des points de vente 3.120
 biais de représentativité (*g*) 1.102–105
 biais de substitution de niveau supérieur 11.35, 11.37–42
 biais dû à l'omission de variables 21.1 (*appendice*)
 biais dû au changement de qualité 11.35–36, 11.51–55
 biais dû aux nouveaux points de vente (biais de substitution des points de vente) 3.118, 11.35–36, 11.60–63
 biais dû aux nouveaux produits 11.35–36, 11.56–59
voir aussi erreurs
 biais de mise à jour des points de vente 3.120
 biais de non-réponse 11.10–11, 11.28–29
 biais de représentativité (*g*) 1.102–105
 biais de sélection 11.4
 biais de substitution (*g*)
 biais de substitution de niveau supérieur 11.35, 11.37–42
 biais de substitution des points de vente (nouveau point de vente) 3.118, 11.35–36, 11.60–63
 indice de Lowe 17.76–83
 biais de substitution de niveau supérieur 11.35, 11.37–42
 biais de substitution des points de vente (nouveau point de vente) 3.118, 11.35–36, 11.60–63
 biais dû à l'omission de variables 21.1 (*appendice*)
 biais dû au changement de qualité 11.35–36, 11.51–55
 biais dû aux nouveaux points de vente (substitution des points de vente) 3.118, 11.35–36, 11.60–63
 biais du coût de la vie *voir* biais de substitution
 biens (*g*) 3.3
 pour de plus amples développements *voir* concept d'acquisition; classification; dépenses de consommation des ménages; concept d'utilisation
voir aussi biens durables; biens non-durables
 biens d'occasion 3.127–129, 4.68–72
 biens durables (*g*) 1.154–158, 3.166–168, 23
 dans le SCN 14.40 (*b**), 23.1
 pour de plus amples développements *voir* concept d'acquisition; classification; amortissement; dépenses de consommation des ménages; logements; concept d'utilisation
 biens et services de consommation *voir* biens; services
 biens et services de luxe 3.125–126
 biens et services gratuits 3.7, 3.142, 6.84
 biens et services illicites 1.169, 3.123–124
 biens et services non souhaitables 1.169, 3.123–124
 biens évolutionnaires 8.35, 21.62–63
 extension de l'échantillon 8.56
 remplacements dirigés 8.49–51, 8.57
 biens non-durables 1.154–158, 3.22, 3.166–168
 biens révolutionnaires 8.35, 21.62–64
 extension de l'échantillon 8.52–55 (*t*), 8.57–58, 21.64
 remplacements dirigés 8.57
 biens semi-durables 3.166, 3.167, 3.168
 bons de réduction 3.138, 3.141, 3.143
bouncing (*g*)
 test de *bouncing* des prix 20.60–61
- calcul de la variation et pondérations actualisées par les prix 9.92–94
 calendrier de diffusion
 publication des indices 6.13, 13.45–48
 cas des ménages uniques 17
 approximation de premier ordre du biais de l'indice de Lowe 17.74–75
 approximation de second ordre du biais de substitution de l'indice de Lowe 17.76–83
 indice de Lloyd-Moulton 1.108, 17.61–64
 indice de Lowe en tant qu'approximation d'un indice du coût de la vie véritable 17.66–73
 indice du coût de la vie de Konüs 17.9–17
 indice du coût de la vie véritable lorsque les préférences sont homothétiques 17.18–26
 indices superlatifs *voir* indices superlatifs

- passage d'un prix zéro à un prix positif 17.90–94
 produits saisonniers 17.84–89
 cas des ménages uniques (approche économique) *voir*
 approche économique
 catalogues, prix extraits de 6.43
 catalogues de vente par correspondance 6.43
 chaînage *voir* indices-chaînes
 champ de l'indice (g)
 changement de base (g), 8.44–48
 charges additionnelles 6.91
 choix raisonné (choix d'expert) 11.19
 CITI *voir* Classification internationale type par industrie
 classification 1.187–189, 3.144–168
 facteurs 3.144
 niveau de publication 3.160–161
 par fonction des produits 3.147, 3.150–159
 biens et services à fonctions mixtes 3.155–157
 biens et services à fonctions multiples 3.151–154
 par type de produit 3.147, 3.148–149, 3.158–159,
 3.166–168
 structure de pondération 4.4–15 (f), 4.56–61
 ventilation par produits
 compte d'utilisation du revenu 14.40–41, 14.45 (t)
 compte de capital 14.47 (t), 14.54 (t*)
 compte de production 14.28, 14.31 (t*)
 compte extérieur des biens et services 14.54 (t*)
 Classification centrale des produits (CPC) (g) 3.147, 3.159
 Classification internationale type par industrie (CITI) 3.147,
 14.30, 14.31 (t*)
 codes 6.1 (*appendice*), 6.55–56, 6.60–61
 coefficients (ajustement hédonique de la qualité) 7.101–103
 COICOP *voir* Nomenclature des fonctions de la
 consommation individuelle
 voir aussi Annexe 2
 collecte (prix) 1.200–225, 1.276–279, 6, 12.1–55 (f)
 conception du questionnaire 6.50–66
 codes 6.1 (*appendice*), 6.55–56, 6.60–61
 formulaire 6.1 (*appendice*), 6.53, 6.99 (t*)
 contrôles de qualité (au niveau local) 12.27–40
 autres fonctions des contrôleurs 12.39–40
 contrôles *a posteriori* 12.33–38
 suivi 12.29–32
 contrôles de qualité (en bureau) 12.41–55
 couverture géographique *voir* couverture
 échantillonnage *voir* échantillonnage
 fréquence et dates 6.5–22
 à intervalles moins fréquents que le mois 6.42
 dates de relevé 6.14–20
 fréquence 6.11–12, 6.76
 hyperinflation 6.23–24
 influence sur les principaux fixeurs de prix 6.22
 IPCH *voir* Annexe 1 (5.1, 6.7)
 publication des indices 6.13
 rattachement à une période ou à un point dans le temps
 6.6–11
 tarifs, prix et services en fonction de la demande et
 en offre limitée 6.21
 variable selon l'heure de la journée 6.21, 6.34–35
 qualité sur le terrain 6.67–68, 6.123, 12.15–26
 continuité 1.218–221, 6.57, 12.18–20
 demandes de vérification des données saisies 12.21–25
 descriptions 12.16–17
 retour d'information 12.26
 relevé électronique des prix *voir* relevé électronique des prix
 techniques de relevé 6.32–107 (f)
 comités consultatifs 13.62–63
 commission de service implicite 3.70
 commissions
 actifs financiers 3.54, 10.125–136
 commissions d'agence immobilière 3.122, 10.20, 10.40,
 10.149–155, 23.118–120
 voir aussi Annexe 1 (6.5)
 mécanismes de crédit et de dépôt 10.1 (*appendice*),
 10.140, 10.143–147
 services d'assurance *voir* assurance
 voir aussi services financiers
 commissions d'agence immobilière 3.122, 10.20, 10.40,
 10.149–155, 23.118–120
 voir aussi Annexe 1 (6.5)
 communiqués de presse 13.38–41 (b)
 comparaisons (prix)
 comparaisons à court terme et à long terme 7.42–43,
 7.159–173 (t)
 comparaisons spatiales *voir* Annexe 4 (4)
 inflation 2.38
 comparaisons à court terme (ajustement de la qualité)
 7.42–43, 7.159–173 (t)
 comparaisons à court terme implicites à partir
 d'imputations 7.165–170
 indices à une étape et à deux étapes 7.171–173
 méthodes d'ajustement de la qualité 7.160–164
 comparaisons à court terme et à long terme 7.42–43,
 7.159–173 (t)
 comparaisons à court terme implicites 7.165–170
 indices à une étape et à deux étapes 7.171–173
 méthodes d'ajustement de la qualité 7.160–164
 comparaisons spatiales des prix
 différences entre temporel et, *voir* Annexe 4 (2)
 données requises *voir* Annexe 4 (3)
 méthodes d'agrégation *voir* Annexe 4 (4)
 vue d'ensemble *voir* Annexe 4 (1)
 composante (g)
 compte d'utilisation du revenu 14.18, 14.34–45 (b) (t)
 voir aussi SCN
 compte de capital 14.18, 14.46–48 (t)
 voir aussi SCN
 compte de production 14.18, 14.25–33 (b) (t), 14.75 (t*)
 voir aussi indice des prix à la production; SCN
 compte extérieur des biens et services 14.18, 14.49–52, 14.54 (t*)
 voir aussi SCN
 comptes *voir* services financiers; SCN
 concept de paiement 10.20–38, 10.120, 10.159–163, 23.134–135
 concept du coût d'usage (g) 23.3, 23.22–33
 biens durables uniques 23.69–78
 logements occupés par leur propriétaire 10.7–13, 23.69–93
 alternative 23.141–144
 rapport avec le coût d'acquisition 23.34–42
 confidentialité (données sur les prix) 13.53–54
 consommateurs (g) 1.148–149, 3.1–3
 consommation (g) 1.148–149, 2.20–30, 3.1–2
 voir aussi dépenses de consommation des ménages; types
 de consommation
 consommation collective (g)
 consommation de leur propre production par les ménages (g)
 1.175–182, 3.15, 3.74–89
 agriculture 1.180–181, 3.79–80, 14.32–33
 dans le compte de production 14.32–33
 services de logement 1.180–182, 3.81–89

- consommation finale 14.34–45 (b) (t)
 consommation finale effective 14.36
 continuité (relevé des prix) 1.218–221, 6.57, 12.18–20
 contrôles *a posteriori* (relevé des prix) 12.33–38
 contrôles de validité (relevé des prix) 12.21–25, 12.45–46
 voir aussi Annexe 1 (5.5)
 contrôleurs (relevé des prix) 12.27–40
 autres fonctions 12.39–40
 contrôles *a posteriori* 12.33–38
 suivi 12.29–32
 correction des variations saisonnières (publication de l'indice)
 13.13–18
 Country–Product–Dummy *voir* indices des prix
 à la consommation
 coût d'opportunité du capital (propriétaires-occupants) 23.126
 coûts d'option (ajustement de la qualité) 7.83–89, 7.119
 coûts de production 7.81–82, 7.119
 coûts de vacance (biens loués) 23.124
 coûts liés aux logements occupés par leur propriétaire
 23.94–120
 assurance 23.103–106
 charges d'intérêts liées aux prêts immobiliers 10.23–38
 (t), 23.95–99
 coûts de transaction (achat d'un logement) 23.118–120
 coûts supplémentaires propres aux bailleurs 23.121–131
 coût d'opportunité du capital 23.126
 frais liés aux avis d'échéance et à l'entretien 23.123,
 23.125
 non-paiement des loyers et coûts de vacance des
 logements 23.124
 services supplémentaires 23.127
 impôts fonciers 23.100–101
 travaux d'entretien et de rénovation 10.20, 10.40,
 23.107–117
 couverture (g) 3.90–107, 14.58, 14.60 (t*)
 biens et services de luxe 3.125–126
 biens et services non souhaitables ou illicites 1.169,
 3.123–124
 dépassement du champ de l'enquête/défaut de couverture
 11.6, 11.9
 géographique 3.97–104
 achats des résidents à l'étranger et des non-résidents
 dans le pays 3.99–100, 3.128–129, 4.73–75
 échantillonnage 5.3–6, 5.32, 5.55
 indices régionaux 3.101–104
 secteurs urbain et rural 3.97–98
 IPCH *voir* Annexe 1 (3)
 ménages 1.183–184
 couverture géographique 3.97–104
 définition des ménages 3.91–92
 déflateurs des prix en comptabilité nationale 3.1
 (appendice)
 types 3.93–96
 points de vente 3.105–107
 prestations de sécurité sociale 2.9–13
 produits très négligeables 4.36–38
 salaires 2.8
 services financiers 10.117–124
 couverture géographique *voir* couverture
 CPC *voir* Classification centrale des produits
 crédit *voir* emprunt et crédit
 DCFM *voir* dépense de consommation finale des ménages
 décomposition
 des variations de l'indice 9.127–130 (t)
 indice des prix de Fisher 19.31 (t*), 19.32–36 (e) (t)
 indice des prix de Laspeyres 1.24–25, 15.11–17
 indice des prix de Paasche 1.24–25, 15.11–17
 déflateurs des prix, comptes nationaux 1.190, 3.1
 (appendice)
 déflation (g) 3.1 (appendice)
 dépense de consommation finale des ménages (DCFM) 14.36
 voir aussi Annexe 1 (6)
 dépense monétaire de consommation finale des ménages
 (DMCFM) *voir* Annexe 1 (2.2)
 dépenses d'entretien (logements occupés par leur
 propriétaire) 10.20, 10.40, 23.107–117
 coûts supplémentaires propres aux bailleurs 23.123, 23.125
 dépenses de consommation des ménages 1.162, 3.9–17,
 14.34–45 (b) (t), 14.75 (t*)
 achats des résidents à l'étranger 3.99–100, 3.128–129,
 4.73–75, 6.36, 14.66–68
 date à laquelle la dépense est encourue 3.18–21, 3.56–57
 définition (g) 14.36
 hiérarchie 14.42–44
 hors du champ de l'IPC 3.4, 3.39–54, 4.35
 actifs financiers *voir* actifs financiers
 assurance 3.47–50
 jeux de hasard 3.51
 transferts 3.7, 3.41–46
 imputées 3.130–132, 14.38–39, 14.42, 14.44
 monétaires 1.162, 3.7, 3.12, 3.16–17, 14.38, 14.42
 non monétaires 1.163, 3.12–15
 dons ou transferts 3.7
 opérations de troc 1.163, 3.7, 3.13
 rémunération en nature 1.163, 3.7, 3.14
 valeurs imputées 3.130–132
 SCN 14.34–45 (b) (t), 14.75 (t*)
 transferts sociaux en nature 3.9–11
 ventilation par produit 14.40–41, 14.45 (t), 14.47 (t)
 voir aussi biens et services
 dépenses de réparation (logements occupés par leur
 propriétaire) 10.20, 10.40, 23.107–117
 dépenses *voir* dépenses de consommation des ménages
 détaillants *voir* points de vente
 détermination appliqué aux prix, test de 16.127
 dette *voir* emprunt et crédit
 devises 3.55
 diffusion électronique (données de l'IPC) 13.55–58
 diffusion (IPC) *voir* production et publication
 discrimination par les prix 3.112–115, 6.82
 Divisia *voir* méthode de Divisia
 DMCFM *voir* dépense monétaire de consommation finale
 des ménages
 documentation 12.100–102
 domaine (g)
 données
 diffusion des données *voir* production et publication
 erreurs *voir* vérification des données (ci-après)
 IPCH *voir* Annexe 1 (5.11, 7.3–4)
 qualité et exactitude 6.123, 13.46–48
 sources 4.16–33
 comptes nationaux 1.194–196, 4.25–28, 4.41
 données sur les ventes au détail 4.29
 électronique *voir* relevé électronique des prix
 sous la forme d'un indice des prix 6.74
 enquêtes sur le budget des ménages *voir* enquêtes sur le
 budget des ménages

- enquêtes sur les points d'achat 4.30–31
 recensements de population 4.33
 données obtenues par lecture optique 1.213–214, 4.32, 5.60,
 6.117–118, 9.72–73, 20.88–99
 données saisies avec les caisses enregistreuses 4.32
 dons 3.7, 3.45
- EBM *voir* enquête sur le budget des ménages
- échantillonnage (g) 1.203–210, 5
 aléatoire *voir* tirage aléatoire g
 allocation de ressources 5.100–105
 base de sondage (g) 5.13–15, 5.28, 5.59
 choix d'une méthode 5.51–60
 dans le temps 5.49–50
 échantillons appariés 8.3, 8.6–8
 erreurs 5.38, 11.3–4 (t), 11.21, 20.20
 estimation *voir* estimation
 et remplacement/substitution de produits 8.9–17
 extension de l'échantillon (g) 8.52–58 (t), 21.64
voir aussi remplacements dirigés
 indices d'agrégat élémentaire 9.38, 20.87
 IPCH *voir* Annexe 1 (4.3, 8)
 méthode de l'appariement des modèles 7.14–17,
 mise à jour de l'échantillon 8.1 (appendice), 8.18–21,
 8.44–48
 non aléatoire *voir* tirage non aléatoire
 points de vente 5.3–6, 5.15, 5.55
 recommandations spécifiques 5.106–110
 taille des échantillons 5.33, 5.52–54
 univers 5.2–6
voir aussi collecte; estimation; enquêtes sur
- échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion (g) 5.36–41,
 11.19
- échantillonnage par la méthode des quotas 5.42–45, 11.19
- économique, approche (g) 17, 18
- cas des ménages multiples 1.109–113, 18
 erreurs de mesure 18.33
 indice de prix de Fisher ploutocratique 18.14–22
 indices du coût de la vie démocratiques ou
 ploutocratiques 18.23–35
 indices du coût de la vie ploutocratiques et limites
 observables 18.3–13
 vue d'ensemble 1.109–113, 18.1–2
- cas des ménages uniques 17
- approximation de premier ordre du biais de l'indice de
 Lowe 17.74–75
 approximation de second ordre du biais de substitution
 de l'indice de Lowe 17.76–83
 indice de Lloyd–Moulton 1.108, 17.61–64
 indice de Lowe en tant qu'approximation d'un indice
 du coût de la vie véritable 17.66–73
 indice du coût de la vie de Konüs 17.9–17
 indice du coût de la vie véritable lorsque les préférences
 sont homothétiques 17.18–26
- indices d'agrégat élémentaire 1.137–146, 9.31–38,
 20.71–86
 indices superlatifs *voir* indices superlatifs
 passage d'un prix zéro à un prix positif 17.90–94
 produits saisonniers 17.84–89
- effet de substitution (g) 1.31–32
- emplois finals, indices des prix des 14.72
- emprunt et crédit 1.172, 3.56–71
 achats à tempérament 3.65–66
 indices des prix des créances 10.33, 10.38 (t*)
- intérêts des prêts immobiliers 10.20–21, 10.23–38 (t),
 23.95–99 *voir aussi* services financiers
- intérêts *voir* intérêts
- paiement par carte de crédit 6.91
- enquêtes 4.30–31
 sur les dépenses des ménages *voir* enquêtes sur le budget
 des ménages
voir aussi échantillonnage
- enquêtes sur le budget des ménages (EBM) (g) 1.192–197
 sources des données servant au calcul des pondérations
 4.17–28, 4.40–41
 ajustement 4.42–43
 classification 4.56–57
 fiabilité 4.21
- enquêtes sur les points d'achat 4.30–31
- enquêteurs (prix)
- contrôleurs *voir* contrôleurs
- formation et perfectionnement 12.93–99
- analyses 12.103
- documentation 12.100–102
- répartition à travers le pays 5.32, 5.55
- enregistrement des transactions 14.19–24
- moment 14.20
- valorisation 14.21
- enseignement, services d' *voir* Annexe 1 (5.9)
- voir aussi* transferts sociaux en nature
- ensembles liés de caractéristiques (ajustement hédonique de
 la qualité) 21.12
- équilibre de l'offre et de la demande 21.22–23
- erreur d'approximation des formules 20.19
- erreur quadratique moyenne (échantillonnage) 5.38, 5.63
- erreurs 11.1–29 (t), 20.19–20
- autres que d'échantillonnage 11.5–11, 11.16
- d'échantillonnage 5.38, 11.3–4 (t), 11.21, 20.20
- de mesure 11.12–16, 18.33
- de pondération 4.76–77
- limitation des 11.17–29
- (sur les) données *voir* vérification des données
voir aussi biais
- erreurs autres que d'échantillonnage 11.5–11, 11.16
- erreurs autres que d'observation 11.9–11
- erreurs de réponse 11.7, 11.25–27
- erreurs de traitement 11.8, 11.27
- estimateur de moindres carrés pondérés (MCP) 21.1
 (appendice)
- estimateur MCP *voir* estimateur de moindres carrés pondérés
- estimation 5.61–99
- application à l'IPC 5.65–72
- biais 5.62–64, 5.72, 11.64–66
- erreurs 11.4, 11.12–15, 11.17
- estimateur de moindres carrés pondéré (MCP) 21.1
 (appendice)
- estimation de la variance *voir* estimation de la variance
- indices du coût de la vie 1.97–101
- voir aussi* échantillonnage
- estimation de la variance 5.62, 5.73–99
- erreurs 5.110, 11.12–15
- formules d'indices d'agrégat élémentaire 5.74–75
voir aussi estimation
- étalonnage comparatif 12.80–82
- exclusions *voir* couverture
- facteurs environnementaux et variation de la qualité 7.31–32
- filtrage (données) *voir* vérification des données

- fonction d'offre (ajustement de la qualité) 21.21
 formation et perfectionnement (des agents) 12.93–99
 forme double-logarithmique (log-log) (fonction hédonique) 21.1 (*appendice*)
 forme fonctionnelle (fonction hédonique) 21.1 (*appendice*)
 forme linéaire (fonction hédonique) 21.1 (*appendice*)
 forme log–log (double-logarithmique) (fonction hédonique) 21.1 (*appendice*)
 forme semi-logarithmique 21.1 (*appendice*)
 frais juridiques divers 23.118
- gratifications 3.46, 6.88
 groupes (structure d'agrégation/de pondération) 4.6 (*f*), 4.9, 4.58, 5.58, 9.9, 9.16 (*f**)
- haute technologie
 haute technologie 19.4 (*t*)
 services à forte teneur technologique 19.4 (*t*)
 technologie de pointe 7.125–131
 voir aussi ordinateurs
- hédonique, approche (*g*) 7.132–149, 21
 ajustement explicite de qualité 1.252–255, 7.90–115 (*f*) (*t*)
 ajustements 7.108–109
 choix des méthodes 7.120
 coefficients 7.101–103
 exemple chiffré 7.1 (*appendice*)
 imputation 7.103–107
 limites 7.110–115
 biais dû à l'omission de variables 21.1 (*appendice*)
 ensembles liés de caractéristiques 21.12
 équilibre de l'offre et de la demande 21.22–23
 et méthode de l'appariement des modèles 7.150–152, 21.59–60
 fonctions avec variables indicatrices temporelles 7.134–136, 21.40–42, 21.58–60
 forme fonctionnelle 21.1 (*appendice*)
 goûts et technologies, évolution 21.1 (*appendice*)
 indices de période à période 7.137–141
 indices hédoniques superlatifs et exacts (IHSE) 7.142–149, 21.48–58
 indices non pondérés 21.59–60
 indices théoriques de prix des caractéristiques 21.38–39
 le consommateur ou la demande 21.13–17 (*f*)
 autre formulation 21.29–36
 identification et estimateurs appropriés 21.1 (*appendice*)
 le producteur ou l'offre 21.1 (*appendice*), 21.18–21
 modèle de régression hédonique du marché locatif 23.140
 multicollinéarité 21.1 (*appendice*)
 pondération 21.1 (*appendice*), 21.58
 prix hédoniques, signification 21.24–28
 voir aussi ajustement de la qualité
- IDI *voir* indice de déflation implicite
- imposition 13.27–29
 couverture 3.135–137
 dans le SCN 14.21–24
 des biens immobiliers 10.20, 10.40, 10.171–173 (*t*), 23.100–101, 23.118–120
 des plus-values 2.19
 des primes d'assurance 10.171–173 (*t*)
 des produits 3.135–137
 des services financiers 10.1 (*appendice*)
 du revenu et du patrimoine 2.19, 3.42, 13.27, 23.126
- indexation 2.19
 taxes sur les ventes 6.87, 13.28–29
- impôt sur le revenu 2.19, 3.42, 13.27, 23.126
- impôts fonciers *voir* imposition
- imputation (*g*) 7.35
 à base fixe 19.5–6 (*t*)
 approche axiomatique 9.25–26, 9.30, 20.44, 20.70
 approche économique 9.32, 9.34–37, 20.78, 20.80
 chaînage 9.40, 19.7–8 (*t*)
 dépenses de consommation des ménages 3.130–132, 14.38–39, 14.42, 14.44
 estimateurs de l'indice de strate 5.67
 imputation par la moyenne des remplacements à qualité constante 7.67–68, 7.121
 imputation par la moyenne globale 7.53–66 (*t*), 7.121
 indice d'agrégat élémentaire 9.17–24 (*t*), 20.40
 observations de prix manquantes 9.53 (*t**), 9.58 (*t**), 9.64 (*t**)
 prix manquant de façon permanente 9.58–63 (*t*)
 prix manquant temporairement (produits non saisonniers) 9.48, 9.51–54 (*t*)
 produits saisonniers 10.79–87 (*t*), 22.85–86 (*t*), 22.88 (*f**), 22.93–95 (*t*), 22.96 (*f**)
 propriétés d'échantillonnage 9.38
 relations avec d'autres indices d'agrégat élémentaire 1.128–129, 20.46–49, 20.53–57
- imputation par la moyenne globale ou par la moyenne ciblée (ajustement de la qualité) 7.53–66 (*t*), 7.121
- indexation (*g*) 1.9, 2.5–19
- indice de Bean et Stine type C ou indice de Rothwell 22.87–89 (*t*), 22.91 (*f**), 22.93–94 (*t*), 22.96 (*f**)
- indice de Carli (*g*) 19.5–8 (*t*)
 à base fixe 19.5–6 (*t*)
 approche axiomatique 9.25–26, 9.30, 20.44, 20.70
 approche économique 9.32, 9.34–37, 20.78, 20.80
 chaînage 9.40, 19.7–8 (*t*)
 estimateurs de l'indice de strate 5.67
 indice d'agrégat élémentaire 9.17–24 (*t*), 20.40
 observations de prix manquantes 9.53 (*t**), 9.58 (*t**), 9.64 (*t**)
 propriétés d'échantillonnage 9.38
 relations avec d'autres indices d'agrégat élémentaire 1.128–129, 20.46–49, 20.53–57
- indice de Carruthers-Sellwood-Ward-Dalén 20.43
 performances face aux tests 20.44, 20.69
 relations avec d'autres indices d'agrégat élémentaire 20.53–57
- indice de déflation implicite (IDI) 14.70, 14.75 (*t**)
- indice de Dutot (*g*) 9.17–24 (*t*)
 approche axiomatique 1.56–57, 9.25–30, 20.44, 20.68
 approche économique 9.32, 20.74–77, 20.80
 estimateurs de l'indice de strate 5.67
 indice d'agrégat élémentaire (définition) 9.17, 20.39
 indices directs ou indices-chaînes 9.40–41
 observations de prix manquantes 9.53 (*t*), 9.58 (*t**), 9.64 (*t**)
 relations avec d'autres indices d'agrégat élémentaire 1.130–131, 20.48–52, 20.57
- indice de Edgeworth (et Marshall) (*g et appendice de g*) 15.27, 15.30, 19.18–22 (*t*)
- indice de Laspeyres harmonique 16.88, 19.9–16 (*t*)
- indice de Lloyd-Moulton 1.108, 9.69, 9.137, 17.61–64, 19.28–31 (*t*)
- indice de Lowe (*g et appendice de g*) 1.17–20, 2.14, 3.30–31, 15.11, 15.24, 19.34 (*t**), 19.37–38
 actualisation 1.28–29

- approche économique 17.66–83
 biais 17.74–83
 conditionnel 3.38
 et indices du coût de la vie 1.91–93, 17.66–83
 indices annuels 22.78–86 (*f*) (*t*), 22.88–89 (*f*) (*t*),
 22.91–95 (*f*) (*t*)
 indices-chaînes voir indices-chaînes (ou indices à base fixe)
 indices d'année intermédiaire 15.49–53, 19.41–44, 19.46 (*t**)
 indices de niveau supérieur 9.87–91
 indices mensuels 15.33–53
 liens avec l'indice de Fisher 1.32–33
 performances face aux tests 1.61, 1.83, 16.130–134
 relations avec l'indice de Laspeyres 1.32, 15.2 (*appendice*)
 relations avec l'indice de Paasche 1.32
 relations avec l'indice de Young 9.87–91
 indice de Marshall-Edgeworth (*g* et *appendice de g*) 15.27,
 15.30, 19.18–22 (*t*)
 indice de moyennes arithmétiques pondérées (*g* et *appendice de g*)
 indice de niveau inférieur (*g*)
 indice de Palgrave 19.9–16 (*t*)
 indice de prix de Walsh (*g* et *appendice de g*) 1.43
 à base fixe
 à pondérations symétriques 19.17–19 (*t*)
 agrégation en deux étapes 19.24–25, 19.28 (*t**)
 biais de représentativité 1.102–105
 chaîné
 à pondérations symétriques 19.20–22 (*t*)
 agrégation en deux étapes 19.26–27, 19.28 (*t**)
 indice superlatif 1.99, 1.100–101, 17.4
 moyennes symétriques 15.24–32
 performances face aux tests 1.66–67, 1.71, 16.59, 16.61
 voir aussi moyenne quadratique des indices d'ordre *r*;
 indices symétriques
 indice de prix pur 15.24–32
 voir aussi indices de panier-type
 indice de quantités de Geary-Khamis 1.70
 indice de Törnqvist (*g*) 1.44, 15.93, 17.4, 17.44–49
 à base fixe 19.17–19 (*t*), 19.24–25, 19.28 (*t**)
 approche stochastique 1.78–79
 chaîné 19.20–22 (*t*), 19.26–27, 19.28 (*t**)
 et agrégation en deux étapes 17.57–58, 19.24–27, 19.28 (*t**)
 et indices du coût de la vie 1.99, 17.44–49
 indice superlatif 1.99–101, 17.4, 17.44–49, 17.50–54
 performances face aux tests 1.66–67, 1.81–82, 1.84, 16.1
 (*appendice*), 16.60–61, 16.120–129
 indice de Törnqvist-Theil 1.78, 1.81
 indice de Young (*g* et *appendice de g*) 1.35–37, 19.34 (*t**)
 19.37–40
 calcul de la variation et pondérations actualisées par les
 prix 9.92–94
 et indice du coût de la vie 1.95
 géométrique 1.38, 1.40
 indices annuels 22.80 (*t*), 22.81 (*f**)
 22.83–86 (*t*), 22.91–95 (*f*) (*t*)
 indices de niveau supérieur 9.78–80, 9.87–94
 indices mensuels 15.54–64
 performances face aux tests 1.59, 1.83, 16.130–134
 relation avec l'indice de Laspeyres 1.36, 15.56–58
 relation avec l'indice de Lowe 9.87–91
 relation avec son indice réciproque 15.3 (*appendice*)
 indice des impôts et des prix 13.27, 13.29
 indice des prix à l'exportation (XPI) 14.4, 14.51, 14.57–58,
 14.60 (*t**)
 14.75 (*t**)
 couverture 14.58, 14.60 (*t**)
 indice des prix à l'importation (MPI) 14.57–58, 14.60 (*t**)
 SCN 14.4, 14.51–52, 14.54 (*t**)
 14.57–58, 14.60 (*t**)
 14.75 (*t**)
 indice des prix à la production (IPP) 14.4, 14.57–58,
 14.60 (*t**)
 14.75 (*t**)
 couverture 14.31, 14.32 (*b**)
 14.58, 14.60 (*t**)
 14.64
 production 14.31 (*t*), 14.32 (*b**)
 14.75 (*t**)
 voir aussi compte de production
 indice des prix de Drobisch (*g*) 19.18–22 (*t*)
 indice des prix de Fisher (*g*) 1.42
 à base fixe
 à pondérations symétriques 19.17–19 (*t*)
 agrégation en deux étapes 19.24–25, 19.28 (*t**)
 agrégation en deux étapes 17.57–58
 approche axiomatique 16.53–56
 approche économique 17.27–32
 comme moyenne des indices de Paasche et de Laspeyres
 15.18–23
 décomposition 19.31 (*t**)
 19.32–36 (*t*)
 indice à base mensuelle en glissement annuel 22.16,
 22.19–34 (*t*)
 à base fixe 22.26, 22.27 (*t**)
 22.28, 22.31 (*t**)
 chaîné 22.30, 22.31 (*t**)
 22.32–34 (*t*)
 indice annuel mobile 22.45, 22.47, 22.57 (*f**)
 à base fixe 22.48–53 (*f*) (*t*)
 indice-chaîne annuel 22.49–53 (*f*) (*t*), 22.57 (*f**)
 indice des prix démocratique 18.29
 indice des prix ploutocratique 18.14–22
 indice en glissement annuel 22.35–43 (*t*)
 à base fixe 22.38–40 (*t*)
 chaîné 22.40 (*t**)
 22.41–43 (*t*)
 indice superlatif 1.96–97, 1.99–101, 17.4, 17.27–32,
 17.50–54
 indices-chaînes
 à pondérations symétriques 19.20–22 (*t*)
 agrégation en deux étapes 19.26–27, 19.28 (*t**)
 et indices de Lloyd-Moulton 19.28–31 (*t*)
 indices hédoniques 21.51
 indices mensuels 22.65–77 (*t*)
 liens avec l'indice de Lowe 1.32–33
 problèmes d'agrégation et de classification 20.33–34,
 20.36 (*t*)
 indice des prix de Jevons (*g*) 1.76, 9.17–24 (*t*), 19.5–8 (*t*)
 à base fixe 19.5–6 (*t*)
 approche axiomatique 9.25–26, 9.30, 20.44, 20.67
 approche économique 9.33–37, 20.83–84, 20.86
 chaîné 9.40–41, 19.7–8 (*t*)
 estimateurs d'un indice de strate 5.67
 indice d'agrégat élémentaire (définition) 9.17, 20.41
 observations de prix manquantes 9.53 (*t*), 9.58 (*t**)
 9.64 (*t**)
 propriétés d'échantillonnage 9.38
 relations avec d'autres indices d'agrégat élémentaire
 1.128–130, 20.46–47, 20.50–57
 indice des prix de l'offre (SPI) 14.70, 14.75 (*t**)
 indice des prix de la production totale (YPI) 14.70, 14.75 (*t**)
 indice des prix de Laspeyres (*g* et *appendice de g*) 2.14–15
 à base fixe 19.5–6 (*t*)
 annuel mobile 22.48–53 (*f*) (*t*), 22.56–59 (*f*) (*t*), 22.60
 (*f**)
 22.80 (*t**)
 22.81 (*f**)
 22.82–83
 en glissement annuel 22.26–28 (*t*), 22.38–40 (*t*)
 géométrique/harmonique 19.9–12 (*t*), 19.16 (*t**)
 agrégation en deux étapes 17.55–57
 approche économique 20.73–75

- chaîné 19.7–8 (*t*)
 annuel mobile 22.49–53 (*f*) (*t*), 22.57 (*f**)
 en glissement annuel 22.30–34 (*t*), 22.40 (*t**), 22.41–43 (*t*)
 géométrique/harmonique 19.11 (*t**), 19.13–16 (*t*)
 indices de prix mensuels 22.65–77 (*t*)
- décomposition 1.24–25, 15.11–170
- définition 1.21–22, 9.65–66, 15.12–13
- géométrique (*g*) 1.38–40, 9.66
 à base fixe 19.9–12 (*t*), 19.16 (*t**)
 chaîné 19.11 (*t**), 19.13–16 (*t*)
 en glissement annuel 22.40 (*t*)
 indices à panier annuel avec imputation des prix non observables 22.85–86 (*t*), 22.88 (*f**), 22.93–95 (*t*), 22.96 (*f**)
 indices à panier annuel avec reconduction des prix manquants 22.80 (*t**), 22.81–84 (*f*), 22.91–92 (*t*), 22.93 (*f**)
- harmonique 16.88, 19.9–16 (*t*)
 à base fixe 19.9–12 (*t*), 19.16 (*t**)
 chaîné 19.11 (*t**), 19.13–16 (*t*)
- hédonique 21.48–49
- indice à base mensuelle en glissement annuel (produits saisonniers) 22.19–34 (*t*)
 à base fixe 22.26–28 (*t*)
 chaîné 22.30–34 (*t*)
- indice annuel mobile 22.47
 à base fixe 22.48–53 (*f*) (*t*), 22.56–59 (*f*) (*t*), 22.60 (*f**), 22.80 (*t**), 22.81 (*f**), 22.82–83
 chaîné 22.49–53 (*f*) (*t*), 22.57 (*f**)
- indice en glissement annuel (produits saisonniers) 22.36–43 (*t*)
 à base fixe 22.38–40 (*t*)
 chaîné 22.40 (*t**), 22.41–43 (*t*)
 géométrique 22.40 (*t*)
- moyennes symétriques 15.18–23, 15.32
- performances face aux tests 1.60–61, 1.69, 16.58, 16.61
- ploutocratique 18.6–9, 18.16–17, 18.20–21, 18.33
- problèmes d'agrégation et de classification 20.33–36 (*t*)
- relation avec l'indice de Lowe 1.32, 15.2 (*appendice*)
- relation avec l'indice de Paasche 1.30–34, 15.1 (*appendice*)
- relation avec l'indice de Young 1.36, 15.56–58
- test de limitation par les indices de Paasche et de Laspeyres 1.55, 16.49, 16.123
- indice des prix de Paasche (*g* et *appendice de g*) 1.21–23, 2.14, 19.5–8 (*t*)
 à base fixe 19.5–6 (*t*)
 annuel mobile 22.48–53 (*f*) (*t*), 22.57 (*f**)
 en glissement annuel 22.26–29 (*t*), 22.38–40 (*t*)
- approche économique 20.77
- chaîné 19.7–8 (*t*)
 annuel mobile 22.49–53 (*f*) (*t*), 22.57 (*f**)
 en glissement annuel 22.30–34 (*t*), 22.40 (*t**), 22.41–43 (*t*)
 mensuel à recoupement maximal 22.65–77 (*t*)
- décomposition 1.24–25, 15.11–17
- déflateurs des prix en comptabilité nationale 3.1 (*appendice*)
- géométrique 1.38–39
 à base fixe 19.9–12 (*t*), 19.16 (*t**)
 chaîné 19.11 (*t**), 19.13–16 (*t*)
- hédonique 21.50–51
- indice à base mensuelle en glissement annuel 22.19–34 (*t*)
 à base fixe 22.26–29 (*t*)
 chaîné 22.30–34 (*t*)
- indice annuel mobile 22.47
 à base fixe 22.48–53 (*f*) (*t*), 22.57 (*f**)
- chaîné 22.49–53 (*f*) (*t*), 22.57 (*f**)
 indice du coût de la vie
 démocratique 18.25, 18.27, 18.30–31, 18.33
 ploutocratique 18.6, 18.10–12, 18.33
 véritable de Paasche–Konüs 17.13–17 (*f*)
 indice en glissement annuel 22.36–43 (*t*)
 à base fixe 22.38–40 (*t*)
 chaîné 22.40 (*t**), 22.41–43 (*t*)
 moyennes symétriques 15.18–23, 15.32
 performances face aux tests 1.60, 1.69, 16.58, 16.61
 ploutocratique 18.6, 18.10–12, 18.16, 18.18–21, 18.33
 relations avec l'indice de Laspeyres 1.30–34, 15.1 (*appendice*)
 relations avec l'indice de Lowe 1.32
- indice des quantités pur 16.63–67
- indice du coût de la vie (*g*) 1.85–113, 1.165–166, 3.32–38
- agrégation 1.109–113, 9.31–38, 17.55–60
- biais de représentativité (*g*) 1.102–105
- cas particuliers (mesure) 1.94–96
- conditionnel (*g*) 1.165–166, 3.36–38, 7.31–32
- données requises et problèmes de calcul 1.106–107
- en tant qu'autre concept 13.31
- estimation par les indices superlatifs 1.97–101
- inconditionnels 1.165–166, 3.35, 3.37
- indice de Lloyd–Moulton 1.108, 17.61–64
- indice de Lowe en tant qu'approximation d'un indice du coût de la vie véritable 17.66–73
 approximation de premier ordre du biais de l'indice de Lowe 17.74–75
 approximation de second ordre du biais de substitution de l'indice de Lowe 17.76–83
- indice du coût de la vie de Konüs 17.9–17
- indices du coût de la vie démocratiques (*g*) 18.23–35
 Laspeyres 18.25–26, 18.30–31, 18.33
 Paasche 18.25, 18.27, 18.30–31, 18.33
- indices du coût de la vie ploutocratiques 18.3–13
 et indices du coût de la vie démocratiques 18.23–35
 Fisher 18.14–22
 Laspeyres 18.6–9, 18.33
 Paasche 18.6, 18.10–12, 18.33
- indices du coût de la vie véritable 17.11–26 (*f*)
- indices superlatifs 1.98–99, 17.4, 17.27–49, 17.55–60
- limites supérieure et inférieure 1.91–93
- lorsque les préférences sont homothétiques 17.18–26
- produits saisonniers 17.84–89
- substitution, possibilité de 1.108
- vue d'ensemble 1.85–90, 3.30
- voir aussi* indices superlatifs
- indice du coût de la vie de Konüs 17.9–17
 indice du coût de la vie véritable de Laspeyres–Konüs 17.12–17 (*f*)
 indice du coût de la vie véritable de Paasche–Konüs 17.13–17 (*f*)
 indice du coût de la vie véritable lorsque les préférences sont homothétiques 17.18–26
 voir aussi indice du coût de la vie
- indice du coût de la vie véritable de Laspeyres–Konüs 17.12–17 (*f*)
- indices à base fixe
 à base mensuelle en glissement annuel 22.26–29 (*t*), 22.31 (*t**)
 à pondérations symétriques 19.17–19 (*t*)
 en glissement annuel 22.35–40 (*t*)
 fonctions hédoniques et variables indicatrices temporelles 7.134–135, 21.41
 indices à pondérations asymétriques 19.9–12 (*t*), 19.16 (*t**)

- indices annuels mobiles 22.45, 22.48–53 (*f*) (*t*), 22.56–59 (*f*) (*t*), 22.60 (*f*^{*})
indices superlatifs 19.17–19 (*t*)
ou indices-chaînes 1.46–52
et méthode de Divisia 1.52, 15.76–97
voir aussi indices utilisés dans la pratique
- indices à base mensuelle en glissement annuel (produits saisonniers) 22.16–34 (*t*)
à base fixe 22.26–29 (*t*), 22.31 (*t*^{*})
chaînés 22.30–34 (*t*)
utilisés pour prévoir l'évolution des indices annuels mobiles 22.55–62 (*f*) (*t*)
- indices à deux étapes (ajustement de la qualité) 7.171–173
indices à une étape (ajustement de la qualité) 7.171–173
indices à pondérations fixes (*g* et *appendice de g*)
biais 9.131–138
- indices annuels mobiles 22.45–54 (*f*) (*t*), 22.57 (*f*^{*})
à base fixe 22.48–53 (*f*) (*t*), 22.56–59 (*f*) (*t*), 22.60 (*f*^{*}), 22.80 (*t*^{*}), 22.81 (*f*^{*}), 22.82–83
chaînés 22.49–53 (*f*) (*t*), 22.57 (*f*^{*})
estimation à l'aide d'indices mensuels à panier annuel 22.91–96 (*f*) (*t*)
estimation par le glissement annuel de la période en cours 22.55–62 (*f*) (*t*)
- indices annuels *voir* produits saisonniers
- indices calculés à partir de sous-agrégats 13.32–37
- Indices-chaînes (*g* et *appendice de g*)
agrégats élémentaires 9.19 (*t*), 9.39–44
ajustement de la qualité 7.153–158, 8.22
calcul d'un indice-chaîne 9.112–114 (*t*)
chaînage à long et à court terme 9.123–126
et mise à jour des pondérations 1.274, 9.105–126
mise à jour partielle des pondérations 9.120–122
et pondérations annuelles 9.135–136
fonctions hédoniques comportant des indicatrices temporelles 7.134–135, 21.41
fréquence 9.108–111
indices à pondérations asymétriques 19.11 (*t*^{*}), 19.13–16 (*t*)
nouveaux agrégats élémentaires 9.115–117
nouveaux indices de niveau supérieur 9.118–119
produits élémentaires nouveaux ou qui disparaissent 9.43, 9.58 (*t*), 9.60 (*t*), 9.62
produits saisonniers
indices à base mensuelle en glissement annuel 22.30–34 (*t*)
indices à pondérations symétriques 19.20–22 (*t*)
indices annuels mobiles 22.45–53 (*f*) (*t*), 22.57 (*f*^{*})
indices en glissement annuel 22.40 (*t*^{*}), 22.41–43 (*t*)
indices mensuels 22.64–77 (*t*)
ou indices à base fixe 1.46–52
et méthode de Divisia 1.52, 15.76–97
prix manquant temporairement (produits non saisonniers) 9.53 (*t*)
voir aussi indices utilisés dans la pratique
- indices d'agrégat élémentaire (*g*) 1.120–123, 9.16–27 (*t*), 20
approche axiomatique 1.133–136, 9.25–30, 20.58–70
approche économique 1.137–146, 9.31–38, 20.71–86
approche stochastique 20.100–111
autres formules 9.64–69
formules de moyenne harmonique *voir* indices d'agrégat élémentaire harmoniques
indices-chaînes 9.19 (*t*), 9.39–44, 9.115–117
indices d'agrégat élémentaire idéaux 20.11–22
indices de valeur unitaire 9.70–71
- indices utilisés dans la pratique 20.38–45
voir aussi sous les rubriques des différents indices
- liens avec les indices d'agrégat élémentaire 1.127–132, 20.46–57
problèmes d'agrégation et de classification *voir* agrégats élémentaires
- indices d'agrégat élémentaire harmoniques 9.67–68, 20.42
approche économique 20.79–80
liens avec d'autres indices d'agrégat élémentaire 1.128–130, 20.46–47, 20.53–57
performances face aux tests 20.44, 20.70
- indices d'année intermédiaire (indice de Lowe) 15.49–53, 19.41–44, 19.46 (*t*^{*})
- indices de compensation *voir* salaires
- indices de niveau supérieur (*g*) 1.271–274, 4.8, 9.74–138
actualisation par les prix de la période de référence des pondérations 9.95–104 (*t*)
adoption de nouvelles pondérations et chaînage 1.274, 9.105–126
calcul 9.77–86 (*t*)
choix 9.74–76
décomposition des variations de l'indice 9.127–130 (*t*)
indices de Young et de Lowe 9.87–91
moyennes pondérées d'indices d'agrégat élémentaire 1.273, 9.77–138
solutions de remplacement aux indices à pondérations fixes 9.131–138
voir aussi indices utilisés dans la pratique
- indices de panier-type (*g* et *appendice de g*) 1.16–52, 2.14–15, 15.24
voir aussi indices de panier-type; indices utilisés dans la pratique
- indices de prix bilatéraux, approche axiomatique *voir* approche axiomatique
- indices de prix pondérés
à pondérations asymétriques 19.9–16 (*t*)
à base fixe 19.9–12 (*t*), 19.16 (*t*^{*})
chaînés 19.11 (*t*^{*}), 19.13–16 (*t*)
à pondérations symétriques 19.17–22 (*t*)
à base fixe 19.17–19 (*t*)
chaînés 19.20–22 (*t*)
- indices de prix des services de main-d'œuvre 14.71 (*t*^{*}), 14.75 (*t*)
- indices de prix, données communiquées sous forme d' 6.74
- indices de prix unilatéraux
première approche axiomatique 16.11–21
seconde approche axiomatique 16.22–29
- indices de quantités
indice des quantités pur 16.63–67
méthode de Divisia 15.65–71
- indices de type Young 19.45–48 (*t*)
- indices des prix à la consommation (IPC) (*g*)
et déflateurs des prix de la comptabilité nationale 3.1 (*appendice*)
et principaux indices de prix 14.57–68 (*t*), 14.75 (*t*^{*})
éventail des 2.2–4, 2.11–12
indépendance et intégrité 2.42–43
origines et utilisations 1.8–12
popularité en tant que statistiques économiques 2.39–41
préoccupations au sujet des méthodes actuelles *voir* Préface
- indices des prix à la consommation harmonisés (IPCH) 13.30, 23.132, Annexe 1
note : la numérotation est celle des paragraphes de l'annexe 1
concepts de base et définitions 2

- couverture 3
- échantillonnage des prix 4.3
- formules d'indice 4.2
- introduction et historique 1
- liens avec le déflateur des DCFM dans les comptes nationaux 6
- normes spécifiques aux IPCH 5
- points restant à harmoniser 8
- pondérations 4.1
- publication et actualité 7
- règlements relatifs aux IPCH 9
- indices des prix à la consommation intermédiaire (IPI) 14.71, 14.75 (*t**)
- indices des prix nets 3.137
- indices du coût de la vie démocratiques (*g*) 18.23–35
 - Laspeyres 18.25–26, 18.30–31, 18.33
 - Paasche 18.25, 18.27, 18.30–31, 18.33
- indices du coût de la vie ploutocratiques 18.3–13
 - Fisher 18.14–22
 - Laspeyres 18.6–9, 18.33
 - ou indices du coût de la vie démocratiques 18.23–35
 - Paasche 18.6, 18.10–12, 18.33
- indices directs 9.39–44
 - indices-chaînes ou indices directs 9.40–41
 - prix manquant temporairement (produits non saisonniers) 9.53 (*t*)
 - produits élémentaires nouveaux ou qui disparaissent 9.41–43, 9.57–61 (*t*), 9.63
- indices en glissement annuel (produits saisonniers) 22.35–44 (*t*)
 - à base fixe 22.38–40 (*t*)
 - chaînés 22.40 (*t**), 22.41–43 (*t*)
- indices géométriques 1.38–40
 - voir aussi* indices utilisés dans la pratique
- indices hédoniques de période à période 7.137–141
- indices hédoniques non pondérés 21.59–60
- indices hédoniques superlatifs et exacts (IHSE) 7.142–149, 21.48–58
- indices mensuels
 - à pondérations annuelles 15.33–64
 - indice de Lowe et indices d'année intermédiaire 15.49–53
 - indice de Lowe fondé sur les prix mensuels et les quantités annuelles pour l'année de référence 15.33–48
 - indice de Young 15.54–64
 - en glissement annuel 22.16–34 (*t*)
 - à base fixe 22.26–29 (*t*), 22.31 (*t**)
 - chaînés 22.30–34 (*t*)
 - utilisés pour estimer des indices annuels mobiles 22.55–62 (*f*) (*t*)
- indices mensuels mobiles 9.19 (*t*), 9.86 (*t*)
 - à recoupement maximal 22.63–77 (*t*)
 - indice de Bean et Stine Type C ou indice de Rothwell 22.87–89 (*t*), 22.91 (*f**), 22.93–94 (*t*), 22.96 (*f**)
 - utilisés pour estimer des indices annuels mobiles 22.91–96 (*f*) (*t*)
- indices régionaux 3.101–104
 - voir aussi* indices subsidiaires
- indices superlatifs (*g*)
 - à base fixe 19.17–19 (*t*)
 - à pondérations symétriques 19.17–22 (*t*)
 - agrégation en deux étapes 17.55–60, 19.23–27, 19.28 (*t**)
 - chaînés 19.20–22 (*t*)
 - choix 1.13–14, 1.100–101, 17.50–54
 - estimation des indices du coût de la vie par 1.97–101
 - indice de Fisher 15.18–23, 17.27–32
 - indice de Törnqvist 15.93, 17.4, 17.44–49
 - indice de Walsh 15.24–32 (*e*)
 - indices du coût de la vie 1.98–99, 17.4, 17.27–49, 17.55–60
 - moyenne quadratique d'ordre *r* 1.98–99, 17.33–43, 17.59
 - rétrospectifs 9.138
 - voir aussi* indice du coût de la vie; indices symétriques
- indices symétriques (*g*) 1.41–45, 15.18–32
 - indice de Fisher comme moyenne des indices de Paasche et de Laspeyres 15.18–23
 - indice de Walsh et théorie de l'indice de prix pur 15.24–32
 - voir aussi* indices superlatifs
- indices théoriques de l'espace de caractéristiques (approche hédonique) 21.38–39
- indices univoques 15.24, 16.63–67
- inflation 2.34–38
 - comparaisons internationales 2.38
 - de base (sous-jacente) 13.24–26
 - et comptabilité (privée ou nationale) 2.31–33
 - hyperinflation 6.23–24
 - IPC comme mesure ou valeur approchée de 1.11, 1.12, 14.63–65
 - objectifs 2.36–37
 - inflation (IPC-transactions) 14.6–7
 - inflation sous-jacente (de base) 13.24–26
 - institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLSM) 14.14, 14.17 (*b**)
- intérêts 1.174, 3.63, 3.67–71, 6.91, 10.1 (*appendice*), 10.139–141
 - indexation 1.11, 2.16–17
 - prêts immobiliers 10.23–38 (*t*), 23.95–99
 - voir aussi* emprunt et crédit
- Internet 3.100, 3.106, 10.101–102
 - diffusion des données de l'IPC 13.55–58
 - relevé des prix par 6.43, 6.44–45, 6.47, 6.109
 - voir aussi* services de télécommunications
- invariance par rapport à la base (comparaisons de prix) *voir* Annexe 4 (4.1)
- IPC-consommation 14.6–7
- IPC-transactions (indice d'inflation) 14.6–7
- IPCH *voir* Annexe 1 (7)
- IPCH *voir* indices des prix à la consommation harmonisés
- IPI *voir* indices des prix à la consommation intermédiaire
- ISBLSM *voir* institutions sans but lucratif au service des ménages
- jeux de hasard 3.51
- licences 3.43–44
- lissage (publication de l'indice) 13.13–18
- listes de produits 5.15
- listes de produits/prix 5.15, 6.43
- locataires (biens loués) 23.123–124
- logements (occupés par leur propriétaire) (*g*) 10.4–50
 - approche du coût d'usage 10.7–19, 23.69–93
 - autres méthodes 23.141–144
 - liens avec le concept d'acquisition 23.39
 - concept d'acquisition 10.39–50, 23.136–138
 - achat de logements 10.40–45
 - nouveaux logements 10.40–41, 10.46–50
 - travaux de rénovation ou d'agrandissement 10.40–41, 10.47, 10.50

- concept de paiement 10.20–38, 10.120, 10.159–163, 23.134–135
- coûts d'usage 23.94–120
- coût d'opportunité du capital 23.126
- coûts supplémentaires propres aux bailleurs 23.121–131
- frais liés aux avis d'échéance et à l'entretien 23.125
- non-paiement des loyers et coûts de vacance des logements 23.124
- services supplémentaires 23.127
- IPCH *voir* Annexe 1 (5.12, 6.3, 8)
- méthode de l'équivalent-loyer 10.14–19, 23.3, 23.16–21, 23.139–140
- assurance 23.102–106
- charges d'intérêts liées aux prêts immobiliers 10.23–38 (*t*), 23.95–99
- coûts de transaction (achat d'un logement) 23.118–120
- entretien et rénovation 10.20, 10.40, 23.107–117
- impôts fonciers 23.100–101
- pondérations 4.3
- SCN 14.40 (*b**), 23.144
- services de logement destinés à l'autoconsommation 1.180–182, 3.81–89
- logements occupés par leur propriétaire *voir* logements (occupés par leur propriétaire)
- loyers 23.127–131
- biens durables 3.28
- indexation 1.11, 2.16
- loyers estimés par les propriétaires-occupants 23.139
- non-paiement 23.124
- magasins *voir* points de vente
- manuels (formation et perfectionnement) 12.100–102
- marchandage (prix) 6.92–102, 6.103 (*t**)
- définition 6.92
- enquête auprès des acheteurs 6.96–97
- enquête par achats de produits 6.95, 6.97
- enquête sur les tendances des prix de gros 6.98
- produits remis en prime 6.99–102
- ménages (*g*)
- unités institutionnelles 14.14, 14.17 (*b*)
- ménages multiples, cas des (approche économique) *voir* approche économique
- ménages riches, couverture 3.94
- méthode Country–Product–Dummy (CPD) (agrégation) *voir* Annexe 4 (4.2.1, 4.2.2)
- méthode CPD *voir* méthode de l'IPC
- méthode Delphi (ajustement de la qualité) 7.76
- méthode de Divisia (*g*) 1.52, 15.65–97
- approximations discrètes de l'indice de Divisia en temps continu 15.72–75
- indices à base fixe ou indices-chaînes 15.76–97
- indices de prix et de quantités 15.65–71
- relation avec l'approche économique 15.4 (*appendice*)
- voir aussi* indice-chaîne
- méthode de Geary–Khamis (GK) *voir* Annexe 4 (4.2.2)
- méthode de l'appariement des modèles (*g*) 7.2, 7.5, 7.6–18 et indices hédoniques 7.150–152, 21.59–60
- nouveaux produits 7.18, 8.4
- problématique de l'échantillonnage 7.14–17, 8.3, 8.6–8
- produits élémentaires manquants 7.7–13, 8.2
- services de télécommunications 10.97–104 (*t*)
- univers dynamique 8.1 (*appendice*), 8.7
- méthode des caractéristiques *voir* Annexe 4 (5.3)
- méthode des tests *voir* approche axiomatique
- méthode du chevauchement (ajustement de la qualité) 1.236–240, 7.35, 7.45–52 (*t*), 7.123, 22.63–77 (*t*)
- méthode EKS *voir* méthode Elteto–Koves–Szulc
- méthode Elteto–Koves–Szulc (EKS) *voir* Annexe 4 (4.2.1, 4.2.2)
- méthode fondée sur l'utilité (changement de qualité) 7.24–30
- méthodes d'ajustement explicite de la qualité (*g*) 1.249–255, 7.35, 7.38, 7.72–115
- ajustement de la quantité 1.249, 7.77–80 (*f*), 7.81 (*t**)
- approche hédonique *voir* approche hédonique
- avis d'experts 1.249, 7.73–76
- choix de 7.119–120 (*f*)
- coûts de production ou d'option, différences des 1.250, 7.81–89, 7.119
- méthode Delphi (ajustement de la qualité) 7.76
- méthodes implicites d'ajustement aux changements de qualité (*g*) 1.236–248, 7.38, 7.44–71
- approche hédonique 21.43–47
- chevauchement 1.236–240, 7.35, 7.45–52 (*t*), 7.123
- choix de 7.121–124
- comparaisons à court terme 7.165–170
- dissemblable pur ou chaînage indiquant l'absence de variation de prix 7.70, 7.124
- imputation par la moyenne des remplacements à qualité constante 7.67–68, 7.121
- imputation par la moyenne globale ou par la moyenne ciblée 7.53–66 (*t*), 7.121
- non-chevauchement des qualités 1.241–248
- remplacement en équivalent ou comparaison directe 7.69, 7.118
- report ou reconduction *voir* reconduction des prix manquants
- méthodologie, présentation 13.41, 13.44 (*b**), 13.60–61
- mise à jour
- de l'échantillon (*g*) 8.1 (*appendice*), 8.18–21, 8.44–48
- des points de vente 3.119–120
- des produits élémentaires ou produits (*g*)
- mise à jour de l'échantillon (*g*)
- mise à jour des pondérations *voir* pondérations
- modèle d'amortissement du fiacre centenaire, ou de l'ampoule électrique (*g*) 23.62–68
- moyenne ciblée *voir* imputation par la moyenne globale ou par la moyenne ciblée
- moyenne géométrique pondérée 9.137
- moyenne globale *voir* imputation par la moyenne globale ou par la moyenne ciblée
- moyenne quadratique d'indices superlatifs d'ordre *r* 1.98–99, 17.33–43, 17.59
- multicollinéarité (ajustement hédonique de la qualité) 21.1 (*appendice*)
- Nomenclature des fonctions de la consommation
- individuelle (COICOP) 1.187–189, 3.23, 3.162–168, 4.57–58, 20.31–34 (*t*), 20.35 (*t**)
- voir aussi* Annexe 2
- non-résidents, dépenses des 3.99, 4.73
- norme spéciale de diffusion des données (NSDD) 13.43
- normes internationales 13.42–44, 14.30, 14.41, Annexe 3
- voir aussi* Préface
- nouveaux points de vente 8.58
- nouveaux produits 8.32–62, 21.61–68
- biais dû aux nouveaux biens 11.35–36, 11.56–59
- biens évolutionnaires 8.35, 8.49–51, 8.56–57, 21.62–63
- biens révolutionnaires 8.35, 8.52–55 (*t*), 8.57–58, 21.62–64

- changement de base et mise à jour de l'échantillon 1.222–225, 8.1 (*appendice*), 8.18–21, 8.44–48
 définition/terminologie 8.32–35, 21.61–62
 extension de l'échantillon 8.52–58 (*t*), 21.64
 indices-chaînes 9.43, 9.58 (*t**), 9.60 (*t*), 9.62
 indices directs 9.41–43, 9.57–61 (*t*), 9.63
 IPCH *voir* Annexe 1 (5.6)
 méthode de l'appariement des modèles 7.18, 8.4
 prix de réservation 8.59–60
 prix virtuel 21.65–67
 remplacements dirigés 8.49–51, 8.57
 substitution 1.259–262, 8.2 (*appendice*)
voir aussi produits remplaçants
- objectif quantitatif (échantillonnage) 5.2
 observations
 erreurs 11.5–8
 omission 9.48–49, 9.53 (*t**), 9.58 (*t*)
 observations manquantes 9.47–63 (*t*)
 indices-chaînes 9.43, 9.53 (*t*)
 indices directs 9.41–43, 9.53 (*t*)
 IPCH *voir* Annexe 1 (5.3)
 méthode de l'appariement des modèles 7.7–13, 8.2
 retrait des produits qui disparaissent 8.1 (*appendice*)
 situation à caractère permanent 9.55–63 (*t*), 9.64 (*t**)
 situation à caractère temporaire (produits non saisonniers) 9.48–54 (*t*)
 vérification et correction 9.166–177
 voir aussi ajustement de la qualité; produits saisonniers
 obtenues par lecture optique (*g*) 1.213–214, 4.32, 5.60, 6.117–118, 9.72–73, 20.88–99
 ordinateurs
 ajustement de la qualité
 approche hédonique 7.1 (*appendice*), 7.90–107 (*f*) (*t*)
 chaînage 7.157
 coûts d'option 7.81, 7.86, 7.89
 données 7.1 (*appendice*)
 forte rotation des modèles 7.128
 IPCH *voir* Annexe 1 (5.11)
 nouveaux produits, introduction 8.39
 ordre *r*, moyenne quadratique d' 1.98–99, 17.33–43, 17.59
 paiement en nature 1.163, 3.7, 3.14
 parités de pouvoir d'achat (PPA) 2.28–30, 6.119–122, 14.77–79
 voir aussi Annexe 4
 pensions 1.11, 3.54
 IPCH *voir* Annexe 1 (6.4)
 pénurie de l'offre *voir* observations manquantes
 période de comparaison (ou en cours) (*g*) 5.31, 7.41, 15.8
 période de référence (*g*) 5.31, 7.41, 15.8
 voir aussi période de référence de l'indice; période de référence des prix; période de référence des pondérations
 période de référence des indices (*g*) 9.81–83
 période de référence des pondérations (*g*) 1.20, 4.44–46, 9.81–82
 actualisation par les prix de la période de référence des pondérations 9.95–104 (*t*)
 période de référence des prix (*g*) 1.20, 9.81–82
 actualisation par les prix de la période de référence des pondérations 9.95–104 (*t*)
 période en cours (ou de comparaison) (*g*) 5.31, 7.41, 15.8
 périodes de référence 1.20, 4.44–46, 9.81–84, 9.95–104 (*t*)
 PIB *voir* produit intérieur brut
 plus-values, taxation des 2.19
 poids, relevé des prix des produits vendus au 6.63–64
 points de vente 3.105–107, 6.35, 8.17, 8.58
 chaînes de magasins 6.43, 6.65–66, 6.69–70, 12.13
 échantillonnage 5.3–6, 5.15, 5.55
 mise à jour 3.119–120
 pondérations 4.13, 4.30–31
 test de traitement symétrique des points de vente 20.59
 variation des prix entre les 3.116–120
 voir aussi dimension sectorielle (agrégats élémentaires)
 pondérations (*g*) 1.191–199, 4, 14.58, 14.60 (*t**)
 adoption de nouvelles pondérations 1.274, 9.105–126
 calcul d'un indice-chaîne de 9.112–114 (*t*)
 chaînage à long terme et à court terme 9.123–126
 fréquence 9.108–111
 mise à jour partielle des pondérations 9.120–122
 nouveaux agrégats élémentaires 9.115–117
 nouveaux indices de niveau supérieur 9.118–119
 agrégats élémentaires 1.124–126, 4.14–15(*t*), 9.11–14, 9.115–117
 ajustement 4.42–43
 annuelles 9.135–136, 15.33–64
 approche hédonique 21.1 (*appendice*), 21.58
 approche stochastique 1.75–79, 16.79–93
 assurance 4.67
 biens d'occasion 4.68–72
 chaînage 9.135–136, 19.11 (*t**), 19.13–16 (*t*), 19.20–22 (*t*)
 erreurs 4.76–77
 indices à base fixe 19.9–12 (*t*), 19.17–19 (*t*)
 indices à pondérations fixes 9.131–138
 indices mensuels 15.33–64
 indices superlatifs 19.17–22 (*t*)
 voir aussi tests d'indices de niveau supérieur
 IPCH *voir* Annexe 1 (4.1)
 logements occupés par leur propriétaire 4.3
 moyennes géométriques 9.137
 points de vente 4.13, 4.30–31
 pondérations actualisées par les prix (*g*) 1.28–29, 9.95–104 (*t*)
 produits saisonniers (pondération fixe et pondération variable) 4.63–66
 régionales 4.10–12, 4.14–15 (*t*)
 révision 4.47–55
 sources des données 4.16–33, 4.40–41
 structure 4.4–15 (*f*) (*t*), 4.56–61
 tests 16.45–46, 16.114–119
 voir aussi dépenses de consommation des ménages
 pondérations actualisées par les prix (*g*) 1.28–29, 9.95–104 (*t*)
 pondérations annuelles
 et chaînage 9.135–136
 et indices de prix mensuels 15.33–64
 indice de Lowe et indices d'année intermédiaire 15.49–53
 indice de Lowe fondé sur les prix mensuels et les quantités annuelles pour l'année de référence 15.33–48
 indice de Young 15.54–64
 pondérations en quantités (*g*)
 pondérations fixes pour les produits saisonniers 4.63–66
 pondérations hybrides (*g*)
 pondérations mobiles pour les produits saisonniers 4.62–66
 pondérations régionales 4.10–12, 4.14–15 (*t*)
 pondérations variables pour les produits saisonniers 4.63–66
 population de référence (*g*)
 pourboires et gratifications 3.46, 6.88
 PPI *voir* indice des prix à la production

- PPP *voir* parité de pouvoir d'achat
- préférences de Cobb–Douglas 9.33, 20.81–85
- préférences de Leontief 9.32
- préférences homothétiques 17.18–26
- prêts immobiliers 10.20–21, 10.23–38 (*t*)
 intérêts 10.23–38 (*t*), 23.95–99
- prêts *voir* emprunt et crédit
- primes 3.142, 6.84, 6.99–102
- primes (services d'assurance des biens) 10.159–163, 10.167–173 (*t*)
 comme mesure approximative du service d'assurance net 10.171–173 (*t*)
 méthode des primes brutes, dépenses brutes 10.163
 méthode des primes brutes, dépenses nettes 10.160
 méthode des primes nettes, dépenses brutes 10.161–162
 voir aussi commissions
- prise en compte du point de vue des utilisateurs 13.59–65
- comités consultatifs 13.62–63
- méthodologie, présentation 13.41, 13.44 (*b**), 13.60–61
- qualité de l'indice, explication 13.64–65
- utilisation des IPC, explication 13.59
voir aussi production et publication
- prix courants (*g*)
- prix d'achat (*g*)
- prix d'offre spéciale 6.1 (*appendice*), 6.60, 6.83, 6.84
- prix de réservation 8.59–60
- prix manquants *voir* observations manquantes
- prix virtuel (nouveaux produits) 21.65–67
- prix zéro, passage d'un prix zéro à un prix positif 17.90–94
- problèmes d'agrégation temporelle (indices d'agrégat élémentaire) 20.15–17, 20.20
- processus de gestion *voir* production et publication; gestion de la qualité
- production des ménages 1.175–182, 3.72–89
 activités économiques 3.73
 autoconsommation 1.175–182, 3.15, 3.74–89
 agriculture 1.180–181, 3.79–80, 14.32–33
 dans le compte de production 14.32–33
 services de logement 1.180–182, 3.81–89
- production et publication (indices) 1.280–284, 12.56–70, 13.1–58
 accès aux données 13.49–52
 calendrier de diffusion 6.13, 13.45–48
 communiqués de presse, bulletins et notes méthodologiques 13.38–41 (*b*)
 confidentialité 13.53–54
 correction des variations saisonnières et lissage de l'indice 13.13–18
 électronique 13.55–58
 établissement mensuel 12.58–60
 facteurs de variations, analyse des 13.19–21
 feuilles de calcul 12.61–64
 indices calculés à partir de sous-agrégats 13.32–37
 interprétation 13.22–23
 IPCH *voir* Annexe 1 (7)
 mesures connexes et autres mesures, présentation de 13.24–37
 niveau de publication 3.160–161
 normes internationales 13.42–44
 présentation des niveaux et des variations des prix sous forme de séries chronologiques 13.4–12, 13.38 (*b**)
 reprise des activités après une catastrophe 12.66–70
 voir aussi gestion de la qualité; prise en compte du point de vue des utilisateurs
- production non marchande (compte de production) 14.25 (*t**), 14.26–27, 14.75 (*t**)
- produit de substitution (*g*)
- produit élémentaire (*g*)
- produit élémentaire comparable 6.39–40, 7.69, 7.118
 voir aussi substitution
- produit élémentaire de l'échantillon (*g*) 4.7 (*f*), 9.9, 9.16 (*f**)
- produit intérieur brut (PIB) 14.12, 14.73–74, 14.75 (*t**)
- produits (*g*)
- produits de fin de série *voir* ajustement de la qualité
- produits de remplacement *voir* produits remplaçants
- produits disparus *voir* observations manquantes
- produits en rupture de stock 6.60
- produits non disponibles *voir* ajustement de la qualité
- produits remplaçants (*g*) 8.9–17, 9.55–63 (*t*)
 ajustement de la qualité 6.40, 6.103–107, 7.69, 7.118
 remplacement dirigé 8.49–51, 8.57
 univers de produits de remplacement 8.1 (*appendice*), 8.7
 vêtement 10.66–72
 voir aussi nouveaux produits; substitution
- produits représentatifs (*g*) 4.7 (*f*), 9.9, 9.16 (*f**)
- méthode du produit représentatif (échantillonnage) 5.6, 5.46–48
 services de télécommunications 10.97–107 (*t*)
- produits saisonniers (*g*) 1.116–119, 6.41, 22
 à pondérations (fixes et variables) 4.62–66, 22.74
 ajustement de la qualité 7.8–9
 approche économique 17.84–89
 définition 22.1
- imputation 10.79–87 (*t*), 22.85–86 (*t*), 22.88 (*f**), 22.93–95 (*t*), 22.96 (*f**)
- indices à base mensuelle en glissement annuel 22.16–34 (*t*)
 à base fixe 22.26–29 (*t*), 22.31 (*t**)
 chaînés 22.30–34 (*t*)
 utilisés pour prévoir l'évolution des indice annuels mobiles 22.55–62 (*f*) (*t*)
- indices annuels mobiles 22.45–54 (*f*) (*t*), 22.57 (*f**)
 à base fixe 22.48–53 (*f*) (*t*), 22.56–59 (*f*) (*t*), 22.60 (*f**)
 chaînés 22.49–53 (*f*) (*t*), 22.57 (*f**)
 estimés par le glissement annuel de la période en cours 22.55–62 (*f*) (*t*)
- indices en glissement annuel 22.35–44 (*t*)
 à base fixe 22.38–40 (*t*)
 chaînés 22.40 (*t**), 22.41–43 (*t*)
- indices mensuels
 à recouplement maximal 22.63–77 (*t*)
 indice de Bean et Stine Type C ou indice de Rothwell 22.87–89(*t*), 22.91 (*f**), 22.93–94 (*t*), 22.96 (*f**)
 utilisés pour prévoir l'évolution des indices annuels mobiles 22.91–96 (*f*) (*t*)
- reconduction des prix non observables 22.78–84 (*f*) (*t*), 22.88–89 (*t*), 22.91–93 (*f*) (*t*)
- série de données 22.14–15 (*t*)
- vêtement 10.73–88 (*t*)
 voir aussi observations manquantes
- programmes de fidélisation 3.138, 3.142, 3.143
- publication de l'IPC *voir* production et publication
- qualité, ajustement de la (*g*) 1.226–255, 7, 21
 appariement des modèles 7.2, 7.5, 7.6–18
 et indices hédoniques 7.150–152, 21.59–60
 nouveaux produits 7.18, 8.4
 problématique de l'échantillonnage 7.14–17, 8.3, 8.6–8
 produits élémentaires manquants 7.7–13, 8.2

- services de télécommunications 10.97–104 (*t*)
- univers dynamique 8.1 (*appendice*), 8.7
- approche hédonique *voir* approche hédonique
- changement de la qualité *voir* changement de la qualité (ci-après)
- comparaisons à court terme et à long terme 7.42–43, 7.159–173 (*t*)
 - comparaisons à court terme implicites 7.165–170
 - indices à une étape et à deux étapes 7.171–173
 - méthodes d'ajustement de la qualité 7.160–164
- en l'absence de produits appariés 7.33–43
 - ajustement additif ou multiplicatif 7.39–40
 - ajustement de la période de référence et ajustement de la période en cours 7.41
- comparaisons à court terme ou à long terme 7.42–43
- informations requises 8.22–31
 - système de métadonnées statistiques 8.23–31
- IPCH *voir* Annexe 1 (5.4)
- produits saisonniers 7.8–9
- remplacement/substitution de produits 6.40, 6.103–107, 7.69, 7.118
- secteurs à taux de remplacement élevé 7.125–158
 - chaînage 7.153–158, 8.21
 - différence entre indices hédoniques et indices de produits appariés 7.150–152
 - exemples 7.128–131
 - indices hédoniques 7.132–149
- valeur d'usage 7.29–30
- voir aussi* observations manquantes
- vue d'ensemble 1.226–229, 21.1–11
- qualité, ajustement multiplicatif de la 7.39–40
- qualité, biais dû au changement de 11.35–36, 11.51–55
 - au niveau local 12.27–40
 - autres fonctions des contrôleurs 12.39–40
 - contrôles *a posteriori* 12.33–38
 - suivi 12.29–32
- contrôle de qualité (relevé des prix) centralisé et algorithmes 12.52–55
 - en bureau 12.41–55
 - rapports 12.47–51
- qualité, changement de la 7.19–32
 - effet sur les prix 1.230–235
 - indices conditionnels 7.31–32
 - méthode fondée sur l'utilité 7.24–30
- qualité, gestion de la (besoins des utilisateurs) 12.71–91
- formation et perfectionnement (des agents) 12.93–99
 - analyses 12.103
 - documentation 12.100–102
 - gestion de la performance 12.92
 - systèmes 12.78–89
 - voir aussi* production et publication
- qualité, méthodes d'ajustement de la 1.226–255, 7, 21
 - choix des méthodes 7.116–124 (*f*)
 - méthodes explicites 1.249–255, 7.35, 7.38, 7.72–115
 - ajustement de la qualité 1.249, 7.77–80 (*f*), 7.81 (*t**)
 - avis d'experts 1.251, 7.73–76
 - choix 7.119–120 (*f*)
 - coûts de production ou d'option, différences des 1.250, 7.81–89, 7.119
 - méthode hédonique *voir* approche hédonique
 - méthodes implicites 1.236–248, 7.38, 7.44–71
 - approche hédonique 21.43–47
 - chevauchement 1.236–240, 7.35, 7.45–52 (*t*), 7.123
 - choix de 7.121–124
 - comparaisons à court terme 7.165–170
 - dissemblable pur ou chaînage indiquant l'absence de variation de prix 7.70, 7.124
 - imputation par la moyenne des remplacements à qualité constante 7.67–68, 7.121
 - imputation par la moyenne globale ou par la moyenne ciblée 7.53–66 (*t*), 7.121
 - non-chevauchement des qualités 1.241–248
 - remplacement en équivalent ou comparaison directe 7.69, 7.118
 - report *voir* reconduction des prix manquants
 - qualité sur le terrain (relevé des prix) 6.67–68, 6.123, 12.15–26
 - continuité 1.218–221, 6.57, 12.18–20
 - demande de vérification des données saisies 12.21–25
 - descriptions 12.16–17
 - retour d'information 12.26
 - voir aussi* contrôleurs
 - quantité, ajustement de la
 - ajustement explicite de la qualité (*g*) 1.249, 7.77–80 (*f*), 7.81 (*t**)
 - indice de quantités de Geary–Khamis 1.70
- quantités
 - objectif quantitatif (échantillonnage) 5.2
 - relevé des prix par 6.63–64
 - test de la valeur moyenne pour les quantités 16.48
- quantités additionnelles 6.84
 - voir aussi* primes
- questionnaires (relevé des prix)
 - conception 6.50–66
 - codes 6.1 (*appendice*), 6.55–56, 6.60–61
 - formulaire 6.1 (*appendice*), 6.53, 6.99 (*t**)
- rabais (*g*) 3.138–143, 6.81–82
- rapport de prix (*g*)
- rapport de quantités (*g*)
- rapport sur les prix relevés 12.51
- reconduction (report) des prix manquants (*g*) 7.71, 7.124, 9.48, 9.50, 10.81–82, 10.83 (*t**), 10.85 (*t**)
 - indices annuels 22.78–84 (*f*) (*t*), 22.88–89 (*t*), 22.91–93 (*f*) (*t*)
- réductions (de prix) 6.80–91
 - discrimination par les prix 3.112–115, 6.82
 - IPCH *voir* Annexe 1 (5.2)
 - paiements comportant le versement d'intérêts, de frais de service ou de charges additionnelles 6.91
 - pourboire 3.46, 6.88
 - primes, quantités additionnelles et cadeaux gratuits 3.142, 6.84, 6.99–102
 - prix de solde ou d'offre spéciale 6.1 (*appendice*) 6.60, 6.83, 6.84,
 - rabais 3.138–143, 6.81–82
 - reprises 6.86
 - ristournes ou remboursements 3.138, 3.141–143, 6.89–90
 - taxes sur les ventes 6.87
 - timbres-ristourne 6.85
- rééchantillonnage 1.222–225, 8.1 (*appendice*), 8.18–21, 8.44–48
- registres du commerce 5.14
- relevé des prix centralisé et en bureau 1.212, 6.69–79
 - chaînes de magasins de détail 6.65–66, 6.69–70, 12.13
 - contrôles de qualité 12.41–55
 - algorithmes 12.52–55
 - rapports 12.47–51
 - documentation 6.124

- électronique *voir* relevé électronique des prix
- services 6.71, 12.14
- techniques 6.43–49, 12.13–14
- catalogues 6.43
- courrier papier 6.43, 6.72
- données communiquées sous forme d'indice des prix 6.74
- Internet 6.43, 6.44–45, 6.47, 6.109
- téléphone 6.43, 6.46, 6.109
- relevé électronique des prix 6.108–118
- données obtenues par lecture optique 1.213–214, 4.32, 5.60, 6.117–118, 9.72–73, 20.88–99
- formulaire électronique 6.65
- ordinateurs de poche 6.65, 6.110–116
- point de vente électronique 6.117
- relevés de prix rejetés (validation) *voir* Annexe 1 (5.5)
- remboursement par l'État ou par un régime de sécurité sociale 3.134
- remboursements 6.89–90
- remplacements dirigés 8.49–51, 8.57
- rémunération en nature 1.163, 3.7, 3.14
- représentativité 5.109
- reprises 6.86
- revenu
- compte d'exploitation 14.71 (*t**), 14.75 (*t*)
- compte d'utilisation du revenu *voir* compte d'utilisation du revenu
- revenu en volume 2.20–23
- sous-secteurs des ménages (ventilés en fonction du) 14.17 (*b*)
- voir aussi* salaires
- révisions (indices) *voir* Annexe 1 (5.13)
- ristournes 3.138, 3.141–143, 6.89–90
- rotation des modèles et ajustement de la qualité *voir* ajustement de la qualité
- salaires 1.9, 2.8
- voir aussi* revenu
- santé, services de 3.24–25
- IPCH *voir* Annexe 1 (5.9)
- voir aussi* transferts sociaux en nature
- SCN *voir* Système de comptabilité nationale
- secteur rural, couverture du 3.97–98
- secteur urbain, couverture 3.97–98
- sécurité sociale 1.11, 2.9–13, 3.42, 3.134
- IPCH *voir* Annexe 1 (5.9)
- services 3.3
- concept d'acquisition 1.157, 3.7–8, 3.18–21, 3.24–25, 10.166
- concept d'utilisation 1.151, 3.18–21, 3.24–25
- flux de services fournis par des biens durables 3.27–29
- pourboires 3.46, 6.88
- relevé centralisé des prix 6.71, 12.14
- services durables 1.157, 3.24–25
- services à forte teneur technologique 19.4 (*t*)
- services de courtage 10.119, 10.130–136
- services de main-d'œuvre *voir* indices de prix des services de main-d'œuvre
- services de télécommunications 10.90–116
- contrats 10.92
- factures, échantillon de 10.113–116
- produits appariés 10.97–104 (*t*)
- profils des consommateurs 10.108–112 (*t*)
- valeurs unitaires 10.105–107
- voir aussi* Internet; téléphones mobiles
- services de transport *voir* transferts sociaux en nature
- services financiers 10.117–148
- achat de devises 10.119, 10.125–129
- concept de paiement 10.159
- définition et couverture 10.117–124
- IPCH *voir* Annexe 1 (5.10)
- mécanismes de dépôt et de prêt 10.119, 10.137–148
- exemple de calcul 10.1 (*appendice*)
- prêts immobiliers 10.20–21, 10.23–38 (*t*), 23.95–99
- SCN 14.42–43
- services de courtage 10.119, 10.130–136
- voir aussi* emprunt et crédit; commissions; assurance
- services médicaux *voir* services de santé
- services téléphoniques *voir* services de télécommunications
- SGDD *voir* Système général de diffusion des données
- soldes (réductions de prix) 6.83
- souscriptions 3.45
- sous-indices 3.95–96, 3.103–104
- voir aussi* indices régionaux
- spécification des produits élémentaires (*g*) 6.25–31
- spécification stricte 6.27–30
- spécification vague 6.27–29, 6.31
- stochastique, approche (*g*) 1.73–79, 16.74–93
- indices d'agrégat élémentaire 20.100–111
- non pondérée 1.75–76, 16.74–78
- pondérée 1.77–79, 16.79–93
- stratification (échantillonnage) 5.12, 11.18
- substitution (*g*) 1.108, 1.256–262
- ajustement de la qualité (*g*) 6.40, 6.103–107
- échantillonnage (*g*) 8.9–17
- et nouveaux produits 1.259–262, 8.2 (*appendice*)
- voir aussi* produits élémentaires comparables; observations manquantes; produits remplaçants
- subventions 3.135–137
- suites (relevé des prix) 5.30, 12.29–32
- Système de comptabilité nationale (SCN) (*g*) 14
- biens durables 14.40 (*b**), 23.1, 23.16
- déflateurs des prix 1.190, 3.1 (*appendice*)
- liens avec l'IPCH *voir* Annexe 1 (6)
- dépenses de consommation des ménages 14.34–45 (*b*) (*t*), 14.75 (*t**)
- données utilisées pour les pondérations 4.25–28, 4.41
- enregistrement des transactions 14.19–24
- indices des prix
- indice des prix à l'exportation 14.4, 14.51, 14.57–58, 14.60 (*t**), 14.75 (*t**)
- indice des prix à l'importation 14.4, 14.51–52, 14.54 (*t**), 14.57–58, 14.60 (*t**), 14.75 (*t**)
- indice des prix à la production *voir* indice des prix à la production
- pour l'offre totale 14.69–70, 14.75 (*t**)
- pour la consommation intermédiaire 14.71, 14.75 (*t**)
- pour le produit intérieur brut 14.73–74, 14.75 (*t**)
- pour les emplois finals 14.72
- pour les services de main-d'œuvre 14.71 (*t**), 14.75 (*t**)
- logements occupés par leur propriétaire 14.40 (*b**), 23.144
- ressources et emplois de biens et services 14.11–13
- sources de données 1.194–196, 4.25–28, 4.41
- tableau des ressources et des emplois 14.9, 14.13, 14.18, 14.53–56 (*t*)
- terminologie 14.6
- unités institutionnelles et établissements 14.14–17 (*b*)
- pour les principaux comptes, *voir* compte de capital; compte extérieur des biens et services; compte de production; compte d'utilisation du revenu

- système de métadonnées (ajustement de la qualité) 8.23–31
 système des statistiques de prix
 cadre 14.75 (*t**)
 comptes nationaux *voir* SCN
 voir aussi données
 Système général de diffusion des données (SGDD) 13.43–44
- tableau des ressources et des emplois (TRE) 14.9, 14.13, 14.18, 14.53–56 (*t*)
 tarifs 6.21, 9.14
 IPCH *voir* Annexe 1 (5.7)
 taxe à la valeur ajoutée (TVA) 3.137
 taxes sur les ventes 6.87, 13.28–29
 technologie *voir* produits de haute technologie
 voir aussi services à forte teneur technologique
 téléphones mobiles 8.37, 10.110, 10.112 (*t**)
 voir aussi services de télécommunications
 temps, échantillonnage dans le 5.49–50
 terrains (en tant que bien) 10.44
 test d'additivité 1.70, 16.62–73
 test d'identité (ou des prix constants) (*g*) 15.94, 16.132, 20.59
 première approche axiomatique 1.55, 16.35
 seconde approche axiomatique 16.98
 test d'identité multipériodes 15.94
 test d'invariance à la modification de l'ordre des produits
 (test d'inversion des produits) (*g*) 16.42, 16.106, 16.132
 test d'invariance à la modification des unités de mesure 16.43
 test d'invariance à la modification des unités de mesure
 (commensurabilité) (*g*) 9.25, 9.27–28, 16.132, 20.64–65
 première approche axiomatique 1.55, 1.56–58, 16.43
 seconde approche axiomatique 16.107–108
 test d'invariance à la modification proportionnelle des
 quantités de la période courante (*g*) 16.40–41
 test d'invariance à la modification proportionnelle des
 quantités de la période de référence (*g*) 16.40–41
 test d'invariance à la modification proportionnelle des valeurs
 de la période courante 1.71, 16.101–103
 test d'invariance à la modification proportionnelle des valeurs
 de la période de référence 16.101–103
 test d'inversion des prix (symétrie des pondérations des prix)
 16.46
 test d'inversion des produits (invariance à la modification de
 l'ordre des produits) (*g*) 16.42, 16.106, 16.132
 test d'inversion des quantités (symétrie des pondérations en
 quantités) 6.45, 16.45, 16.111
 test de *bouncing* des prix 20.60–61
 test de commensurabilité (invariance à la modification des
 unités de mesure) (*g*) 9.25, 9.27–28, 16.132, 20.64–65
 première approche axiomatique 1.55, 1.56–58, 16.43
 seconde approche axiomatique 16.107–108
 test de continuité 16.132, 20.59
 première approche axiomatique 16.34
 seconde approche axiomatique 16.98
 test de détermination appliqué aux prix 16.127
 test de factorité 15.7–10
 test de factorité complet (symétrie des formes fonctionnelles)
 (*g*) 1.68–69, 16.56
 test de la valeur moyenne 16.47–49, 16.132, 20.59
 test de la valeur moyenne pour les prix (*g*) 1.55, 16.47, 16.112
 test de la valeur moyenne pour les quantités 16.48
 test de limitation par les indices de Paasche et de
 Laspeyres 1.55, 16.49, 16.123
 test de limitation par les indices de Paasche et Laspeyres
 géométriques 16.123
 test de limitation par les indices de Paasche et de Laspeyres
 1.55, 16.49, 16.123
 test de non-importance des variations des prix assortis de très
 faibles pondérations 16.117–118
 test de panier-type (ou des quantités constantes) 16.35–36
 test de pondération des prix par les mêmes parts de dépenses
 16.115–116
 test de positivité 16.132
 première approche axiomatique 1.55, 16.34
 seconde approche axiomatique 16.98
 test de proportionnalité inverse des prix de la période de
 référence (*g*) 20.59
 première approche axiomatique 16.39
 seconde approche axiomatique 16.100
 test de proportionnalité pour les prix courants (*g*) 9.25,
 20.59
 première approche axiomatique 1.55, 16.37–38
 seconde approche axiomatique 16.99
 test de symétrie des formes fonctionnelles (test de factorité
 complet) (*g*) 1.68–69, 16.56
 test de transitivité (*g*) 9.25, 15.88–96, 16.110, 16.132, 20.63
 voir aussi Annexe 4 (4.1)
 test des inverses des rapports de prix 16.125–126
 test des prix constants (ou test d'identité) (*g*) 15.94, 16.132,
 20.59
 première approche axiomatique 1.55, 16.35
 seconde approche axiomatique 16.98
 test des quantités constantes (ou de panier-type) 16.35–36
 tests d'homogénéité
 première approche axiomatique 1.55, 16.37–41
 seconde approche axiomatique 16.99–105, 16.132
 tests d'invariance et de symétrie
 première approche axiomatique 1.55–61, 1.68–69,
 16.40–46
 seconde approche axiomatique 16.101–103, 16.106–111
 tests de monotonie 16.50–52, 16.132
 aux prix de la période de référence 16.50, 16.113, 20.59
 aux prix de la période en cours 1.55, 16.50, 16.113, 20.59
 aux quantités courantes 16.50–51
 aux quantités de la période de référence 16.50–51
 tests de réversibilité temporelle (*g*) 9.25, 16.132, 20.44, 20.62
 première approche axiomatique 1.55, 1.59–61, 16.44
 seconde approche axiomatique 16.109
 tests de symétrie *voir* tests d'invariance et de symétrie
 théorie des indices 15
 agrégation *voir* agrégat élémentaire; agrégats en valeur
 approche axiomatique *voir* approche axiomatique
 approche économique *voir* économique, approche
 approche stochastique *voir* approche stochastique
 choix d'un indice 1.13–15
 déflateurs des prix dans les comptes nationaux 1.190, 3.1
 (*appendice*)
 formules et terminologie (*appendice de g*)
 méthode de Divisia 1.52, 15.65–97
 moyennes symétriques 1.41–45, 15.18–32
 pondérations annuelles et indices des prix mensuels
 15.33–64
 vue d'ensemble 15.1–6
 timbres-ristourne, donnés avec les achats 6.85
 tirage aléatoire (*g*) 5.6, 5.8–26, 5.108
 bases de sondage 5.13–15, 5.59
 stratification 5.12, 11.18
 tirage aléatoire simple 1.75, 1.203–210, 5.10, 11.18
 tirage PPT *voir ci-dessus*

- tirage systématique 5.10
voir aussi échantillonnage
- tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la taille (PPT) (g) 5.11, 5.16–23, 11.18
 tirage ordonné 5.19–23 (t)
 tirage PPT de Pareto 5.19–21 (t), 5.23
 tirage séquentiel 5.19, 5.21
 tirage systématique 5.17–18 (t)
- tirage aléatoire simple 1.75, 1.203–210, 5.10, 11.18
 tirage non aléatoire (g) 5.6, 5.27–50
 biais 5.29
 échantillonnage dans le temps 5.49–50
 échantillonnage fondé sur un seuil d'inclusion 5.36–41, 11.19
 échantillonnage par la méthode des quotas 5.42–45, 11.19
 méthode du produit représentatif 5.6, 5.46–48
 raisons de recourir au tirage non aléatoire 5.28–35
voir aussi échantillonnage
- tirage PPT ordonné 5.19–23 (t)
 tirage PPT séquentiel 5.19, 5.21
 tirage PPT *voir* tirage aléatoire à probabilité inégale proportionnelle à la taille
- tirage systématique 5.10, 5.17–18 (t)
- transactions composites 1.173–174
 transactions financières 1.170–172
- transferts 1.168, 3.41–46
 cotisations sociales 3.42
 définition 3.41
 dons et souscriptions 3.45
 impôts, revenu et patrimoine 3.42
 licences 3.43
 pourboires et gratifications 3.46
voir aussi actifs financiers; jeux de hasard; assurance
- transferts sociaux en nature 3.9–11, 14.35, 14.37, 14.42
voir aussi services d'enseignement; services de santé
- travaux de rénovation (logements occupés par leur propriétaire) 10.20, 10.40, 23.107–117
- troc, opérations de 1.163, 3.7, 3.13, 6.33
- unités institutionnelles (g) 14.14–17 (b)
 pour les principaux comptes *voir* compte de capital; compte extérieur des biens et services; compte de production; compte d'utilisation du revenu
- univers, échantillonnage 5.2–6
- utilisateurs des statistiques *voir* prise en compte du point de vue des utilisateurs
- utilisation, concept d' (g) 1.151–158, 3.18–29
 assurance 10.164–165
 IPC établi sur la base des utilisations 3.26–29
 logements occupés par leur propriétaire 10.7–19, 23.3, 23.16–21, 23.139–140
 SCN 14.6, 14.54
 services 3.24–25
- valeur (g)
- valeur courante (g)
- valeur d'usage (ajustement de la qualité) 7.29–30
- valeurs aberrantes (g) 9.139–141, 9.171
- valeurs ou dépenses hybrides (g)
- valeurs unitaires (g) 9.70–71, 10.105–107
- valorisation, dans l'enregistrement des transactions 14.21
- variables de rang (échantillonnage) 5.19
- variables indicatrices temporelles 7.134–136, 21.40–42, 21.58–60
- variation de prix pure (g)
- variations des prix 1.185–186, 3.108–120
- véhicules 3.129, 7.81
voir aussi automobiles
- véhicules à moteur 4.68–70, 6.36, 6.86, 7.20, 7.81, 7.84
voir aussi véhicules
- vérification (g) *voir* vérification des données
- vérification des données 9.139–177, 11.27
 détection des erreurs et valeurs aberrantes 9.139–140, 9.142–165
 vérification des résultats obtenus 9.147, 9.163–165
 vérification non statistique des données communiquées 9.147–153
 vérification statistique des données communiquées 9.147, 9.154–162
- vérification et correction 9.139, 9.141–145, 9.166–177, 12.21–25
 observations de prix manquantes 9.172–177
 valeurs aberrantes 9.171
- vêtements 10.51–89
 ajustement de la qualité 10.66–72
 marché 10.53–57
 marques 10.61–63, 10.68
 vêtements non-saisonniers 10.58–65, 10.87
 vêtements saisonniers 10.73–88 (t)

