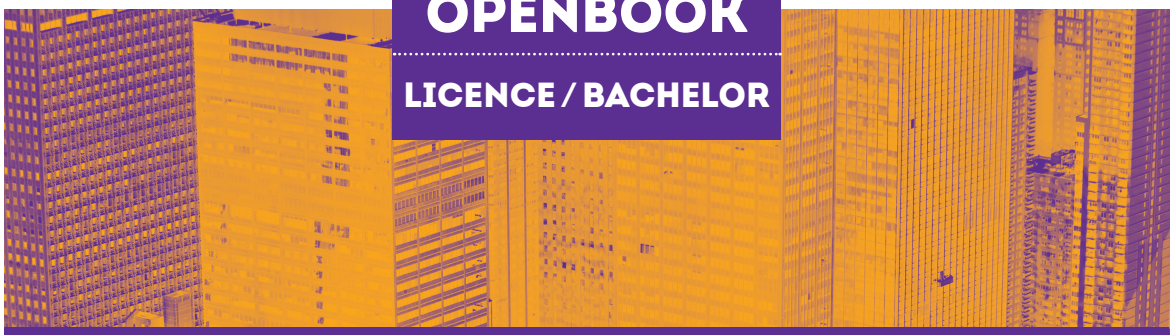
OPENBOOK

LICENCE / BACHELOR



STATISTIQUE ET PROBABILITÉS EN ÉCONOMIE-GESTION

CHRISTOPHE HURLIN, VALÉRIE MIGNON

DUNOD

Sommaire

Avant-propos V

Partie 1 **Statistique descriptive** XII

Chapitre 1 **Distributions à un caractère** 2

Chapitre 2 **Distributions à deux caractères** 34

Chapitre 3 **Indices** 60

Chapitre 4 **Séries temporelles : une introduction** 84

Partie 2 **Probabilités et variable aléatoire** 106

Chapitre 5 **Probabilités** 108

Chapitre 6 **Variable aléatoire** 132

Chapitre 7 **Lois de probabilité usuelles** 184

Chapitre 8 **Propriétés asymptotiques** 226

Partie 3 **Statistique mathématique** 252

Chapitre 9 **Estimation** 254

Chapitre 10 **Maximum de vraisemblance** 290

Chapitre 11 **Théorie des tests** 326

CORRIGÉS 367

Bibliographie 368

Index 369

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

Avant-propos

Qu'est-ce que la statistique ? La statistique est une science recouvrant plusieurs dimensions. On emploie d'ailleurs très fréquemment le pluriel « statistiques » pour désigner cette discipline et témoigner ainsi de sa diversité. La statistique englobe la recherche et la collecte de données, leur traitement et leur analyse, leur interprétation, leur présentation sous la forme de tableaux et graphiques, le calcul d'indicateurs permettant de les caractériser et synthétiser... Ces différents éléments renvoient à ce que l'on a coutume de nommer la statistique descriptive, fondée sur l'observation de données relatives à toutes sortes de phénomènes (économiques, financiers, historiques, géographiques, biologiques, etc.).

Il arrive cependant fréquemment que les données représentatives du phénomène que l'on souhaite étudier ne soient pas parfaitement connues, c'est-à-dire pas toutes parfaitement observables, au sens où elles ne fournissent qu'une information partielle sur l'ensemble du phénomène que l'on analyse. Afin de pouvoir en réaliser une étude statistique, il est alors nécessaire d'inférer des informations à partir des quelques éléments dont on dispose. En d'autres termes, le statisticien devra effectuer des hypothèses concernant les lois de probabilité auxquelles obéit le phénomène à analyser. La statistique fait alors appel à la théorie des probabilités et est qualifiée de statistique mathématique ou encore de statistique inférentielle.

Un bref retour sur l'histoire. Même si le terme de « statistique » est généralement considéré comme datant du XVIIIe siècle[1], le recours à cette discipline remonte à un passé bien plus éloigné. On fait en effet souvent référence à la collecte de données en Chine en 2238 av. J.-C. concernant les productions agricoles, ou encore en Égypte en 1700 av. J.-C. en référence au cadastre et au cens. La collecte de données à des fins descriptives est ainsi bien ancienne, mais ce n'est qu'au XVIIIe siècle qu'est apparue l'idée d'utiliser les statistiques à des fins prévisionnelles. Ce fut le cas en démographie où les statistiques collectées lors des recensements de la population ont permis l'élaboration de tables de mortalité en Suède et en France.

Du côté des mathématiciens, les recherches sur le calcul des probabilités se sont développées dès le XVIIe siècle, au travers notamment des travaux de Fermat et Pascal. Même si Condorcet et Laplace ont proposé quelques exemples d'application de la théorie des probabilités, ce n'est qu'au cours de la deuxième moitié du XIXe siècle, grâce aux travaux de Quételet, que l'apport du calcul des probabilités à la statistique fut réellement mis en évidence, conduisant ainsi aux prémisses de la statistique mathématique. Cette dernière s'est ensuite largement développée à la fin du XIXe siècle et dans la première moitié du XXe siècle.

Par la suite, grâce notamment aux progrès de l'informatique peu avant la deuxième moitié du XXe siècle, de nouvelles méthodes d'analyse ont vu le jour, comme l'analyse multidimensionnelle permettant d'étudier de façon simultanée plusieurs types de données. La deuxième moitié du XXe siècle est aussi la période durant laquelle plusieurs courants de pensée en statistique s'affrontent, notamment autour de la notion de probabilité.

1 On attribue en effet ce terme au professeur allemand Gottfried Achenwall (1719-1772) qui, en 1746, emploie le mot *Statistik* dérivé de *Staatskunde*.

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

Les domaines d'application de la statistique sont multiples. Initialement employée en démographie, elle est en effet utilisée dans toutes les sciences humaines et sociales comme l'économie, la finance, la gestion, le marketing, l'assurance, l'histoire, la sociologie, la psychologie, etc., mais aussi en médecine, en sciences de la terre et du vivant (biologie, géologie...), météorologie, etc. Cet éventail des domaines illustre ainsi toute la richesse de la statistique dont cet ouvrage vise à rendre compte.

En quoi ce manuel se distingue-t-il des autres ouvrages de statistique ? Tout en présentant de façon rigoureuse tous les développements théoriques nécessaires, cet ouvrage propose un exposé clair et pédagogique des différents concepts en les illustrant par de très nombreux exemples et cas concrets. Le lecteur sera ainsi à même de répondre à de multiples questions qui se posent au quotidien dans les domaines de l'économie, la finance et la gestion.

Chaque chapitre débute par des questions et exemples concrets, permettant de mettre en avant l'intérêt des concepts statistiques qui vont être étudiés. Afin de répondre à ces interrogations et traiter ces cas concrets, les différents outils et méthodes statistiques sont ensuite présentés. L'exposé est ainsi progressif, mêlant de façon harmonieuse définitions littéraire et mathématique. En fin de chapitre figurent des exercices qui permettent au lecteur d'évaluer et tester les connaissances acquises. Les exercices font l'objet de **corrigés très détaillés, disponibles en ligne sur www.dunod.com**, sur la page de l'ouvrage. Le lecteur trouvera également sur cette page Internet des annexes à télécharger reproduisant les principales **tables statistiques**, ainsi que de nombreux **compléments** relatifs à plusieurs chapitres de l'ouvrage.

Diverses rubriques spécifiques à la collection « Openbook » composent les chapitres. Outre les prérequis et les objectifs propres à chaque chapitre, une rubrique « Les grands auteurs » présente de façon synthétique un auteur clé dont les travaux ont profondément marqué le développement de la statistique. La rubrique « Focus » permet quant à elle de faire rapidement le point sur un concept fondamental, alors que la rubrique « Pour aller plus loin » offre la possibilité au lecteur d'approfondir un ou plusieurs points particuliers. La rubrique « En pratique » permet également au lecteur de se familiariser avec l'application concrète d'un concept ou d'une méthode. Enfin, la rubrique « Trois questions à... » illustre l'orientation résolument appliquée de l'ouvrage en donnant la parole à quelques grands acteurs du monde professionnel, nous expliquant la façon dont ils utilisent la statistique au quotidien.

Comment est organisé ce manuel ? Cet ouvrage a pour objectif de fournir au lecteur l'ensemble des connaissances que doit acquérir un étudiant au cours de son cursus de licence en économie-gestion ou de son cycle d'études Bac+3. Il couvre donc les trois années du cycle Bac+3 (licence ou bachelor). Il s'organise ainsi en trois parties, chacune étant relative à une année du cycle Bac+3. La première partie, correspondant au programme de la première année post-bac, traite de la statistique descriptive et comporte quatre chapitres. Le chapitre 1 étudie les distributions à un caractère et présente l'ensemble des concepts de base de la statistique descriptive : tableaux, graphiques et caractéristiques clés comme la moyenne, la variance, la médiane, etc. Le chapitre 2 étend l'analyse au cas de deux variables statistiques et porte ainsi sur les distributions à deux caractères. Le chapitre 3 offre une présentation des indices, très

utilisés en pratique. Le chapitre 4 propose quant à lui une introduction à l'analyse des séries temporelles en dotant le lecteur de l'ensemble des outils nécessaires pour l'analyse de l'évolution d'un phénomène au cours du temps.

La deuxième partie de l'ouvrage, correspondant au programme de la deuxième année du cycle Bac+3, relève du domaine de la statistique mathématique et se compose également de quatre chapitres. La notion fondamentale de probabilité fait l'objet du chapitre 5. Le chapitre 6 traite des variables aléatoires, c'est-à-dire des variables dont les valeurs sont soumises au hasard. L'étude de ces variables nécessite le recours à des lois de probabilité, dont les plus usuelles (lois normale, binomiale, de Student, de Poisson...) sont présentées au cours du chapitre 7. Le chapitre 8 clôt la deuxième partie par l'étude des propriétés de convergence.

La troisième partie de l'ouvrage, correspondant au programme de la dernière année du cycle Bac+3, traite de l'estimation et des tests. Le chapitre 9 est relatif à l'estimation, le chapitre 10 proposant quant à lui une description de l'une des méthodes les plus utilisées connue sous le nom de maximum de vraisemblance. La théorie des tests statistiques fait l'objet du chapitre 11, dernier chapitre du manuel.

Remerciements. Cet ouvrage est le fruit de divers enseignements de statistique dispensés par les auteurs en première, deuxième et troisième années de licence à l'Université d'Orléans et à l'Université Paris Ouest–Nanterre La Défense. Nous adressons nos remerciements à nos étudiants dont les questions et commentaires lors de nos cours ont naturellement contribué à la présentation pédagogique de ce manuel. Nous remercions Lionel Ragot pour la confiance qu'il nous a accordée en nous encourageant à rédiger ce manuel, ainsi que les éditions Dunod. Nous remercions très vivement nos collègues et amis Cécile Couharde, Olivier Darné, Emmanuel Dubois, Gilles Dufrénot, Elena Dumitrescu, Meglena Jeleva et Hélène Raymond pour leur relecture très attentive et pour leurs remarques et suggestions toujours très constructives. Emmanuel Dubois nous a également aidé pour la réalisation de certains graphiques dans la première partie de l'ouvrage, qu'il en soit chaleureusement remercié. Alina Catargiu, Axelle Chauvet-Peyrard, Andreea Danci, Damien Deballon, Laurent Ferrara, Yoann Grondin, Abdou Ndiaye, Ekaterina Sborets et Stéphanie Tring ont très gentiment accepté de répondre à nos questions, nous leur adressons nos plus vifs remerciements pour leurs contributions. Enfin, nous remercions très sincèrement nos familles pour leur soutien sans faille et leur patience lors de la rédaction de cet ouvrage.

À Séverine, Josiane, Emmanuel et Pierre.
À Tania et Emmanuel.

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

Chapitre 3

En économie et en finance, comme dans beaucoup d'autres domaines, les variables ou grandeurs représentatives des phénomènes étudiés varient au cours du temps et dans l'espace. Ainsi, les prix à la consommation fluctuent d'un mois sur l'autre (variation au cours du temps), mais également entre les pays (variation dans l'espace). Il en est de même du cours des actions, du pouvoir d'achat des ménages, du prix des logements, de la confiance des consommateurs, etc., qui sont des grandeurs qui varient au cours du temps et entre les pays, les régions, les catégories socio-professionnelles, etc.

Afin de comparer une même grandeur dans deux situations (dates, périodes, pays, régions, etc.), on choisit une de ces situations comme référence et l'on calcule un **indice**. Étant indépendant des unités relatives aux phénomènes étudiés, un indice permet de comparer l'évolution de grandeurs de natures différentes (prix des logements et salaire, par exemple).

LES GRANDS AUTEURS

Irving Fisher (1867-1947)

Irving Fisher est un économiste mathématicien américain, professeur à l'Université de Yale. Outre ses nombreuses contributions à la théorie économique sur les questions ayant trait à la valeur, le capital, les taux d'intérêt, la monnaie et l'instabilité financière, il est l'auteur en 1922 d'un ouvrage *The Making of Index Numbers* (Houghton Mifflin, Boston).
Dans ce livre, il présente l'**indice** qui porte son nom. Cet indice, défini comme une moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche, a pour but de pallier les inconvénients de ces deux indices en représentant un compromis entre ceux-ci. ■

Indices

Plan

1 Indices élémentaires 62
2 Indices synthétiques 65
3 Raccords d'indices et indices chaînes 73
4 Hétérogénéité et effet qualité 76

Pré-requis

- → **Connaître** les opérations mathématiques de base et la notion de moyenne (▸ chapitre 1).
- → **Savoir interpréter** un pourcentage.

Objectifs

- → **Synthétiser** l'information contenue dans une grandeur économique en construisant un indice résumant l'évolution des prix et un indice résumant l'évolution des quantités relative à cette grandeur.
- → **Comparer** l'évolution de grandeurs de natures différentes, ainsi que l'évolution d'une grandeur dans deux situations différentes.
- → **Agréger** un ensemble de valeurs hétérogènes au sein d'un même indice.
- → **Mettre en évidence** des variations de prix et de quantités liées à un changement de qualité.

Deux catégories d'indices peuvent être distinguées selon le type de grandeur étudiée. Ainsi, si l'on considère le prix d'un produit, la production d'une entreprise donnée, le cours de l'action d'une société particulière, il s'agit de **grandeurs simples** au sens où la grandeur est un nombre ne prenant qu'une seule valeur dans une situation donnée. Les indices calculés sur la base de ces grandeurs sont appelés **indices élémentaires**. En revanche, le niveau général des prix, la production industrielle, le cours des actions sont des **grandeurs complexes** dans la mesure où leur calcul nécessite d'agréger un ensemble de valeurs hétérogènes (prix des différents produits, production de diverses industries, cours de différentes actions). Les indices calculés sur la base de ces grandeurs sont appelés **indices synthétiques**.

1 Indices élémentaires

1.1 Quelques exemples introductifs

Considérons l'évolution du prix de vente annuel (en euros) du kilogramme de fraises en France de 1998 à 2013. Les valeurs, reportées dans le tableau 3.1, mettent en évidence une tendance haussière du prix de vente. Supposons que l'on souhaite quantifier cette hausse entre 2000 et 2013. À cette fin, il suffit d'effectuer le rapport suivant :

$$I_{2013/2000} = \frac{9{,}69}{5{,}61} = 1{,}7273 \tag{3.1}$$

▼ **Tableau 3.1** **Prix de vente du kilogramme de fraises et SMIC brut**

Date	Prix de vente fraises (euros)	SMIC (euros par heure)
1998	5,29	
1999	5,36	
2000	5,61	
2001	6,55	6,53
2002	7,21	6,75
2003	7,92	7,01
2004	7,4	7,4
2005	7,84	7,82
2006	7,93	8,15
2007	7,93	8,36
2008	8,53	8,61
2009	8,28	8,77
2010	9,32	8,86
2011	9,51	9,02
2012	9,84	9,31
2013	9,69	9,43

Source : INSEE.

On en déduit que le prix du kilogramme de fraises a augmenté de 72,73 % entre 2000 et 2013 en France. Nous venons ici de comparer une même grandeur (prix de vente du kilogramme de fraises) à deux dates différentes.

Les données figurant dans le tableau 3.1 nous permettent également de comparer l'évolution du prix de vente des fraises à celle du SMIC horaire. Considérons, à titre d'exemple, l'évolution entre 2001 et 2013 de ces deux grandeurs et calculons les rapports suivants :

$$I^{fraises}_{2013/2001} = \frac{9{,}69}{6{,}55} = 1{,}4794 \tag{3.2}$$

et :

$$I^{SMIC}_{2013/2001} = \frac{9{,}43}{6{,}53} = 1{,}4441 \tag{3.3}$$

Il apparaît que le prix du kilogramme de fraises a augmenté légèrement plus fortement que le SMIC horaire entre 2001 et 2013, avec une hausse de 47,94 % pour le prix des fraises et de 44,41 % pour le SMIC. Ces calculs de rapports rendent ainsi aisée la comparaison de l'évolution de deux grandeurs différentes.

Comme nous l'avons précédemment mentionné, il est également possible de comparer une même grandeur dans deux catégories (pays, régions, entreprises, etc.) différentes à une même date. Le prix de vente du maïs (en euros par hectare) en 2012 est égal à 20,47 en Lituanie et il est de 17,49 en Pologne. Le rapport suivant :

$$I_{Lituanie/Pologne} = \frac{20{,}47}{17{,}49} = 1{,}1704 \tag{3.4}$$

nous indique que le maïs coûte 17,04 % plus cher en Lituanie qu'en Pologne.

1.2 Définition

Les rapports calculés dans les exemples ci-dessus constituent des **indices élémentaires**[1].

Définition 3.1

Considérons une grandeur simple g prenant la valeur g_0 à la date 0 et la valeur g_t à la date t. On appelle **indice élémentaire** $I^g_{t/0}$ le nombre sans dimension suivant :

$$I^g_{t/0} = \frac{g_t}{g_0} \tag{3.5}$$

La date 0 correspond à la **date de référence** ou **base** de l'indice, la date t étant la **date courante**.

1 Plus précisément, les indices relatifs au prix de vente de la fraise et au SMIC correspondent à des **indices élémentaires de variation** (ou d'évolution). Ces indices permettent de calculer l'évolution d'une même grandeur (prix de vente de la fraise, SMIC) entre deux dates différentes (2001 et 2013). Dans les exemples du prix de vente du maïs en 2012 en Lituanie et en Pologne, l'indice calculé est un **indice élémentaire de répartition**. Cet indice permet de réaliser des comparaisons entre des catégories différentes (Lituanie et Pologne) pour une même grandeur (prix de vente du maïs) et à une même date (2012). Dans la suite, nous parlerons simplement d'indice élémentaire.

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

Cet indice (de variation) mesure ainsi l'évolution de la grandeur g entre la date de base (date 0) et la date courante (date t)[2].

On exprime fréquemment un indice en pourcentage :

$$I^g_{t/0} = \frac{g_t}{g_0} \times 100 \tag{3.6}$$

L'indice à la date t défini dans l'équation (3.6) est ainsi dit exprimé base 100 à la date de référence. Notons que si l'on ne multiplie plus par 100 (équation (3.5)), on parle d'indice base 1 à la date 0.

1.3 Propriétés

Reprenons l'exemple précédent du prix du maïs en 2012 en Lituanie et en Pologne et supposons que ce prix soit, en 2012, 18 % plus cher en Grèce qu'en Lituanie. On peut donc écrire :

$$I_{Grèce/Lituanie} = 1{,}18 \tag{3.7}$$

Sachant que $I_{Lituanie/Pologne} = 1{,}1704$, il est possible de comparer le prix du maïs en Grèce et en Pologne :

$$I_{Grèce/Pologne} = I_{Grèce/Lituanie} \times I_{Lituanie/Pologne} = 1{,}18 \times 1{,}1704 = 1{,}3811 \tag{3.8}$$

On en déduit ainsi que le prix du maïs est 38,11 % plus cher en Grèce qu'en Pologne en 2012.

Cet exemple illustre la **propriété de circularité** ou de **transitivité** d'un indice élémentaire :

$$I^g_{t/0} = I^g_{t/t'} \times I^g_{t'/0} = \frac{g_t}{g'_t} \times \frac{g'_t}{g_0} = \frac{g_t}{g_0} \tag{3.9}$$

soit encore :

$$I^g_{t/t'} = \frac{I^g_{t/0}}{I^g_{t'/0}} \tag{3.10}$$

Cette propriété permet ainsi de comparer les dates 0 et t, d'une part, et les dates 0 et t', d'autre part, mais aussi les dates t et t' (équation (3.10)). Dans ce dernier cas, la date de référence est la date t' qui se substitue à la date 0, témoignant d'un changement de base. La propriété de circularité peut se généraliser comme suit :

$$I^g_{t/0} = I^g_{t/t-1} \times I^g_{t-1/t-2} \times \ldots \times I^g_{1/0} \tag{3.11}$$

et l'on parle alors d'**enchaînement** : on a une chaîne d'indices élémentaires, ces derniers étant dits enchaînables. Les indices élémentaires vérifient également la **propriété de réversibilité** selon laquelle :

$$I^g_{t/0} = \frac{1}{I^g_{0/t}} \tag{3.12}$$

2 Si l'on considère la grandeur simple g non plus aux dates 0 et t, mais pour deux catégories différentes (x et y) à la même date (par exemple à la date t), la relation $I^g_{y/x} = \frac{g_y}{g_x}$ définit l'indice élémentaire de répartition. La valeur de référence, ou base de l'indice, est ici la valeur g_x, c'est-à-dire la valeur de la grandeur g prise par la catégorie x à la date t. Cet indice de répartition mesure donc la variation relative de la grandeur g entre la valeur de référence (catégorie x) et la valeur de la catégorie y à la date t. Afin de ne pas alourdir les développements, on utilisera dans la suite du chapitre la notation générique $I^g_{t/0}$ où t désigne la valeur de référence de la grandeur g (date de référence pour l'indice de variation, catégorie de référence pour l'indice de répartition).

Ainsi, sachant que le prix du maïs est 38,11 % plus cher en Grèce qu'en Pologne ($I_{Grèce/Pologne} = 1{,}3811$), on en déduit que :

$$I_{Pologne/Grèce} = \frac{1}{I_{Grèce/Pologne}} = \frac{1}{1{,}3811} = 0{,}7241 \tag{3.13}$$

c'est-à-dire que le prix du maïs est 27,59 % moins élevé en Pologne qu'en Grèce.

Remarque : Un indice élémentaire vérifie également les propriétés suivantes :

– Supposons que la grandeur g soit telle que $g = a \times b$ où a et b sont deux grandeurs. On a alors :

$$I^g_{t/0} = I^{ab}_{t/0} = I^a_{t/0} \times I^b_{t/0} \tag{3.14}$$

– Supposons que la grandeur g soit telle que $g = \frac{a}{b}$ où a et b sont deux grandeurs. On a alors :

$$I^g_{t/0} = I^{a/b}_{t/0} = \frac{I^a_{t/0}}{I^b_{t/0}} \tag{3.15}$$

2 Indices synthétiques

En économie, les grandeurs étudiées sont souvent complexes, c'est-à-dire composées de plusieurs grandeurs simples qu'il faut agréger ou synthétiser. Ainsi, l'indice des prix à la production dans l'industrie fourni par l'INSEE est calculé sur la base des prix de 24 000 produits. Il s'agit d'un **indice synthétique** résumant – c'est-à-dire agrégeant – les 24 000 indices élémentaires relatifs au prix de chacun des produits considérés. Dans la mesure où il existe différentes façons d'agréger une série d'indices élémentaires, il existe plusieurs indices synthétiques.

2.1 Indices de valeur, des prix et de volume : généralités

En économie, on étudie souvent l'évolution des prix, des quantités et de leur produit, appelé valeur. Trois types d'indices peuvent alors être calculés : **indice des prix**, **indice des quantités** (ou **indice de volume**) et **indice de valeur**. Considérons une grandeur complexe g composée de k éléments : $g^1, g^2, \ldots, g^k$. Ainsi, si g est l'indice des prix à la production, les éléments g^i, $i = 1, \ldots, k$, désignent les 24 000 produits utilisés dans le calcul de l'indice. Soient par ailleurs les notations suivantes : p^i_0 et p^i_t le prix respectivement aux dates 0 et t d'un élément g^i, et q^i_0 et q^i_t les quantités respectivement aux dates 0 et t de ce même élément g^i.

Définition 3.2

L'**indice de valeur** $I^V_{t/0}$ est donné par le rapport entre la somme des valeurs des k éléments g^i, $i = 1, \ldots, k$, de la grandeur g considérée à la date t et cette même somme à la date de référence 0, soit[3] :

$$I^V_{t/0} = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} \tag{3.16}$$

3 Afin d'alléger les notations, on utilisera la convention suivante dans tout ce chapitre : $\sum_i = \sum_{i=1}^{k}$.

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

FOCUS

L'indice de valeur

Notons g^i un élément rentrant dans la composition de la grandeur complexe g, V_t^i sa valeur (monétaire) à la date t, p_t^i son prix unitaire à la date t et q_t^i sa quantité à la date t. À chaque date, la valeur de l'élément g^i est égale au produit de son prix unitaire et de la quantité correspondante, soit $V_t^i = p_t^i q_t^i$ pour la date t et $V_0^i = p_0^i q_0^i$ pour la date 0. À chaque date, la valeur de la grandeur complexe g est égale à la somme des valeurs des éléments g^i la composant, soit $V_t = \Sigma_i V_{it} = \Sigma_i p_t^i q_t^i$ pour la date t et $V_0 = \Sigma_i V_{i0} = \Sigma_i p_0^i q_0^i$ pour la date 0. L'indice de valeur (monétaire) de la grandeur complexe g entre la date t et la date 0, $I_{t/0}^V$, est donc égal à (équation (3.16)) :

$$I_{t/0}^V = I_{t/0}^{pq} = \frac{\Sigma_i V_t^i}{\Sigma_i V_0^i} = \frac{\Sigma_i p_t^i q_t^i}{\Sigma_i p_0^i q_0^i} \qquad (3.17)$$

Cet indice de valeur est relativement peu informatif au sens où, s'il augmente, il n'est pas possible de distinguer si cette hausse provient d'une augmentation des prix accompagnée d'une baisse des quantités ou de toute autre combinaison. Pour pallier cette difficulté, on suppose que l'une des deux variables (prix ou quantité) est fixe alors que l'autre varie en calculant des indices de prix et de quantités :

– On calcule un indice des prix en neutralisant l'influence des quantités, c'est-à-dire que l'on considère que les quantités sont fixes sur la période considérée.

– De façon réciproque, un indice des quantités (ou indice de volume) se calcule en neutralisant l'influence des prix, c'est-à-dire que l'on considère que les prix sont constants sur la période considérée.

Les indices des prix et des quantités les plus fréquemment utilisés sont les indices de Laspeyres et de Paasche que nous présentons ci-après.

2.2 Indices de Laspeyres et de Paasche

2.2.1 Définitions générales

Notons α^i le poids de l'élément g^i ($i = 1, \ldots, k$) dans la grandeur complexe g. Les coefficients α^i ($i = 1, \ldots, k$) sont donc des **coefficients de pondération**. Ainsi, si l'on considère l'indice des prix à la consommation des ménages, ces coefficients représentent la part de chaque bien et service dans la consommation des ménages ; il peut s'agir par exemple de la part des dépenses de loyer, la part des dépenses de consommation de poisson, etc. En d'autres termes, dans le cas d'indices des prix, il s'agit de coefficients budgétaires. Par définition, on a donc :

$$\Sigma_i \alpha_0^i = \Sigma_i \alpha_t^i = 1 \qquad (3.18)$$

Les indices de Laspeyres et de Paasche sont des moyennes pondérées par ces coefficients α^i des indices élémentaires $I_{t/0}^i$ relatifs à chaque élément g^i, $i = 1, \ldots, k$, de la grandeur g.

Définition 3.3

L'**indice de Laspeyres** $L^g_{t/0}$ est la moyenne arithmétique des indices élémentaires pondérée par les coefficients de la date de référence (α^i_0) :

$$L^g_{t/0} = \Sigma_i \alpha^i_0 I^i_{t/0} = \Sigma_i \alpha^i_0 \frac{g^i_t}{g^i_0} \tag{3.19}$$

Définition 3.4

L'**indice de Paasche** $P^g_{t/0}$ est la moyenne harmonique des indices élémentaires pondérée par les coefficients de la date courante (α^i_t) :

$$P^g_{t/0} = \frac{1}{\Sigma_i \frac{\alpha^i_t}{I^i_{t/0}}} = \frac{1}{\Sigma_i \alpha^i_t \frac{g^i_0}{g^i_t}} \tag{3.20}$$

Remarque : Il est important de souligner que les indices élémentaires entrant dans le calcul de l'indice synthétique doivent être basés (1 ou 100) à la même date.

2.2.2 Indice de Laspeyres

Indice des prix de Laspeyres. Dans le cas de l'indice de Laspeyres, les coefficients de pondération sont ceux de la date de référence et sont donnés par :

$$\alpha^i_0 = \frac{p^i_0 q^i_0}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} \tag{3.21}$$

D'après l'équation (3.19), on peut écrire l'indice des prix de Laspeyres $L^g_{t/0}(p)$ comme suit :

$$L^g_{t/0}(p) = \Sigma_i \alpha^i_0 \frac{p^i_t}{p^i_0} = \Sigma_i \frac{p^i_0 q^i_0}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} \frac{p^i_t}{p^i_0} \tag{3.22}$$

D'où :

$$L^g_{t/0}(p) = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_0}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} \tag{3.23}$$

Ainsi, les quantités sont constantes (ce sont celles de la date de référence puisque nous sommes dans le cas d'un indice de Laspeyres) et seuls les prix varient puisqu'il s'agit d'un indice des prix. Cet indice s'interprète comme le rapport entre la dépense totale à la date de référence évaluée aux prix courants et la dépense totale de la date de référence.

Si l'on prend l'exemple de l'indice des prix à la consommation, l'indice des prix de Laspeyres décrit ainsi l'évolution du prix d'un panier de biens dont la composition est restée fixe entre les deux dates et est celle de la date de référence.

Indice de volume de Laspeyres. Les coefficients de pondération étant donnés par l'équation (3.21), on peut écrire en utilisant la relation (3.19) l'indice de volume de Laspeyres :

$$L^g_{t/0}(q) = \Sigma_i \alpha^i_0 \frac{q^i_t}{q^i_0} = \Sigma_i \frac{p^i_0 q^i_0}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} \frac{q^i_t}{q^i_0} \tag{3.24}$$

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

$$L^g_{t/0}(q) = \frac{\Sigma_i p^i_0 q^i_t}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} \tag{3.25}$$

Les prix sont constants (ce sont ceux de la date de référence puisque nous sommes dans le cas d'un indice de Laspeyres) et seules les quantités varient puisqu'il s'agit d'un indice de volume. Cet indice s'interprète comme le rapport entre la dépense totale à la date courante évaluée aux prix à la date de référence et la dépense totale de la date de référence.

2.2.3 Indice de Paasche

Indice des prix de Paasche. Dans le cas de l'indice de Paasche, les coefficients de pondération sont ceux de la date courante et sont donnés par :

$$\alpha^i_t = \frac{p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_t q^i_t} \tag{3.26}$$

D'après l'équation (3.20), on peut écrire l'indice des prix de Paasche $P^g_{t/0}(p)$ comme suit :

$$P^g_{t/0}(p) = \frac{1}{\Sigma_i \alpha^i_t \dfrac{p^i_0}{p^i_t}} = \frac{1}{\Sigma_i \dfrac{p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_t q^i_t} \dfrac{p^i_0}{p^i_t}} \tag{3.27}$$

D'où :

$$P^g_{t/0}(p) = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_0 q^i_t} \tag{3.28}$$

Ainsi, les quantités sont constantes (ce sont celles de la date courante puisque nous sommes dans le cas d'un indice de Paasche) et seuls les prix varient puisqu'il s'agit d'un indice des prix. Cet indice s'interprète comme le rapport entre la dépense totale à la date courante et la dépense totale de la date courante évaluée aux prix de la date de référence. Si l'on reprend l'exemple de l'indice des prix à la consommation, l'indice des prix de Paasche décrit ainsi l'évolution du prix d'un panier de biens dont la composition est celle de la date courante.

Indice de volume de Paasche. Les coefficients de pondération étant donnés par l'équation (3.26), on peut écrire en utilisant la relation (3.20) l'indice de volume de Paasche :

$$P^g_{t/0}(q) = \frac{1}{\Sigma_i \alpha^i_t \dfrac{q^i_0}{q^i_t}} = \frac{1}{\Sigma_i \dfrac{p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_t q^i_t} \dfrac{q^i_0}{q^i_t}} \tag{3.29}$$

$$P^g_{t/0}(q) = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_t q^i_0} \tag{3.30}$$

Les prix sont constants (ce sont ceux de la date courante puisque nous sommes dans le cas d'un indice de Paasche) et seules les quantités varient puisqu'il s'agit d'un indice de volume. Cet indice s'interprète comme le rapport entre les quantités à la date courante évaluées aux prix à cette même date et la dépense totale de la date de référence évaluée aux prix courants.

2.3 Indice de Fisher

Dans la mesure où il n'existe pas de critère permettant de conclure à la supériorité d'un des deux indices précédents – Laspeyres et Paasche – par rapport à l'autre, l'idée consiste à construire un indice, appelé **indice de Fisher**, représentant une combinaison des indices de Laspeyres et Paasche dont la valeur se situe « entre » celles de ces deux indices.

Définition 3.5

L'**indice de Fisher** est défini comme la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et Paasche, soit :

$$F^g_{t/0} = \sqrt{L^g_{t/0} P^g_{t/0}} \tag{3.31}$$

Il est alors possible de définir :

- Un indice des prix de Fisher :

$$F^g_{t/0}(p) = \sqrt{L^g_{t/0}(p) P^g_{t/0}(p)} \tag{3.32}$$

- Un indice de volume de Fisher :

$$F^g_{t/0}(q) = \sqrt{L^g_{t/0}(q) P^g_{t/0}(q)} \tag{3.33}$$

FOCUS

Quel indice synthétique privilégier ?

Ainsi que nous l'avons précédemment souligné, il n'existe pas de critère général permettant de statuer sur la supériorité d'un indice synthétique par rapport à un autre. Il est cependant possible de présenter les principaux avantages et inconvénients de ceux-ci. Supposons que l'on étudie l'évolution de la consommation d'un panier composé de plusieurs biens. Dans le cas de l'indice de Laspeyres, les coefficients de pondération sont fixes, c'est-à-dire que l'on suppose que la structure de la consommation ne se modifie pas sur la période étudiée.

En conséquence, si l'on considère que les coefficients de pondération sont fixés à la date de référence, plus la date courante est éloignée de la date initiale, plus il est probable que la structure du panier de biens du consommateur se soit modifiée et plus le risque que les coefficients de pondération soient obsolètes est important. Pour cette raison, le principal inconvénient attribué à l'indice de Laspeyres est qu'il tend à surestimer l'effet de l'évolution des prix sur le pouvoir d'achat du consommateur dans la mesure où il ne tient pas compte d'éventuelles substitutions entre les biens du panier considéré. Notons que cet inconvénient a pour conséquence que les coefficients de pondération de l'indice de Laspeyres sont révisés de façon périodique.

Dans le cas de l'indice de Paasche, les coefficients de pondération sont ceux de la date courante. Ceux-ci évoluent donc avec les prix, c'est-à-dire que la part des différents biens au sein du panier considéré évolue en même temps que les prix. Le calcul de l'indice de Paasche nécessite en conséquence de disposer simultanément des données relatives aux prix et aux quantités à chaque

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

date considérée (et non plus seulement des prix comme dans le cas de l'indice de Laspeyres). Le principal inconvénient tient ici en une difficulté de calcul supplémentaire liée à la disponibilité des données, expliquant pourquoi l'indice de Laspeyres est plus fréquemment utilisé que l'indice de Paasche[4]. Du fait de la variabilité des coefficients de pondération, l'indice de Paasche tend, au contraire de l'indice de Laspeyres, à sous-estimer l'effet de l'évolution des prix sur le pouvoir d'achat du consommateur. Il est important de souligner que les modifications de la structure de consommation ne dépendent évidemment pas que de l'évolution des prix relatifs des biens composant le panier. Il convient aussi de tenir compte de l'évolution des élasticités revenu.

Ainsi, même si le prix d'un bien diminue, cela n'implique évidemment pas que sa part dans la consommation va augmenter : pour certains biens dont le prix relatif a diminué, une hausse de revenu peut se traduire par une baisse de leur consommation relative (cas des biens inférieurs par exemple). Au total, il n'existe donc aucun critère théorique permettant de préférer un système de pondération par rapport à un autre, tout dépend de la façon dont les structures de consommation évoluent. Pour finir, notons que si les différences entre les pondérations des indices de Laspeyres et de Paasche sont faibles, on a la relation suivante :

$$P^g_{t/0} \leq F^g_{t/0} \leq L^g_{t/0} \qquad (3.34)$$

Cette inégalité s'obtient en notant que (i) sous l'hypothèse de coefficients de pondération égaux entre les deux indices, les indices de Laspeyres et de Paasche sont respectivement des moyennes arithmétique et harmonique d'indices élémentaires et (ii) la moyenne harmonique d'une série est toujours inférieure à la moyenne arithmétique de cette même série. Il est donc important de souligner qu'en cas de différences non négligeables entre les coefficients de pondération, cette inégalité n'a plus lieu d'être vérifiée.

2.4 Application empirique

Supposons que l'on souhaite calculer un indice synthétique du prix et des quantités d'un bouquet énergétique composé de pétrole, gaz naturel et charbon pour l'année 2012. L'année de référence retenue est 1990. On dispose, pour ces deux dates, du prix et de la quantité consommée en France pour chacune des trois énergies. Ces données sont reportées dans le tableau 3.2.

▼ Tableau 3.2 **Pétrole, gaz naturel et charbon : prix et quantités consommées en France**

Énergie i	Prix en 1990 p_0^i	Prix en 2012 p_t^i	Quantité en 1990 q_0^i	Quantité en 2012 q_t^i
Pétrole	24,5	94,13	1895	1687
Gaz naturel	1,64	2,76	29,3	42,5
Charbon	43,48	92,5	19,7	11,4

Source : British Petroleum (BP) Statistical Review of World Energy (juin 2013). Les prix sont exprimés en dollars par baril pour le pétrole, en dollars par millions d'unités thermales pour le gaz et en dollars par tonne pour le charbon. Les consommations sont exprimées en milliers de barils par jour pour le pétrole, en milliards de mètres cubiques pour le gaz et en millions de tonnes équivalent pétrole pour le charbon.

4 À titre d'exemple, les indices de prix à la consommation, de la production industrielle, de chiffre d'affaires, ou encore de prix à la production – pour n'en citer que quelques uns – calculés par l'INSEE sont des indices de Laspeyres.

À partir des données figurant dans le tableau 3.2, on peut calculer les indices élémentaires des prix $I^i_{t/0} = \dfrac{p^i_t}{p^i_0}$ en les exprimant base 1 en 1990. On constate ainsi au regard du tableau 3.3 qu'entre 1990 et 2012, les prix du pétrole ont augmenté de 284,2 %, ceux du gaz naturel de 68,3 % et ceux du charbon de 112,7 %. Le calcul des indices synthétiques nous donne les résultats suivants :

- Pour les indices de Laspeyres :

$$L^g_{t/0}(p) = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_0}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} = \frac{180279,47}{47332,11} = 3,8088 \tag{3.35}$$

et

$$L^g_{t/0}(q) = \frac{\Sigma_i p^i_0 q^i_t}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} = \frac{41896,87}{47332,11} = 0,8852 \tag{3.36}$$

- Pour les indices de Paasche :

$$P^g_{t/0}(p) = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_0 q^i_t} = \frac{159969,11}{41896,87} = 3,8182 \tag{3.37}$$

et

$$P^g_{t/0}(q) = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_t q^i_0} = \frac{159969,11}{180279,47} = 0,8873 \tag{3.38}$$

- Pour les indices de Fisher :

$$F^g_{t/0}(p) = \sqrt{L^g_{t/0}(p) P^g_{t/0}(p)} = \sqrt{3,8088 \times 3,8182} = 3,8135 \tag{3.39}$$

et

$$F^g_{t/0}(q) = \sqrt{L^g_{t/0}(q) P^g_{t/0}(q)} = \sqrt{0,8852 \times 0,8873} = 0,8863 \tag{3.40}$$

Ces calculs montrent ainsi que les prix du bouquet énergétique considéré ont augmenté de 280,9 % selon l'indice de Laspeyres et de 281,8 % selon l'indice de Paasche, la hausse se situant entre ces deux valeurs selon l'indice de Fisher avec une augmentation des prix de 281,4 %. S'agissant des volumes, on relève une baisse de la quantité consommée entre 1990 et 2012 de 11,5 % selon l'indice de Laspeyres, 11,3 % selon l'indice de Paasche et 11,4 % selon l'indice de Fisher. Les calculs des coefficients de pondération nous montrent en outre que la part des dépenses énergétiques consacrée à la consommation de pétrole est la plus élevée parmi les trois types d'énergie considérées, cette part s'élevant à 98,09 % en 1990 et 99,27 % en 2012.

▼ Tableau 3.3 Pétrole, gaz naturel et charbon : calcul des indices élémentaires et synthétiques

Énergie i	$I^i_{t/0}$	$p^i_0 q^i_0$	$p^i_t q^i_0$	α_0	$p^i_0 q^i_t$	$p^i_t q^i_t$	α_t
Pétrole	3,8420	46427,50	178376,35	0,9809	41331,50	158797,31	0,9927
Gaz naturel	1,6829	48,05	80,87	0,0010	69,70	117,30	0,0007
Charbon	2,1274	856,56	1822,25	0,0181	495,67	1054,50	0,0066
Somme		47332,11	180279,47	1	41896,87	159969,11	1

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

2.5 Propriétés des indices de Laspeyres, Paasche et Fisher

2.5.1 Circularité

Les indices de Laspeyres, Paasche et Fisher ne vérifient pas la propriété de circularité, ce qui constitue évidemment un inconvénient notable et implique qu'un changement de base nécessite de réeffectuer les différents calculs voulus :

$$L^g_{t/0} \neq L^g_{t/t'} \times L^g_{t'/0} \tag{3.41}$$

$$P^g_{t/0} \neq P^g_{t/t'} \times P^g_{t'/0} \tag{3.42}$$

$$F^g_{t/0} \neq F^g_{t/t'} \times F^g_{t'/0} \tag{3.43}$$

Démonstration

Effectuons, à titre d'exemple, la démonstration dans le cas de l'indice des prix de Laspeyres. On a :

$$\frac{L^g_{t/0}(p)}{L^g_{t'/0}(p)} = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_0}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} \times \frac{\Sigma_i p^i_0 q^i_0}{\Sigma_i p^i_{t'} q^i_0} = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_0}{\Sigma_i p^i_{t'} q^i_0} \tag{3.44}$$

et :

$$L^g_{t/t'}(p) = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_{t'}}{\Sigma_i p^i_{t'} q^i_{t'}} \tag{3.45}$$

On en déduit donc que $L^g_{t/t'}(p) \neq \dfrac{L^g_{t/0}(p)}{L^g_{t'/0}(p)}$, mettant en avant le non respect de la propriété de circularité. ■

2.5.2 Réversibilité

Les indices de Laspeyres et de Paasche ne sont pas réversibles :

$$L^g_{t/0} \neq \frac{1}{L^g_{0/t}} \tag{3.46}$$

$$P^g_{t/0} \neq \frac{1}{P^g_{0/t}} \tag{3.47}$$

En revanche, on a les relations suivantes entre ces deux indices :

$$L^g_{t/0} = \frac{1}{P^g_{0/t}} \tag{3.48}$$

$$P^g_{t/0} = \frac{1}{L^g_{0/t}} \tag{3.49}$$

L'indice de Fisher est quant à lui réversible :

$$F^g_{t/0} = \frac{1}{F^g_{0/t}} \tag{3.50}$$

2.5.3 Agrégation

Supposons que l'on étudie les dépenses des ménages et que l'on agrège ces dépenses par groupes : logement, consommation de viande, consommation de légumes,

consommation de produits laitiers, etc. On calcule, pour chacun de ces groupes, les indices de Laspeyres et de Paasche. L'indice global de l'ensemble des dépenses des ménages peut alors être obtenu à partir de ces indices calculés par groupes : l'indice global de Laspeyres (respectivement de Paasche) est en effet égal à la moyenne pondérée des indices de Laspeyres (respectivement de Paasche) calculés sur les différents groupes. Les indices de Laspeyres et de Paasche vérifient ainsi la propriété d'agrégation. L'indice de Fisher n'ayant pas une structure de moyenne arithmétique, il ne vérifie pas cette propriété.

2.5.4 Reconstitution de l'indice de valeur

Rappelons que l'indice de valeur est donné par :

$$I^V_{t/0} = I^{pq}_{t/0} = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} \tag{3.51}$$

ce que l'on peut encore décomposer comme suit :

$$I^V_{t/0} = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_t q^i_0} \times \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_0}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_0 q^i_t} \times \frac{\Sigma_i p^i_0 q^i_t}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} \tag{3.52}$$

D'où les relations suivantes :

$$I^V_{t/0} = P^g_{t/0}(q) \times L^g_{t/0}(p) = P^g_{t/0}(p) \times L^g_{t/0}(q) \tag{3.53}$$

On en déduit que :

$$I^V_{t/0} = \sqrt{P^g_{t/0}(q) \times L^g_{t/0}(p) \times P^g_{t/0}(p) \times L^g_{t/0}(q)} \tag{3.54}$$

soit encore :

$$I^V_{t/0} = \sqrt{L^g_{t/0}(p) \times P^g_{t/0}(p)} \times \sqrt{L^g_{t/0}(q) \times P^g_{t/0}(q)} \tag{3.55}$$

d'où :

$$I^V_{t/0} = F^g_{t/0}(p) \times F^g_{t/0}(q) \tag{3.56}$$

L'indice de valeur est ainsi égal au produit des indices de prix et de volume de Fisher.

3 Raccords d'indices et indices chaînes

3.1 Raccords d'indices

Les grandeurs économiques telles que le PIB, la dépense de consommation des ménages, etc., sont calculées selon divers critères et nomenclatures, comme le Système des comptes nationaux ou le Système européen de comptes, régis au niveau international afin de rendre plus aisées les comparaisons entre pays. Or, ces systèmes et nomenclatures évoluent au cours du temps afin de s'adapter aux modifications de l'environnement et du fonctionnement économique. Des changements de base des indices peuvent alors être opérés afin de tenir compte de ces modifications en intégrant les

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

nouveaux éléments inclus régulièrement dans les nomenclatures. Il est ainsi fréquent lorsque l'on étudie l'évolution d'une grandeur économique sur une longue période d'avoir à gérer de tels changements de base dans les indices.

FOCUS

Choix de la période de base d'un indice

Le choix de la période de base ou de référence d'un indice (période 0) revêt une importance particulière dans la mesure où l'évolution de l'indice dépend de ce choix. En pratique, il convient d'éviter de retenir une période atypique, c'est-à-dire caractérisée par des fluctuations exceptionnelles (accidentelles ou saisonnières) donnant par exemple un poids inhabituel à un certain indice élémentaire, afin de ne pas fausser l'évolution de l'indice synthétique.

À cette fin, on s'efforce de choisir une date « normale » comme date de référence – c'est-à-dire dénuée d'événements exceptionnels – où l'on retient non pas une date particulière, mais une période de base composée de plusieurs dates. On peut ainsi choisir comme période de base une moyenne sur plusieurs années (pour un indice annuel) ou plusieurs mois (pour un indice mensuel) afin de lisser les effets d'éventuelles évolutions atypiques.

Un exemple caractéristique est celui des produits agricoles : les prix et quantités de ceux-ci étant fortement influencés par les conditions climatiques, il est d'usage de retenir comme base non pas une récolte correspondant à une date donnée, mais une moyenne sur plusieurs récoltes afin d'atténuer les effets d'événements climatiques ou conjoncturels exceptionnels.

Comme nous l'avons précédemment souligné, des changements de base sont en outre régulièrement opérés afin de prendre en compte les évolutions de l'environnement économique. Ainsi, plus on s'éloigne de la période de base, plus celle-ci devient obsolète à des fins de comparaison temporelle au sens où la structure du phénomène étudié (structure de la consommation, de la production, des échanges, etc.) s'est modifiée au cours du temps. Il convient alors d'actualiser la base (ce qui correspond à une actualisation des pondérations dans le cas d'un indice de Laspeyres), *via* un changement de base, en procédant à des raccords d'indices. Cette opération permet ainsi de tenir compte non seulement des modifications de la structure de la grandeur étudiée, mais également d'inclure de nouveaux produits, de supprimer des produits devenus obsolètes, de prendre en compte une nouvelle nomenclature, etc. Pour ces diverses raisons, les instituts de statistique tels que l'INSEE procèdent régulièrement à des changements de base des indices. À titre d'exemple, l'indice de la production industrielle calculé par l'INSEE subit un changement de base tous les cinq ans.

Considérons un indice I^g, base 1 à la date 0, calculé pour la grandeur g jusqu'à la date d, date à laquelle il est remplacé par un indice J^g base 1 à la date f[5]. Afin d'étudier l'évolution de la grandeur g sur l'ensemble de la période allant des dates 0 à t (avec $t > d$), il convient de procéder à un **raccord d'indices**, c'est-à-dire de déterminer la valeur qu'aurait pris l'indice I^g à la date t. Notons I'^g l'indice ainsi raccordé, on a :

$$I'^g_{t/0} = J^g_{t/f} \times \frac{I^g_{k/0}}{J^g_{k/f}} \tag{3.57}$$

5 Le raisonnement est strictement identique si l'on considère les indices en base 100 à la place de la base 1.

avec $f \leq k \leq d$. Le rapport $\frac{I^g_{k/0}}{J^g_{k/f}}$ est appelé **coefficient de raccordement** et correspond au coefficient par lequel on doit multiplier le nouvel indice afin d'en déduire la valeur prise par le précédent indice s'il avait continué à être calculé. Le choix de la date k est laissé au statisticien, mais l'on retient fréquemment la dernière date pour laquelle l'ancien indice est disponible.

Afin d'illustrer l'opération de raccord d'indices, considérons l'indice des prix de production des services de télécommunications français aux entreprises françaises. Cet indice, base 1 au premier trimestre 2007, est calculé par l'INSEE jusqu'au troisième trimestre 2012. À cette date, il s'élève à 0,833. À compter du quatrième trimestre 2012, il est remplacé par l'INSEE par un nouvel indice, base 1 en 2010 qui vaut 0,979 au troisième trimestre 2012 et s'élève à 0,918 au troisième trimestre de l'année 2013. Afin de calculer la valeur qu'aurait pris l'ancien indice au troisième trimestre de l'année 2013, on calcule le coefficient de raccordement :

$$\frac{I^{telecom}_{2012.3/2007}}{J^{telecom}_{2012.3/2010}} = \frac{0,833}{0,979} = 0,8509 \tag{3.58}$$

La valeur qu'aurait pris l'ancien indice au troisième trimestre de l'année 2013 s'il avait continué à être calculé est alors donnée par :

$$I'^{telecom}_{2013.3/2007} = J^{telecom}_{2013.3/2010} \times 0,8509 = 0,918 \times 0,8509 = 0,781 \tag{3.59}$$

Bien entendu, le résultat obtenu peut varier en fonction de la date k que l'on choisit pour procéder au raccordement. Il est important de souligner que l'opération de raccord d'indices ne conduit donc pas à un résultat certain au sens où (i) la composition des indices que l'on raccorde a en général évolué au cours du temps et (ii) d'un point de vue théorique, la propriété de circularité n'est pas vérifiée pour les indices synthétiques.

3.2 Indices chaînes

Ainsi que nous l'avons mentionné précédemment, les mutations économiques ont pour conséquence que des indices dont la base reste fixe sur longue période ne peuvent tenir compte de ces changements et ne sont en conséquence pas représentatifs de la réalité économique. Afin de pallier cette difficulté, il est possible de calculer des indices dont la base varie de date en date (ou de période en période). Cela consiste à généraliser le principe de raccord d'indices en définissant des **indices chaînes**.

Définition 3.6

L'**indice chaîne** $C^g_{t/0}$ calculé pour une grandeur g à la date t par rapport à la date de référence 0 s'écrit :

$$C^g_{t/0} = I^g_{t/t-1} \times C^g_{t-1/0} \tag{3.60}$$

soit encore :

$$C^g_{t/0} = I^g_{t/t-1} \times I^g_{t-1/t-2} \times \ldots \times I^g_{1/0} \tag{3.61}$$

Il est alors possible de définir un indice chaîne de Laspeyres (en remplaçant I^g par L^g dans l'équation (3.61)), un indice chaîne de Paasche (en remplaçant I^g par P^g dans

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

l'équation (3.61)) et un indice chaîne de Fisher (en remplaçant I^g par F^g dans l'équation (3.61)). Rappelons toutefois qu'il convient de prendre garde à l'interprétation au sens où un indice chaîne de Laspeyres ne constitue pas un indice de Laspeyres, le produit d'indices de Laspeyres ne donnant pas un indice de Laspeyres. Il en est de même pour les indices de Paasche et de Fisher.

4 Hétérogénéité et effet qualité

Dans les calculs d'indices que nous avons effectués jusqu'à présent, nous avons supposé implicitement que les biens ou produits considérés sont homogènes au sein d'une même classe. Ainsi, si l'on reprend l'exemple des fraises (▶ tableau 3.1), nous avons considéré que la classe des fraises était homogène. Or, en pratique, tel n'est évidemment pas le cas, cette classe est en effet hétérogène puisqu'il existe plus de 600 variétés de fraises (« Gariguette », « Charlotte », « Mara des bois », etc.). Ces variétés correspondent à différents niveaux de qualité, certaines variétés de fraises bénéficiant d'un signe d'identification de la qualité et de l'origine, comme le « label rouge », l'« Indication Géographique Protégée », etc. La prise en compte de l'hétérogénéité, et donc de la qualité, des produits n'est pas neutre quant au calcul et à l'interprétation des indices.

Afin d'illustrer ceci, considérons l'exemple de la production de vin en France. Répartissons cette classe en deux catégories i : les vins de consommation courante (dits « vins de France ») et les vins de qualité supérieure, cette dernière catégorie comprenant notamment les vins d'appellation d'origine protégée (AOP). Le tableau 3.4 reporte pour les années 2005 et 2013 et pour chacune des deux catégories considérées : le prix de vente d'un litre de vin (en euros par litre), la quantité produite (en millions de litres), ainsi que la valeur de la production définie comme le produit entre les prix et les quantités.

▼ **Tableau 3.4 Prix de vente (en euros par litre) et quantités produites (en millions de litres) de vin**

Variété i	2005			2013				
	p_0^i	q_0^i	V_0^i	p_t^i	q_t^i	V_t^i	$p_0^i q_t^i$	$p_t^i q_0^i$
Vin de consommation courante	2	575	1 150	2,5	415	1 037,5	830	1 437,5
Vin de qualité supérieure	3,5	210	735	3,8	348	1 322,4	1 218	798
Somme		785	1 885		763	2 359,9	2 048	2 235,5
Prix moyen	2,40			3,09				

On peut calculer les indices suivants pour le vin (g désignant le vin) :

- L'indice élémentaire du prix moyen du vin :

$$I^g_{t/0}(\bar{p}) = \frac{\bar{p}_t}{\bar{p}_0} = \frac{3{,}09}{2{,}40} = 1{,}288 \qquad (3.62)$$

avec $\bar{p}_0 = \dfrac{\Sigma_i p_0^i q_0^i}{\Sigma_i q_0^i}$ et $\bar{p}_t = \dfrac{\Sigma_i p_t^i q_t^i}{\Sigma_i q_t^i}$.

- L'indice élémentaire de volume du vin :

$$I^g_{t/0}(q) = \frac{q_t}{q_0} = \frac{763}{785} = 0{,}972 \tag{3.63}$$

avec $q_0 = \Sigma_i q^i_0$ et $q_t = \Sigma_i q^i_t$.

- L'indice de valeur du vin :

$$I^V_{t/0} = \frac{V_t}{V_0} = \frac{2359{,}9}{1885} = 1{,}252 \tag{3.64}$$

avec $V_0 = \Sigma_i p^i_0 q^i_0$ et $V_t = \Sigma_i p^i_t q^i_t$.

Le calcul de ces indices nous montre que la valeur de la production de vin s'est accrue de 25,2 %, se décomposant en une diminution de la production de 2,8 % et une hausse du prix moyen de 28,8 %. Les calculs des indices de prix et de volume nécessitant toutefois d'agréger les prix et quantités de deux types de vin, il convient de calculer des indices synthétiques. Le tableau 3.5 reporte les valeurs des indices de Laspeyres et de Paasche calculées à partir des données figurant dans le tableau 3.4. On constate ainsi que la hausse du prix moyen du vin entre les deux années considérées se situe entre 15,2 % et 18,6 % selon l'indice retenu.

▼ **Tableau 3.5 Indices de Laspeyres et de Paasche**

	Laspeyres	Paasche
Prix ($\bar{p}$)	1,186	1,152
Quantité (q)	1,086	1,056

Si l'on recalcule la valeur de la production sur la base des indices de prix de Laspeyres et de Paasche, on obtient une hausse de la valeur entre 12 % (selon l'indice de Paasche) et 15,3 % (selon l'indice de Laspeyres), ce qui est bien différent de l'augmentation de 25,2 % précédemment mise en évidence. Comment expliquer une telle différence ? Cela provient d'une modification de la structure des ventes qui a évolué en faveur des vins de qualité supérieure. On peut en effet constater au regard du tableau 3.4 que la part dans la production totale du vin de qualité supérieure s'est accrue entre 2005 et 2013, passant de 26,8 % à 45,6 %. Cet accroissement de la qualité peut se quantifier à l'aide des indices de qualité (ou indices de structure).

Nous savons que :

$$I^V_{t/0} = P^g_{t/0}(q) \times L^g_{t/0}(\bar{p}) = P^g_{t/0}(\bar{p}) \times L^g_{t/0}(q) \tag{3.65}$$

et que :

$$I^V_{t/0} = \frac{V_t}{V_0} = \frac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_0 q^i_0} = \frac{\Sigma_i q^i_t}{\Sigma_i q^i_0} \times \frac{\dfrac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i q^i_t}}{\dfrac{\Sigma_i p^i_0 q^i_0}{\Sigma_i q^i_0}} = I^g_{t/0}(q) \times I^g_{t/0}(\bar{p}) \tag{3.66}$$

En égalisant les deux équations précédentes, il vient :

$$I^V_{t/0} = P^g_{t/0}(q) \times L^g_{t/0}(\bar{p}) = P^g_{t/0}(\bar{p}) \times L^g_{t/0}(q) = I^g_{t/0}(q) \times I^g_{t/0}(\bar{p}) \tag{3.67}$$

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

On en déduit donc les deux relations suivantes :

$$S_t = \frac{I^g_{t/0}(\bar{p})}{L^g_{t/0}(\bar{p})} = \frac{P^g_{t/0}(q)}{I^g_{t/0}(q)} \tag{3.68}$$

et :

$$S'_t = \frac{I^g_{t/0}(\bar{p})}{P^g_{t/0}(\bar{p})} = \frac{L^g_{t/0}(q)}{I^g_{t/0}(q)} \tag{3.69}$$

En détaillant les différentes formules, on peut réécrire les indices S_t et S'_t comme suit :

$$S_t = \frac{\frac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i q^i_t}}{\frac{\Sigma_i p^i_t q^i_0}{\Sigma_i q^i_0}} \tag{3.70}$$

$$S'_t = \frac{\frac{\Sigma_i p^i_0 q^i_t}{\Sigma_i q^i_t}}{\frac{\Sigma_i p^i_0 q^i_0}{\Sigma_i q^i_0}} \tag{3.71}$$

On constate ainsi aisément que les indices S_t et S'_t décrivent les modifications apparues dans la composition de la grandeur (ou de la classe) étudiée entre la date de base et la date courante ; la différence entre les deux indices étant que le système des prix considéré est celui de la date courante pour S_t et de la date de base pour S'_t. Les indices S_t et S'_t sont appelés **indices de qualité** (ou **indices de structure**) et sont donc égaux à :

$$S_t = \frac{1{,}288}{1{,}186} = \frac{1{,}056}{0{,}972} = 1{,}086 \tag{3.72}$$

$$S'_t = \frac{1{,}288}{1{,}152} = \frac{1{,}086}{0{,}972} = 1{,}118 \tag{3.73}$$

En combinant les équations (3.67), (3.70) et (3.71), on obtient les égalités suivantes :

$$I^V_{t/0} = L^g_{t/0}(\bar{p}) \times S_t \times I^g_{t/0}(q) = P^g_{t/0}(\bar{p}) \times S'_t \times I^g_{t/0}(q) \tag{3.74}$$

Soit, avec nos données :

$$I^V_{t/0} = 1{,}186 \times 1{,}086 \times 0{,}972 = 1{,}152 \times 1{,}118 \times 0{,}972 = 1{,}252 \tag{3.75}$$

Cette dernière égalité nous permet ainsi de déduire que l'augmentation de 25,2 % de la valeur de la production de vin se décompose en :

- une hausse du prix moyen comprise entre 15,2 % (selon l'indice de Paasche) et 18,6 % (selon l'indice de Laspeyres) ;
- un accroissement de la qualité du vin comprise entre 8,6 % et 11,8 %, due à l'effet de structure, c'est-à-dire à la modification de la structure des ventes en faveur des vins de plus grande qualité ;
- une baisse de la quantité vendue de 2,8 %.

2 questions à

Axelle
Chauvet-Peyrard

Chef de division à l'INSEE
et précédemment responsable
de la méthodologie de l'indice
des prix à la consommation au sein
de la direction des statistiques
démographiques et sociales
de l'INSEE

Comment l'indice des prix à la consommation mis à disposition par l'INSEE est-il calculé en pratique ?

L'indice des prix à la consommation (IPC) est un indicateur synthétique dont l'objectif est d'estimer la pression inflationniste à travers la mesure de l'évolution des prix des biens et services sur tout le territoire français. Le recensement complet de tous les produits offerts aux consommateurs étant matériellement impossible, cette mesure s'effectue par le biais d'un échantillonnage. Un « panier-type » de biens et services est ainsi défini et révisé chaque année de manière à être représentatif de la consommation réelle des ménages, telle qu'observée sur le territoire dans un passé récent. Parallèlement, on effectue un échantillonnage des points de vente au sein desquels seront observés tous les mois les prix des produits retenus dans le panier-type. Ces observations de prix sont ensuite agrégées sous forme d'indice. La formule retenue pour l'IPC comme pour l'IPCH (indice des prix à la consommation « harmonisé » au niveau européen) est, conformément à la réglementation européenne, celle de Laspeyres (voir équation (3.22)).

Quels problèmes peut poser un tel indice agrégé ?

Comme tout produit d'une agrégation, l'IPC reflète des réalités et des situations très diverses. Étant un indicateur d'inflation, il couvre l'intégralité du champ de la consommation des ménages, y compris des biens durables tels que les ordinateurs ou des services plus ou moins fréquemment consommés. Il y a souvent une mécompréhension de l'IPC, le grand public étant davantage attentif à ce qu'on appelle parfois le « prix du caddie ». De plus, pour être une mesure efficace de la pression inflationniste, il est nécessaire que la mesure d'évolution des prix se fasse *à qualité constante*. De cette façon, si le prix étiqueté d'un produit reste stable mais que sa qualité s'améliore, l'indice élémentaire du produit diminuera de fait. C'est ce qui se passe par exemple sur les ordinateurs. Et c'est également ce qui donne un IPC relativement stable depuis des années autour de 1,5 à 2 % d'inflation annuelle, alors que les ménages « vivent » une hausse des prix étiquetés jugée bien supérieure.

L'intégralité de l'entretien est disponible sur www.dunod.com. ■

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

Les points **clés**

- Un indice élémentaire est un nombre sans dimension permettant de résumer l'évolution d'une grandeur économique simple entre deux dates ou deux espaces différents à une même date, ou de comparer l'évolution de deux grandeurs simples.
- Les indices élémentaires vérifient les propriétés de circularité et de réversibilité.
- Un indice synthétique permet de résumer en une seule valeur l'information contenue dans plusieurs indices élémentaires.
- Les principaux indices synthétiques sont les indices de prix et de quantités de Laspeyres et de Paasche. Ces indices ne vérifient pas les propriétés de circularité et de réversibilité.
- L'indice des prix de Laspeyres décrit l'évolution du prix d'un panier de biens dont la composition est restée fixe entre les deux dates considérées.
- L'indice des prix de Paasche décrit l'évolution du prix d'un panier de biens dont la composition évolue en même temps que les prix.
- Le calcul d'indices de qualité permet de décomposer l'évolution de la valeur d'une grandeur en une partie due à la variation des prix, une partie due à la variation des quantités et une partie provenant de la modification de la structure de la grandeur étudiée due à l'effet qualité.

ÉVALUATION

► Corrigés sur www.dunod.com

QCM

Pour chacune des questions suivantes, indiquer si les affirmations sont vraies ou fausses (il peut y avoir plusieurs réponses vraies pour chaque question).

1 Propriétés sur les indices

a. Un indice élémentaire vérifie toujours les propriétés de circularité et de réversibilité.

b. Un indice vérifiant la propriété de circularité est tel que : $I^g_{t/0} \times I^g_{t'/0} = I^g_{t/t'}$.

c. Contrairement à l'indice de Paasche, l'indice de Laspeyres est réversible et satisfaisait la propriété de circularité.

d. L'indice de Fisher est réversible et ne satisfait pas la propriété d'agrégation.

e. L'indice de valeur est égal au produit des indices de prix et de quantités de Fisher.

2 Indices synthétiques

a. L'indice des prix de Paasche est la moyenne arithmétique des indices élémentaires, pondérée par les coefficients de la date de référence.

b. L'indice des prix de Paasche est la moyenne arithmétique des indices élémentaires, pondérée par les coefficients de la date courante.

c. Le calcul des indices des prix de Laspeyres et de Paasche ne nécessite pas que les indices élémentaires sur lesquels ils sont fondés soient basés à la même date.

d. Dans le cas de l'indice des prix de Paasche, la structure du panier de biens évolue avec les prix.

e. Dans le cas de l'indice des prix de Laspeyres, la structure du panier de biens est fixe.

3

On considère l'évolution du prix d'un quotidien de la presse écrite. On donne les indices élémentaires des prix suivants : $I_{2013/2000} = 1{,}30$ et $I_{2005/2000} = 1{,}50$. Que peut-on dire de l'évolution du prix du journal entre 2005 et 2013 ?

a. Le prix a augmenté de 86,7 %.

b. Le prix a augmenté de 13,3 %.

c. Le prix a baissé de 13,3 %.

d. Le prix a augmenté de 20 %.

e. Le prix a baissé de 20 %.

4

On donne l'indice élémentaire des prix suivant : $I_{2013/2005} = 1{,}283$. Que peut-on en déduire en termes d'évolution des prix entre 2005 et 2013 ?

a. Le prix du produit considéré a augmenté de 128,3 % entre 2005 et 2013.

b. Le prix du produit considéré a augmenté de 12,83 % entre 2005 et 2013.

c. Le prix du produit considéré a augmenté de 28,3 % entre 2005 et 2013.

d. Le prix du produit considéré a baissé de 71,7 % entre 2005 et 2013.

e. Le prix du produit considéré a augmenté de 71,7 % entre 2005 et 2013.

5

Le rapport suivant $\dfrac{\Sigma_i p^i_t q^i_t}{\Sigma_i p^i_t q^i_t \times \dfrac{p^i_0}{p^i_t}}$ correspond à la définition de :

a. L'indice des prix de Fisher.

b. L'indice des prix de Laspeyres.

c. L'indice des prix de Paasche.

d. L'indice des quantités de Laspeyres.

e. L'indice des quantités de Paasche.

Exercice

6 Indices élémentaires, synthétiques et effet qualité

Considérons un ménage consommant trois variétés de pommes : Golden, Pink Lady et Royal Gala. Le tableau 3.6 fournit, pour chacune de ces variétés, le prix

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.

d'un kilogramme (en euros) ainsi que la quantité annuelle consommée (en kilogrammes).

▼ Tableau 3.6 Consommation de pommes d'un ménage

Variété i	Prix en 2010 p_0^i	Quantité en 2010 q_0^i	Prix en 2013 p_t^i	Quantité en 2013 q_t^i
Golden	2,80	10	3,10	15
Pink Lady	3,90	5	4,40	15
Royal Gala	2,10	15	2,20	10

1. Calculer le prix moyen du kilogramme de pommes ainsi que l'indice élémentaire du prix moyen.
2. Calculer l'indice élémentaire des quantités.
3. Calculer les indices de prix de Laspeyres et de Paasche de deux façons différentes.
4. Calculer les indices des quantités de Laspeyres et de Paasche.
5. Calculer les indices de prix et quantités de Fisher. La relation usuelle entre les indices synthétiques est-elle vérifiée ?
6. Peut-on conclure à une modification de la structure de consommation du ménage ? Ce résultat était-il attendu ?

Sujets d'examen

7 Université Paris Ouest, extrait

Un institut national de la statistique d'un pays X souhaite déterminer l'indice des prix de quatre groupes de biens A, B, C et D. Les enquêteurs fournissent les résultats donnés dans le tableau 3.7.

▼ Tableau 3.7 Prix et quantités des biens *A*, *B*, *C* et *D*

Bien h	Prix unitaire en 2000 p_0^h	Prix unitaire en 2014 p_t^h	Quantités consommées en 2000 q_0^h
A	169	610	210
B	81	265	220
C	1023	2470	30
D	32	64	470

L'institut a par ailleurs calculé que la consommation entre 2000 et 2014 a diminué de 23,8 % pour le groupe de biens A, augmenté de 4,54 % pour le groupe de biens B, diminué de 40 % pour le groupe de biens C et stagné pour le groupe de biens D.

1. Calculer les quantités consommées pour chacun des groupes de biens en 2014 (notées q_t^h).
2. Calculer les indices élémentaires des prix pour chaque groupe de biens, base 1 en 2000, notés $I_{t/0}^h$. Commenter.
3. Calculer l'indice des prix de Laspeyres (noté $L_{t/0}^h(p)$), l'indice des prix de Paasche (noté $P_{t/0}^h(p)$) et l'indice des prix de Fisher (noté $F_{t/0}^h(p)$). Tous ces indices sont calculés base 1 en 2000. Comparer les trois valeurs et commenter les résultats obtenus.

8 Université Paris Ouest, extrait

Une petite entreprise artisanale distribue trois types de produits ($h = a, b, c$). Le tableau 3.8 donne les prix (p_0^h) et quantités (q_0^h) vendues en 2010, ainsi que les indices élémentaires des prix ($i_{t/0}^h(p)$) et des quantités ($i_{t/0}^h(q)$) en 2014 (base 100 en 2010).

▼ Tableau 3.8 Prix, quantités et indices élémentaires – Biens *a*,*b*,*c*

h	p_0^h	q_0^h	$i_{t/0}^h(p)$	$i_{t/0}^h(q)$
a	4	5	200	45
b	8	5	75	100
c	10	4	120	125

1. Caractériser l'évolution des prix des trois produits sur la période considérée.
2. Déterminer les prix et les quantités des trois types de produits vendus en 2014.
3. Comparer les structures des chiffres d'affaires en 2010 et en 2014 selon les trois types de produits.
4. Calculer le nombre total de produits vendus en 2010 et en 2014, que l'on notera respectivement q_0 et q_t. En déduire l'indice élémentaire de la quantité totale de produits vendus (base 1 en 2010), noté $I_{t/0}(q)$. Commenter.
5. Sachant que l'indice de valeur $I_{t/0}^V$ est égal à 1,080 et en utilisant la valeur de $I_{t/0}(q)$ déterminée ci-dessus, calculer l'indice élémentaire du prix moyen des produits considérés. On donne par ailleurs le rapport suivant : $\frac{L_{t/0}(q)}{I_{t/0}(q)} = 1{,}133$. Commenter et interpréter ces résultats.

POUR ALLER PLUS LOIN

Indice des prix à la consommation et effet qualité

Nous avons ici traité de l'effet qualité lié à des variétés de biens différentes au sein d'une même classe. Notons que l'effet qualité apparaît également lors des mises à jour du panier de biens servant au calcul d'indices synthétiques, tel l'indice des prix à la consommation de l'INSEE. Les produits considérés dans le calcul de l'indice font l'objet de mises à jour régulières et il est donc possible que certains biens obsolètes disparaissent et soient éventuellement remplacés par des biens de qualité supérieure. Afin d'éviter que l'évolution du prix provienne d'une différence qualitative entre le bien remplacé et le bien remplaçant, l'INSEE élimine l'effet qualité en procédant à ce que l'on appelle un « ajustement de qualité ».

L'étude réalisée par Guédès (2004) montre que l'impact de ces ajustements de qualité n'est pas négligeable dans le calcul de l'indice des prix à la consommation. Ainsi, sur un nombre total de 450 000 produits, 14 000 ont été remplacés et deux tiers de ceux-ci ont fait l'objet d'un ajustement de qualité. Sur l'année 2003, Guédès (2004) met en évidence que ces ajustements ont réduit l'évolution de l'indice de 0,3 point de pourcentage : en l'absence de ces ajustements, l'indice des prix aurait augmenté de 2,5 % au lieu de 2,2 % sur l'année considérée. À un niveau plus fin d'analyse, l'impact des ajustements de qualité est différent selon les secteurs : il est plus fort pour les secteurs dans lesquels les produits sont rapidement renouvelés, tel le secteur de l'habillement, et plus faible dans le cas des produits alimentaires. Faut-il toujours cependant corriger de l'effet qualité ? Contrairement à ce que laisse penser l'exemple de l'indice des prix à la consommation, la réponse à cette question est négative. En effet, un même bien peut avoir plusieurs prix différents. Tel est par exemple le cas d'un bien agricole qui peut être soumis à des quotas différents sur certains segments et non soumis à quota sur un autre segment. Dans ce cas, il n'y a pas lieu de procéder à un ajustement de qualité et le prix à considérer est le prix moyen. Pour plus de détails sur le traitement des effets qualité, le lecteur intéressé pourra se reporter aux documents figurant sur le site de l'INSEE, dont Guédès (2004) et Berthier (2005).

© Dunod. Toute reproduction non autorisée est un délit.