



N° 62F0014MIB au catalogue

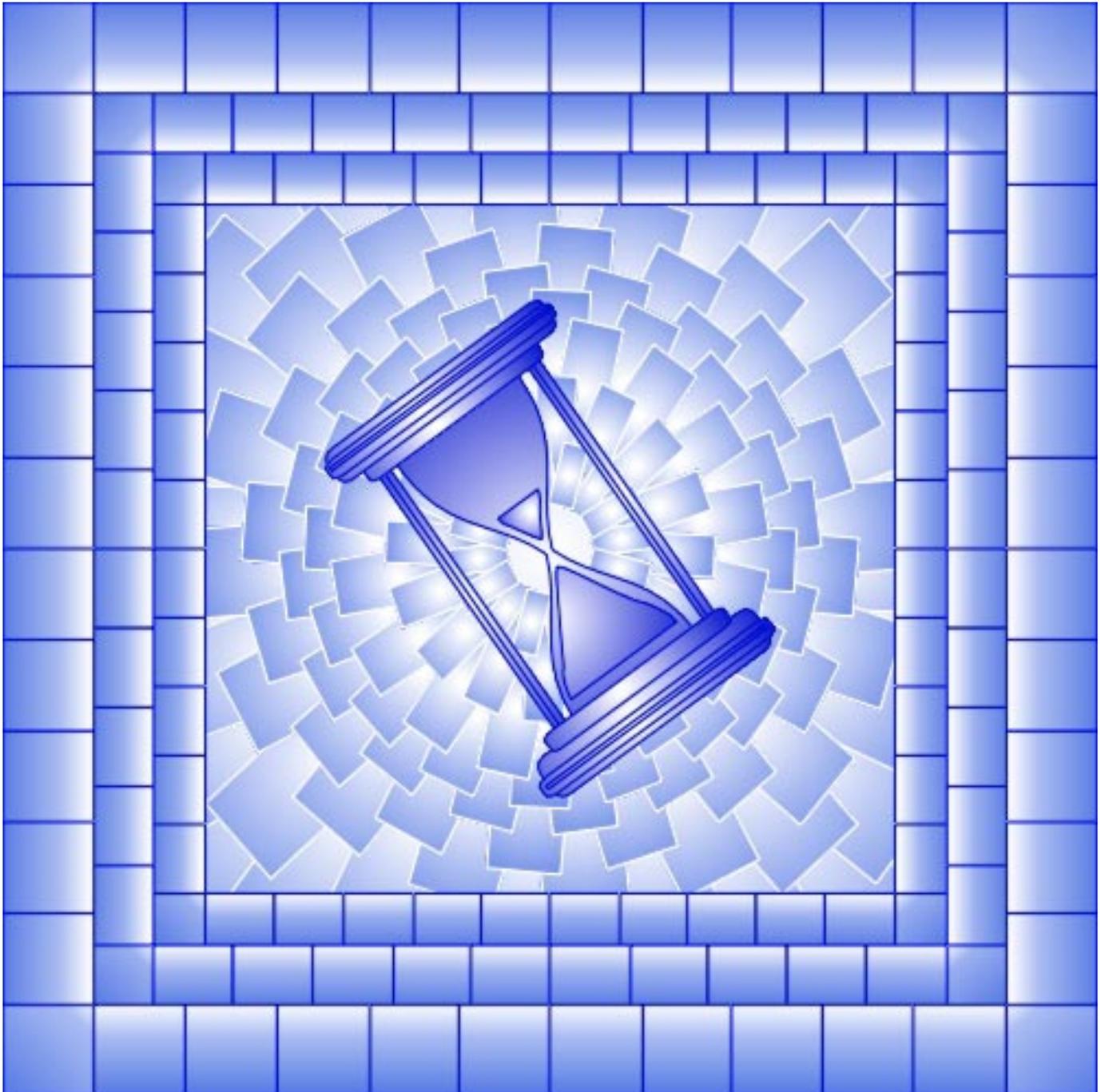
Série analytique

Division des prix

Biais de l'IPC : les expériences de cinq pays de l'OCDE

Publié sous la direction de Louis Marc Ducharme

N° 10



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Biais de l'IPC : les expériences de cinq pays de l'OCDE

*Publié sous la direction de Louis Marc Ducharme
Division des prix, Statistique Canada*

***N° 62F0014MPB au catalogue, n° 10
ISBN : 0-660-59374-2
ISSN : 1206-2677***

Immeuble Jean-Talon, 13^e étage, section A-8, Ottawa, K1A 0T6

Télécopieur : (613) 951-2848

Téléphone : (613) 951-0688

Courrier électronique : ducharl@statcan.ca

Septembre 1997

Toutes les opinions émises par les auteurs de ce cahier ne reflètent pas nécessairement celles de leur organisation.

English text on reverse side

Biais de l'IPC : les expériences de cinq pays de l'OCDE

	Page
Introduction	3
<i>Jacob Rytén</i>	
Mesure de l'inflation en Australie	5
<i>Rob Edwards</i>	
L'IPC canadien et la question des biais : le présent et l'avenir	13
<i>Louis Marc Ducharme</i>	
L'indice des prix à la consommation français surestime-t-il l'inflation?	25
<i>François Lequiller</i>	
Le rapport Boskin : le point de vue du Royaume-Uni	45
<i>David Fenwick</i>	
L'état actuel du débat sur l'IPC aux États-Unis	53
<i>Jack Triplett</i>	

Introduction

Jacob Ryten¹
Statistique Canada

Le débat né du rapport Boskin sur la mesure du biais de l'IPC n'est pas nouveau : il remonte à plusieurs décennies.

Mais certaines choses sont nouvelles. C'est pourquoi nous avons décidé de publier sous une même couverture une analyse de l'expérience de cinq différents pays de l'OCDE. Plusieurs circonstances font de l'expérience actuelle une expérience spéciale. En premier lieu, le taux d'inflation a ralenti considérablement dans les principaux pays industrialisés et, dans certains cas, il ne cesse de se rapprocher de zéro. Par conséquent, un biais qui aurait pu représenter une fraction de la variation annuelle totale des prix risque aujourd'hui de constituer toute la variation et davantage. En second lieu, l'expérience de la variation des prix des ordinateurs et de leurs pièces et accessoires est si particulière et si forte qu'elle tend à éclipser tout le reste. Pour paraphraser une analogie relevée dans *The Economist*, si le gain d'efficacité des moteurs d'automobile avait été proportionnellement le même, les voitures d'aujourd'hui pourraient faire six fois le tour de la planète pour moins d'un dollar de carburant... En troisième lieu, de nombreuses banques centrales ont choisi de faire des variations annuelles de l'IPC leur premier critère d'intervention sur le marché monétaire. En dernier lieu, pour la première fois dans l'histoire, une commission d'experts a osé chiffrer l'estimation du biais total et détailler chacun des facteurs qui y contribuent.

Ces circonstances essentiellement nouvelles ont créé un climat particulièrement réceptif au rapport. Par conséquent, l'OCDE a inscrit en bonne place au programme de travail de l'un de ses comités de politique économique, une analyse approfondie du rapport et de l'accueil qu'il a reçu dans les pays membres. Certes, il se peut que l'influence du rapport aux États-Unis soit en régression, mais, dans plusieurs pays, il a eu un effet de sensibilisation à la nécessité de revoir les formules, d'améliorer les enquêtes-ménages qui les sous-tendent (en les rendant plus fréquentes et plus globales) et d'apporter des corrections de variation de qualité à tous les biens et services, surtout aux suites de biens et de services complexes typiquement offerts sur le marché.

Cette publication présente l'expérience et le point de vue de cinq pays différents de l'OCDE pour ce qui est des questions soulevées dans le rapport Boskin.

Alors que la plupart des organismes statistiques reconnaissent que leur IPC n'est pas une mesure parfaite de l'inflation, certains organismes des pays de l'OCDE ont toujours préconisé un programme de recherche destiné à améliorer ces mesures tout en les rendant comparables avec les indices équivalents

¹ Statisticien en chef adjoint, Statistiques du commerce et des entreprises.

ailleurs dans la zone de l'OCDE. C'est dans ce contexte que Statistique Canada a lancé le Groupe d'Ottawa sur les indices de prix, un séminaire international annuel d'organismes statistiques partageant les mêmes idées et désirant améliorer la qualité de leurs statistiques de prix respectives.

Mais, justement parce qu'ils sont tellement soucieux de la fiabilité de l'IPC, ces organismes statistiques ne peuvent sanctionner une estimation ponctuelle du biais total de leur IPC. À cet égard, Statistique Canada est tout à fait comme les autres organismes comparables — le NOS au Royaume-Uni, l'INSEE en France, le CBS aux Pays-Bas, l'ABS en Australie —, pour ne nommer que ceux-là, qui en sont aussi venus à la conclusion qu'il y a trop de variables inconnues pour avancer une estimation, même grossière, du biais.

Dans le même sens que d'autres, et en particulier l'INSEE, Statistique Canada croit que des estimations de biais particuliers (mais pas tous) sont possibles. Ces organismes conviennent que les biais découlent du traitement des substitutions de produits sous l'effet des prix et de l'utilisation de mauvaises formules de micro-agrégation. Sur le premier point, Statistique Canada, l'INSEE, le NOS et l'ABS révisent leur panier de biens et de services de consommation beaucoup plus souvent que les États-Unis. Sur le deuxième point, le Canada a été le premier pays de l'OCDE, suivi de la France, à lancer l'utilisation de moyennes géométriques pour l'agrégation des prix au niveau micro.

Les biais qui découlent des deux caractéristiques mentionnées plus haut sont les seuls qui peuvent être estimés avec une certaine confiance et dont les organismes statistiques contribuant à cette publication ne voient pas d'inconvénient à effectuer des comparaisons internationales basées sur ceux-ci. Mais il semble y avoir au sein de ces organismes un consensus selon lequel les biais découlant du « traitement incorrect ou tardif de l'apparition de nouveaux biens », du « traitement inapproprié des variations de qualité dans les produits observés » et du « traitement incorrect ou tardif de l'apparition de nouveaux points de vente » ne se prêtent pas, pour importantes qu'ils soient, à une estimation ferme, dans l'état actuel de nos connaissances. Les écrits sur ces questions ne reflètent ni un accord théorique suffisant, ni les hypothèses requises pour formuler des estimations libres de subjectivité ou de controverse.

Par conséquent, pour ce qui est du traitement des nouveaux produits, les quatre organismes statistiques ne voient pas de raisons solides pour modifier leurs pratiques actuelles. Ils ont tous de bonnes procédures qui leur permettent d'introduire de nouveaux biens dans leurs enquêtes sur les prix, sans nécessairement devoir attendre les résultats de la plus récente enquête sur les dépenses des consommateurs. La preuve disponible est déséquilibrée, vu que les produits semblent choisis pour leur visibilité plutôt que pour leur représentativité. La technique de l'estimation des prix « de réservation » est contestable, parce que les prix des nouveaux produits sont rarement le reflet du comportement d'un consommateur bien informé sur un marché libre et concurrentiel.

Les cinq organismes statistiques nationaux sont convaincus que la question des variations de qualité représente le problème le plus difficile et le plus important de l'estimation de l'IPC. Ils croient aussi que les variations de qualité ont un envers de la médaille. Ils croient également que les régimes de sous-estimation et de surestimation des prix tributaires de la qualité sont sujets à des variations cycliques et qu'ils varient également selon que les biens sont des biens traditionnels ou au cœur du changement technologique rapide. Cela dit, tous pensent que la seule façon de progresser consiste à élaborer un programme de recherche et, avec l'aide d'autres spécialistes, à analyser systématiquement l'effet de la variation de qualité sur les prix estimés.

Mesure de l'inflation en Australie¹

*Rob Edwards*²

Australian Bureau of Statistics

Résumé

L'ABS publie actuellement une vaste gamme d'indices distincts des prix à la consommation, des prix à la production et des prix du commerce international, dont chacun est lié à un segment particulier de l'activité économique, ainsi que des indices implicites de déflation et d'indices à pondération fixe dérivés des comptes nationaux.

Ces indices individuels peuvent être considérés comme des indicateurs partiels, car chacun concerne une activité économique particulière. Les divers indices sont établis en fonction de besoins précis et font l'objet de publications spécialisées distinctes, aux profils très différents. L'indice des prix à la consommation est souvent utilisé comme mesure de l'inflation, mais il présente plusieurs lacunes conceptuelles à ces fins. Ces dernières années, la recherche de nouvelles approches de la mesure de l'inflation a retenu de plus en plus l'attention à l'échelle internationale.

L'objet du présent document de travail est de présenter brièvement le cadre utilisé et les progrès actuels et à venir dans le domaine de la statistique des prix. Il permet de conclure que malgré le fait qu'il n'y ait eu aucune étude sur le biais de l'IPC australien, on croit que tout biais éventuel est vraisemblablement faible.

¹ Ce document de travail a été présenté par l'Australian Bureau of Statistics à la huitième réunion des chefs des bureaux statistiques nationaux des pays de l'Asie de l'Est portant sur les questions d'actualité en matière d'activités statistiques, 20-23 mai 1997.

² Premier statisticien adjoint, Economic Accounts Division.

Introduction

L'ABS publie actuellement une vaste gamme d'indices distincts des prix à la consommation, des prix à la production et des prix du commerce international, dont chacun est lié à un segment particulier de l'activité économique, ainsi que des indices implicites de déflation et d'indices à pondération fixe dérivés des comptes nationaux.

Ces indices individuels peuvent être considérés comme des indicateurs partiels, car chacun concerne une activité économique particulière. Les divers indices sont établis en fonction de besoins précis et font l'objet de publications spécialisées distinctes, aux profils très différents.

Étant donné que les mesures de prix sont utilisées aux fins les plus diverses, notamment dans l'analyse de l'inflation, l'indexation, l'indexation des contrats, le calcul d'estimations de valeurs en prix constants et les comparaisons internationales, le choix des mesures les plus appropriées pour une application donnée revêt une importance particulière. L'indice des prix à la consommation (IPC) est souvent utilisé comme mesure de l'inflation, mais il présente plusieurs lacunes conceptuelles à ces fins. Ces dernières années, la recherche de nouvelles approches de la mesure de l'inflation a retenu de plus en plus l'attention à l'échelle internationale.

Vu que les objectifs principaux visés par les diverses mesures individuelles de prix publiées par l'ABS ne sont pas les mêmes, il est possible d'accroître la valeur analytique des renseignements en regroupant les séries et en les présentant comme système ou famille d'indices de prix. Ce système serait articulé sur un cadre statistique intégré et adapté spécifiquement à l'étude de l'inflation. Ce cadre tiendrait compte également de l'évolution future dans le domaine de la statistique des prix comme les extensions de couverture et la présentation selon d'autres classifications possibles. L'ABS est en voie de créer un tel cadre². L'objet du présent document de travail est de présenter brièvement ce cadre et les changements qu'exige ou qu'exigera sa mise en œuvre.

Propriétés d'un cadre analytique pour la mesure de l'inflation

Malgré l'usage universel du terme « inflation », il n'y a pas de définition généralement convenue qui soit suffisamment précise pour les besoins de l'élaboration d'un cadre statistique. La mesure de l'inflation est une question complexe, et il est généralement accepté qu'il n'existe pas d'indice capable de mesurer, à lui seul, tous les aspects de l'inflation. Néanmoins, il y a une certaine convergence de vues entre les analystes sur les propriétés conceptuelles idéales que devrait réunir un système d'indices de prix conçus pour l'analyse de l'inflation :

- i. il n'engloberait que les transactions sur le marché. Autrement dit, les services gouvernementaux qui ne sont pas commercialisés et les transactions théoriques, comme celles où le propriétaire d'habitation est réputé se louer un logement à lui-même en tant que propriétaire-bailleur, ne seraient pas pris en compte;
- ii. il saisirait la tendance inflationniste des prix correspondant aux transactions liées aux biens et services. Par conséquent, il exclurait les taux d'intérêt;

² *Un document de travail a été préparé sur ce cadre (ABS Information Paper: An Analytical Framework for Price Indexes in Australia, n° 6421.0 au catalogue de l'ABS).*

- iii. conceptuellement, le cadre engloberait toute l'économie, sans se limiter à des segments particuliers;
- iv. il permettrait de vastes indices de prix, valables pour l'ensemble de l'économie, ainsi que des indices de composantes;
- v. il se rattacherait aux variations pures des prix et intégrerait des données de pondération très récentes;
- vi. du point de vue analytique, les effets des changements dans les charges, impôts et taxes des administrations publiques pourraient se prêter à une analyse, et les effets des fluctuations erratiques de prix pourraient être repérés;
- vii. les indices de prix ne seraient pas révisables, et représenteraient une certitude pour les utilisateurs.

Deux approches possibles

Deux grandes approches possibles pour l'élaboration d'un système d'indices de prix valable à l'échelle de l'économie sont celle des comptes nationaux et celle des transactions sur le marché.

L'efficacité de l'approche des comptes nationaux tient au fait que le Système de comptabilité nationale (SCN) constitue le seul cadre complet et détaillé pour la consignation systématique et intégrée des stocks et des flux de toute une économie. Par conséquent, la plupart des utilisateurs des statistiques économiques connaissent bien ses principes sous-jacents et les grands agrégats. L'approche des comptes nationaux comporte deux jeux de mesures de prix : les indices implicites de déflation (IID) et les indices de prix à pondération fixe (IPPF), qui sont, toutefois, assortis d'un certain nombre de limitations d'ordre conceptuel.

Les IID ne comparent pas le prix d'un panier constant de biens et de services entre deux périodes parce que les poids changent d'une période à l'autre. Par conséquent, les mouvements des IID d'une période à l'autre ne mesurent pas la variation pure des prix. Les IPPF constituent une mesure de la variation pure des prix et sont généralement conformes à plusieurs des propriétés conceptuellement désirables pour un système de mesure de prix valable pour l'ensemble d'une économie. Cependant, ils comprennent des transactions théoriques, ils ne se prêtent pas directement à l'analyse des impôts, taxes et charges des administrations publiques, et ont des poids qui peuvent demeurer fixes sur de longues périodes.

Par ailleurs, l'approche des transactions sur le marché représente une proposition relativement nouvelle que plusieurs experts internationaux envisagent de retenir pour surmonter les lacunes perçues dans l'approche des comptes nationaux en ce qui a trait à la mesure de la variation des prix. La justification fondamentale d'une approche des transactions sur le marché est la perception selon laquelle l'inflation dans une économie est un phénomène propre à la mécanique des marchés, si bien que les mesures de prix conçues pour l'analyse de l'inflation ne devraient concerner que l'activité sur le marché; c'est-à-dire que les opérations hors marché (p. ex., les biens et services non commerciaux) n'y ont pas leur place. C'est l'approche proposée par l'ABS. Plus particulièrement, nous proposons l'utilisation d'un modèle des achats finaux intérieurs — voir le diagramme 1 en annexe.

Le modèle des achats finaux intérieurs (AFI)

La portée des indices de prix dans le modèle des AFI vise à refléter les achats des résidents australiens. Par conséquent, ces indices engloberaient les prix des articles importés, mais excluraient ceux des articles exportés. Bien que les mesures de prix puissent éventuellement refléter les prix de *tous* les achats intérieurs, une agrégation plus significative serait celle qui ne serait fondée que sur les achats *finaux* sur le marché, à l'exclusion de tous les achats intermédiaires.

Cette approche permet de reconnaître que, malgré les nombreuses transformations qui caractérisent une économie (les extrants d'une entreprise deviennent les intrants de l'autre), il est possible d'arriver à définir un point où un bien ou un service s'échange pour la dernière fois sur un marché. Par conséquent, si l'on consigne les mouvements de prix qu'observent les acheteurs finals, on peut faire valoir que les influences des diverses pressions de prix aux stades initiaux du processus de production ont été saisies. Les achats d'avoirs financiers, de biens de production existants (p. ex., des logements établis), de main-d'oeuvre et d'intrants intermédiaires n'entreraient pas dans la portée du modèle des AFI. En feraient par contre partie, les achats de biens de production nouvellement produits et importés, qui sont généralement traités comme des transactions finales aux fins des comptes nationaux.

La gamme des indices de prix dans le cadre du modèle des AFI dont on peut imaginer la production comprend la mesure d'ensemble à l'échelle de l'économie et l'indice des prix des achats finaux intérieurs, avec les indices de ses composantes et de sous-composantes :

- Indice des prix des achats de consommation courante
- Indice des prix des achats de consommation des ménages
- Indice des prix des institutions sans but lucratif servant les ménages (ISBLSM)
- Indice des prix des achats de consommation des administrations publiques en général
- Indice des prix des achats d'investissement
- Indice des prix des achats d'investissement des ménages
- Indice des prix des achats d'investissement des entreprises privées
- Indice des prix des achats d'investissement des ISBLSM
- Indice des prix des achats d'investissement des administrations publiques en général

(Voir diagramme 2 en annexe.)

Soumis à une désagrégation plus poussée, ces indices de composantes pourraient fournir des indices de prix pour diverses sous-composantes clés selon d'autres classifications possibles, par exemple, par marchandise (achats d'aliments des ménages, achats de machines et de matériel des entreprises privées, etc.). De même, la mesure globale pourrait être divisée par genre de transaction (p. ex., achats à la consommation/achats d'investissement, achats de logements/achats de machines et de matériel) et par secteur institutionnel (p. ex., achats des ménages, achats des ISBLSM).

Conceptuellement, la portée de l'indice des AFI est alignée le plus directement sur la demande finale intérieure dans le cadre de la comptabilité nationale (la différence la plus nette étant l'exclusion des transactions théoriques), par opposition au produit intérieur brut, qui exclut les importations et inclut les exportations.

Les caractéristiques que posséderait un indice des AFI, et ses indices de composantes, sont conformes aux propriétés idéales définies précédemment. L'indice :

- i. concernerait les transactions liées aux biens et services; il exclurait donc les taux d'intérêt (bien que, conceptuellement, les marges de taux d'intérêt qu'utilisent les banques comme substitut des frais directs pour les services bancaires soient incluses dans le cas des ménages);
- ii. n'inclurait que les transactions effectives sur le marché, c'est-à-dire qu'il exclurait les variations des stocks, les transactions théoriques et les biens et services non commercialisés;
- iii. serait fondé sur la perspective de l'acheteur, la base d'évaluation reposant sur les prix de l'acheteur;
- iv. serait valable pour l'ensemble de l'économie;
- v. comprendrait les achats des résidents intérieurs seulement; il exclurait donc les exportations et inclurait les importations;
- vi. ne comprendrait que les transactions finales;
- vii. refléterait les poids des dépenses courantes en utilisant une formule d'indice en chaîne et adopterait une approche de variation pure des prix;
- viii. renfermerait des indices des composantes présentés selon différents systèmes de classification;
- ix. ferait partie d'un plus grand cadre statistique présentant des vues différentes, mais complémentaires de l'économie.

Évolution future

Au moyen du modèle d'indice des prix des achats finaux intérieurs, l'ABS compte tout d'abord mettre l'accent sur l'élaboration d'un indice des prix des achats de consommation des ménages (ACM) conçu spécifiquement pour l'analyse de l'inflation. La mesure de l'inflation sous-jacente présente un intérêt particulier. Par conséquent, l'ABS envisagera le développement d'un « indice de prix net », qui éliminera tout au moins les effets de premier ordre de la variation des impôts et taxes. En outre, l'organisme examinera les techniques de dégagement des tendances pour établir une véritable mesure sous-jacente.

Puisqu'il est confiné, par sa portée, aux transactions finales, le modèle des AFI ne saurait donner un tableau complet de l'évolution des prix dans l'économie. En outre, comme certains utilisateurs s'intéressent aux indices de prix qui permettent d'isoler les pressions de prix découlant des transactions intermédiaires, et donc, éventuellement, de repérer les premiers indices d'inflation, le modèle intégrera également une gamme d'indices des prix à la production au stade de la production (SDP). L'objectif est d'augmenter la valeur analytique de la gamme actuelle d'indices partiels des prix à la production et du commerce international en les présentant dans un cadre valable pour l'ensemble de l'économie.

Une mesure de prix complémentaire déjà produite par l'ABS est l'indice des coûts de main-d'oeuvre. Les coûts salariaux sont un important déterminant de la variation générale des prix, et jouent donc un rôle clé dans tout cadre de mesures des prix. Un indice des coûts de main-d'oeuvre pour l'administration publique en général serait spécifiquement nécessaire pour l'indice des prix des AFI.

L'ABS continuera de produire l'indice des prix à la consommation (IPC). Bien que très utilisé à d'autres fins, par exemple pour la mesure de l'inflation, l'indice des prix à la consommation se veut avant tout un moyen d'évaluer les variations du pouvoir d'achat des revenus salariaux des ménages et, à ce titre, il a joué un rôle important dans le processus de correction des revenus. Depuis quelques années, on reconnaît à l'IPC des lacunes d'ordre conceptuel en ce qui a trait à la mesure de l'inflation, particulièrement pour fins de politiques. Cela a amené l'élaboration de mesures de rechange comme l'indice de l'inflation sous-jacente tel que défini par le Trésor du gouvernement de l'Australie. La revue périodique imminente de l'IPC sera l'occasion, notamment, de revoir l'objet principal de l'indice.

Comme les mesures de prix intéressent au plus haut point le public, il importe de faire précéder la mise en oeuvre de ces changements d'une consultation publique poussée et d'une explication détaillée des changements apportés. L'ABS a amorcé ce processus par la publication du document de travail mentionné précédemment et d'un document de travail exposant les questions à étudier dans le cadre de la revue de l'indice des prix à la consommation qui s'annonce pour bientôt³. L'ABS tient également une série de séminaires publics et de discussions bilatérales avec les principaux utilisateurs.

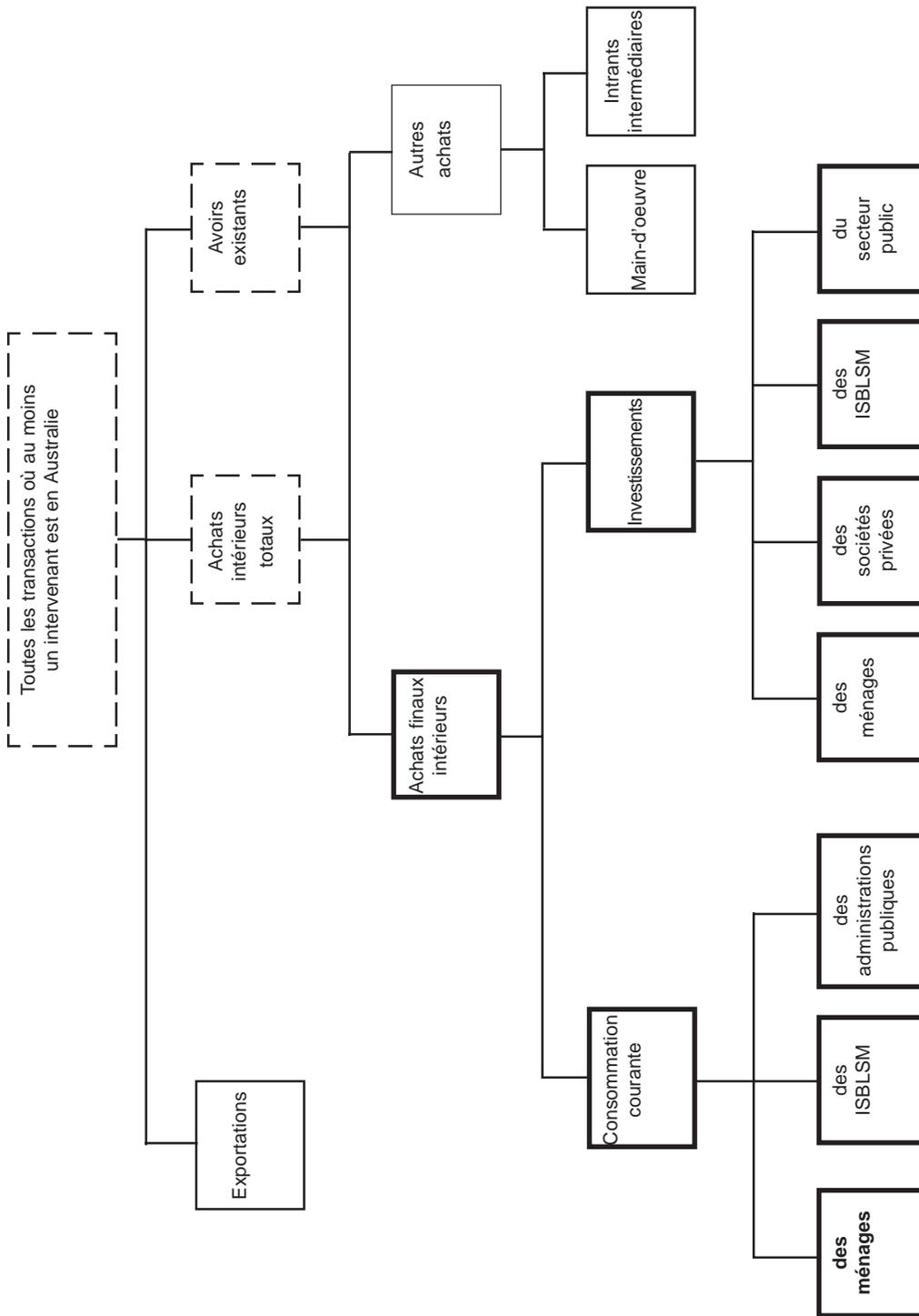
Une question qui présente un intérêt particulier est le biais de l'IPC, particulièrement suite à la publicité faite au rapport de la Commission Boskin aux États-Unis d'Amérique. Des études portant sur les biais de l'IPC des autres pays ont été entreprises.

Il n'y a pas d'études du biais de l'IPC australien. Nous croyons, cependant, que les similarités entre notre approche de l'établissement de l'IPC et celles du Canada et du Royaume-Uni laisseraient entendre que le biais éventuel de l'IPC australien est vraisemblablement faible. Néanmoins, il y a certains changements que nous pouvons faire pour diminuer le risque de biais, notamment par la réduction du biais de substitution de niveau inférieur et par l'amélioration de la qualité des services importants compris dans l'IPC.

³ Ce document de travail doit paraître à la fin d'avril.

DIAGRAMME 1

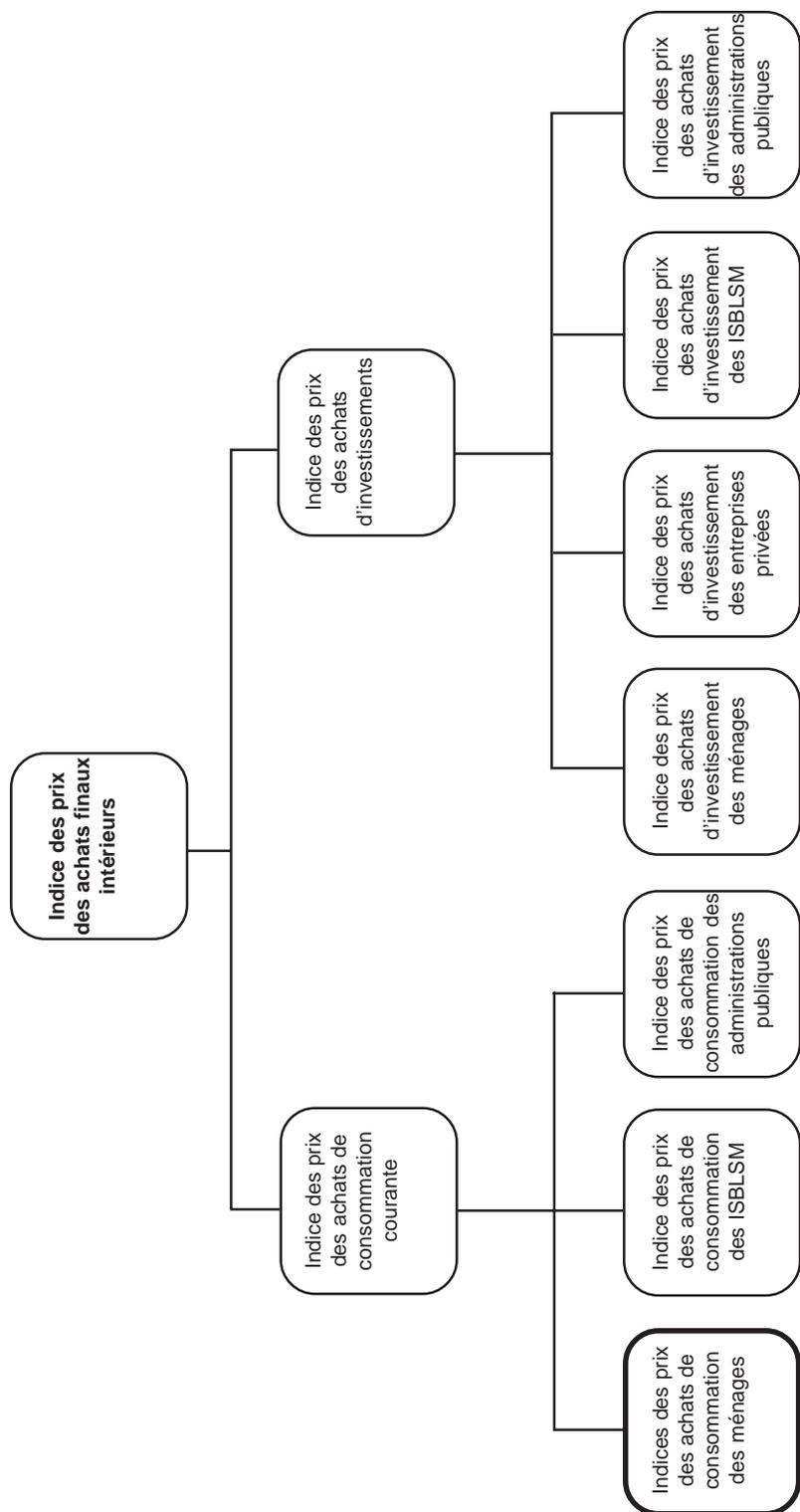
Vue de l'économie selon les transactions sur le marché



Tiré de : ABS Information Paper : An Analytical Framework for Price Indexes in Australia, n° 6421.0 au catalogue de l'ABS.

DIAGRAMME 2

Indices des prix des achats finaux intérieurs



Tiré de : ABS Information Paper: An Analytical Framework for Price Indexes in Australia, n° 6421.0 au catalogue de l'ABS.

L'IPC canadien et la question des biais : le présent et l'avenir¹

*Louis Marc Ducharme*²
Statistique Canada

Résumé

On a discuté du biais de mesure de l'IPC des décennies durant, mais c'est la question de la surestimation de l'inflation et donc des prestations sociales qui, en raison de l'importance des déficits budgétaires de l'État, a avivé l'intérêt pour ce biais. Dans le rapport final de la U.S. Advisory Commission to Study the Consumer Price Index, que présidait Michael Boskin, on affirme que, depuis 1996, l'IPC américain a été surévalué de 1,1 % par an. Depuis que ce rapport a été rendu public, maints groupes intéressés se sont interrogés sur l'ordre de grandeur de ce biais dans l'IPC canadien. Il s'agissait de savoir si le biais canadien avait la même ampleur.

Dans cet article, nous commencerons par présenter la question du biais dans le contexte de l'IPC canadien, et nous traiterons de certains des plans que Statistique Canada entend bientôt réaliser pour améliorer sa mesure de l'IPC. Nous concluons que, si l'IPC canadien peut être entaché des problèmes que pose l'IPC américain, l'effet global de ces biais est moins marqué, puisque Statistique Canada s'est doté plus tôt d'une méthodologie appropriée. En fait, dans des études récentes, Crawford (1993 et 1997) a essayé d'estimer un biais global et est parvenu à la conclusion que, à cause du généreux jugement porté dans les estimations, il est probable que le biais de mesure soit en moyenne moins de 0,5 %.

¹ Ceci est une version abrégée d'un document qui sera publié cet automne dans *Revista Española*.

² Directeur, Division des prix. L'auteur aimerait remercier Jim Clarke, Robin Lowe, Margaret Parlor, Marc Prud'homme, Jacob Ryten et Bohdan J. Schultz de leurs observations et de leurs suggestions, qui ont permis d'améliorer la version définitive de ce document.

Introduction

Le débat qu'a fait naître le rapport Boskin sur le biais de mesure dans l'indice des prix à la consommation (IPC) n'a rien de neuf. Il dure depuis bien des décennies. Il y a des économistes et des statisticiens qui se rappelleront, par exemple, que, vers la fin des années 1970 où l'inflation sévissait, on avait scruté l'IPC que l'on soupçonnait de sous-estimer le coût de la vie! Par ailleurs, à l'époque de la Commission Stigler (1961), il y avait une préoccupation comparable à propos d'une surestimation du coût de la vie.

Dans son rapport définitif, la U.S. Advisory Commission to Study the Consumer Price Index, mieux connue sous le nom de Commission Boskin, a déclaré que l'IPC américain se trouvait surestimé de 1,1 point par an³. Comme cet indice sert largement à l'indexation des prestations sociales et des transferts, ainsi qu'à l'établissement des échelles mobiles des contrats privés et des obligations (pensions) alimentaires, cette conclusion a suscité de graves appréhensions au Canada et dans d'autres pays membres de l'OCDE. Au Canada, nous sommes fort conscients depuis longtemps des biais possibles du calcul de l'IPC, et c'est pourquoi Statistique Canada a investi au fil des ans dans des programmes de recherche et de perfectionnement constants pour réduire les effets de ces biais au minimum. Et pourtant, à l'instar de plusieurs autres organismes statistiques comme l'INSEE (France), le NSO (Royaume-Uni) ou l'ABS (Australie), nous reconnaissons la difficulté de conjecturer sur le biais global.

Cet article et les autres articles de la présente publication ne visent pas principalement à porter un jugement sur les estimations ni les conclusions de la Commission Boskin. De nombreuses répliques au rapport ont déjà été publiées⁴. Notre propos est plutôt de voir dans quelle mesure certaines des constatations du rapport s'appliquent à la situation canadienne, comment nous essayons actuellement de résoudre ces problèmes et quelles mesures nous avons l'intention de prendre à l'avenir. Nous présentons pour cinq types de biais⁵ une brève description du problème et de la solution aujourd'hui retenue dans le calcul de l'IPC. Nous évoquons enfin certaines des perspectives d'avenir qui s'offrent à l'IPC canadien.

³ L'estimation est de 1,3 % par an avant 1996 et de 1,1 % après cette année après correction du calcul de l'IPC par le U.S. Bureau of Labor Statistics.

⁴ Abraham (1997), Ehrlich (1997), Norwood (1997) et Hulten (1997), pour ne citer que ces quelques noms.

⁵ Ce biais appartient à cinq catégories, celles (i) de la substitution de produits, (ii) des nouveaux biens et services, (iii) de la substitution de points de vente, (iv) des changements de qualité et (v) des microformules.

Biais de substitution de produits⁶

Comme la plupart des autres IPC produits par des services statistiques, l'IPC canadien mesure la variation des prix d'un panier fixe de biens et de services couramment achetés par les consommateurs pendant une certaine période. En d'autres termes, il mesure la variation des prix de ces biens et services de consommation, tout en tenant leur quantité et leur qualité constantes.

Une première source éventuelle de biais est le remplacement de biens ou de services (ce que l'on appelle le biais de substitution de produits). Ce biais naît parce que le consommateur a tendance à adapter ses achats dans leur composition à l'évolution des prix relatifs de sorte que les hausses de prix influent moins sur sa situation (niveau de vie). Ainsi, il pourra substituer le poulet au boeuf si le prix du boeuf augmente par rapport à celui du poulet. Comme nous le calculons ordinairement, l'IPC ne pourrait cependant entièrement tenir compte de ces économies de remplacement. Il se calcule comme la variation moyenne des prix de divers groupes de biens et de services qui composent le panier de l'IPC et constituent autant de classes principales de produits. Pour éviter que les changements de consommation n'influent sur l'indice, on garde fixes les proportions quantitatives de ces classes entre les mises à jour du panier de l'IPC.

En théorie, il y a deux façons de prendre en compte ces proportions fixes. Ou bien on fixe les proportions de poulet et boeuf consommés dans une période de base (indice de type Laspeyres) ou bien dans la période courante (indice de type Paasche). En pratique, les constructeurs d'indice sont forcés de dériver les proportions fixes à partir des tendances passées de consommation, car les données sur les dépenses courantes n'existent pas. La rigidité imposée par les proportions fixes ne tient pas compte des épargnes qui auraient pu être faites lorsque le consommateur a substitué le poulet pour le boeuf. Dans ce cas-ci, l'utilisation des tendances passées de consommation donne plus d'importance aux items, comme le boeuf, qui ont subi des augmentations les plus fortes alors que l'importance de leur consommation a décliné. Pour cette raison, l'indice de type Laspeyres tend à surestimer la variation des prix à la consommation⁷.

On pourrait éviter ce biais en recourant à un indice de Fisher⁸, ce qui serait peu pratique puisque, dans la production d'un indice permanent, on ne dispose pas de données sur les dépenses courantes. Au lieu de cela, on ne met à jour les paniers qu'à certains intervalles et on fait « l'enchaînement » des indices liés aux différents paniers. L'indice de Laspeyres en chaîne que l'on obtient ainsi est toujours entaché du biais de remplacement de produits, mais la valeur de ce biais dépend de la fréquence de mise à jour du panier.

Plus cette actualisation est fréquente, moins le biais est important. Les mises à jour fréquentes atténuent le biais imputable à l'effet de remplacement à plus long terme (évolution, par exemple, des habitudes de consommation alimentaire : substitution du beurre à la margarine, etc.). Encore récemment, la règle aux États-Unis était de mettre à jour le panier de biens et de services tous les **dix** ans. Au Canada, on le fait habituellement tous les **quatre** ans et, en France, **tous les ans**⁹.

⁶ Ce type de biais s'appelle aussi biais de macroformule.

⁷ À l'opposé, l'indice de type Paasche tend à sous-estimer le changement de prix à la consommation.

⁸ L'indice de prix de Fisher est la moyenne géométrique des indices de Laspeyres et de Paasche, ce dernier étant un indice à panier de période courante.

⁹ En France, les poids des postes (équivalent français des classes principales au Canada) font l'objet d'une actualisation annuelle à l'aide de données tirées de la comptabilité nationale. On trouvera plus de détails à ce sujet dans l'article de Lequiller dans la présente publication.

Il n'y a pas qu'une plus grande fréquence d'actualisation du panier. Généreux (1983) et Bérubé (1996) ont montré qu'il était également possible de réduire l'effet de remplacement par l'introduction plus rapide de nouvelles valeurs de pondération. Au Canada, on intègre normalement les poids à l'indice trois ans après la période de référence. D'après les estimations de Bérubé, on se retrouverait avec un biais annuel moyen de remplacement de 0,20 % pour toute la période 1962-1994. Avec les changements de 1996 apportés au panier en janvier 1998, le décalage ne sera plus que de deux ans¹⁰. Selon les calculs de Bérubé, le biais annuel de remplacement de produits sera ainsi ramené à moins de 0,20 %.

Souvent, les conséquences d'un remplacement de produits ne sont que temporaires, et c'est pourquoi l'effet global du biais de substitution sur l'IPC est normalement fort restreint, et ce, à cause du caractère dynamique d'un marché qui se réadapte aux changements de consommation. Ainsi, les variations de la demande causées par le remplacement du boeuf par le poulet tendront à faire monter les prix du poulet par la suite, d'où un effet moindre des économies initiales de remplacement. Plusieurs études, canadiennes et autres, corroborent cette conclusion.

Biais des nouveaux produits et services

La deuxième source de biais possibles de substitution de produits est le fait que l'indice ne tienne pas bien compte des nouvelles marchandises apparaissant sur le marché en raison de la rigidité du panier de biens et de services. C'est-à-dire que pour chaque panier, le constructeur d'indice de prix a fixé la proportion des dépenses entre les différents types de biens et services (p. ex., la proportion des dépenses de consommation du poulet par rapport au boeuf) et aussi le type de biens et services qui représente une catégorie (p. ex., les flocons de maïs Kellogg représentent les « céréales »). On connaît mieux ce biais de substitution sous le nom de « biais des nouvelles marchandises ».

Il y a biais parce que (i) les nouveaux produits ou services sur le marché comportent des nouveautés technologiques qui font rapidement décroître leur prix (du moins leur prix relatif) au début, ou que (ii) le prix des autres produits plus classiques baisse par suite de l'augmentation du volume des ventes et de la diminution des coûts unitaires de production, ou encore en raison de l'introduction de nouvelles variétés de marque.

Ces dernières décennies, nous avons assisté à l'apparition d'une foule de produits et de services, et notamment de produits de « haute technologie » comme les micro-ordinateurs, les jeux électroniques et les téléphones cellulaires. À leur arrivée sur le marché, la plupart de ces produits étaient d'un prix relativement élevé. Ensuite, la standardisation et l'optimisation des procédés de production ont amené une baisse des prix de revient en production, et donc des prix, ce qui a mené à son tour à une progression des ventes et à une accélération de la décroissance des prix.

¹⁰ Il convient de noter que, même dans les pays où on repondère tous les ans, un décalage de jusqu'à deux ans subsiste entre l'année de référence du panier et l'année de repondération de l'IPC.

Si ces produits sont introduits dans l'IPC avec un certain retard et parfois même une fois que leur prix cesse de baisser, un biais peut venir entacher le calcul de l'IPC, mais comme la place qu'ils tiennent dans le panier de biens et de services alors achetés par les consommateurs est habituellement très petite, l'incidence de cette introduction tardive¹¹ sur l'IPC d'ensemble est probablement faible aussi.

Dans l'IPC canadien, ce retard n'est pas imputable à la fréquence des mises à jour du panier, car les nouveaux produits sont en réalité introduits à tout moment entre les périodes d'actualisation, c'est-à-dire dès que nous sommes en mesure d'en relever les prix ou que leur taux de pénétration sur le marché des ménages devient appréciable. Cette pratique tend à réduire au minimum le biais attribuable à l'arrivée de nouvelles marchandises. Toutefois, comme les données dont nous disposons ne sont pas équilibrées (il semblerait que les produits auxquels on consacre des études spéciales aient été choisis pour leur visibilité plutôt que pour leur représentativité), il nous est impossible de chiffrer ce biais.

Une variante du biais des nouvelles marchandises est le biais imputable à l'introduction tardive de nouvelles marques de produits existants, ce que nous appellerons le biais des « nouvelles marques ». Celui-ci se présente quand les marques se multiplient sur le marché, assurant des choix plus riches aux consommateurs et réduisant ainsi le coût qu'ils supportent pour atteindre un certain degré d'utilité. Pour estimer l'effet de la multiplication des marques sur le coût de la vie, on peut calculer l'effet direct d'une nouvelle marque sur l'excédent créé à la consommation, c'est-à-dire estimer l'aire correspondante sous la courbe de la demande pour la nouvelle marchandise entre le « prix minimum » et le prix observé. Très peu d'études empiriques ont porté sur cette question et les résultats sont loin d'être concluants. La technique d'estimation d'un prix minimum est douteuse, parce que les prix initiaux traduisent rarement les prix payés à la consommation sur un marché concurrentiel¹². C'est pourquoi les services statistiques n'effectuent pas d'ajustements directs en fonction de la multiplication des marques. Indirectement, on procède à des rajustements chaque fois que l'on modifie l'échantillon pour tenir compte des produits ou des variétés qui font leur apparition sur le marché¹³.

¹¹ *Ils ne sont pas introduits des décennies après ou seulement lors des mises à jour de panier, mais lorsque leur proportion des achats des consommateurs devient importante.*

¹² *Une objection plus sérieuse est à l'effet que si l'on estime le surplus du consommateur, on doit le faire pour tous les biens, incluant les pertes du consommateur pour les items qui disparaissent.*

¹³ *Dans une récente étude sur le café à l'aide des données de lecteurs d'étiquettes, Scobie (1996) a comparé le mode actuel de calcul de l'indice du café dans l'IPC à celui d'un « indice du café par lecteurs de code à barres » comprenant plus de 526 CUP (Code universel des produits) représentant un très large éventail de variétés de café. Il a montré que ce dernier indice était analogue à l'indice officiel du café dans l'IPC canadien. Ces résultats indiquent que l'augmentation du nombre de variétés n'influe guère sur l'indice au niveau global. Dans une autre étude du phénomène des nouvelles marchandises, Scobie (1997) a également fait voir que les variations de prix des produits nouveaux et anciens peuvent différer, mais qu'elles tendent à converger avec le temps.*

Biais de substitution de points de vente

Une autre source de biais est la substitution de points de vente. Elle ressemble à la source de biais des nouvelles marchandises, mais s'apparente aux points de vente. Elle se présente quand un nouveau point de vente ou un nouveau genre de magasin (supermarchés, entrepôts de vente, etc.) fait son apparition sur un marché avec des prix plus bas et qu'aucune baisse des prix n'est mesurée par l'indice¹⁴. Ici, l'hypothèse implicite est que la qualité du nouveau point de vente correspond à celle des points existants (classiques). Est-ce vrai? Autant que nous sachions, aucune évaluation n'a encore porté sur les différences de niveau de service entre les points de vente ordinaires et les nouveaux magasins à prix réduits.

Au Canada, l'échantillonnage de détaillants pour le relevé des prix n'est pas aléatoire mais au jugé, ce qui veut dire que ce sont les points de vente les plus grands (ceux qui vendent le plus en volume) qui représentent l'univers des magasins où les Canadiens achètent leurs biens et leurs services. La méthode est en principe plus souple qu'un sondage statistique aléatoire, car il est possible d'introduire en tout temps de nouveaux points de vente, et non pas seulement lors des révisions de tout l'échantillon de points de vente¹⁵. Comme nous observons les magasins les plus importants et les variations de leur part de marché, nous réduisons le biais qu'est susceptible de causer l'évolution des habitudes de consommation. Ainsi, lorsqu'un nouveau type de magasin arrive sur le marché (Wal-Mart, par exemple) et qu'il s'y taille une place appréciable, nous commencerons à en relever les variations des prix. Par ailleurs, il est des plus probable que le mouvement des prix chez les concurrents de ce magasin change par suite de cette arrivée¹⁶.

Biais de la qualité

Comme l'IPC mesure la variation des prix de biens et de services d'une qualité constante, il faut rajuster ces prix pour tenir compte des changements de qualité. Chaque mois, les statisticiens des prix doivent réagir aux nombreuses solutions de continuité dans les produits dont ils relèvent les prix. Si un produit disparaît de l'échantillon, il devrait être remplacé par un produit de même quantité et qualité. Si le nouveau produit ne correspond pas à l'ancien pour la quantité ou la qualité, on doit rajuster le prix. Ainsi, un biais de mesure peut apparaître si la méthode d'ajustement surestime ou sous-estime la partie de la variation du prix qui tient aux changements de qualité.

¹⁴ Il convient de noter que nous devons prendre en compte non seulement la baisse de prix que crée ce nouveau magasin, mais aussi celles de ses concurrents de sorte que, lorsque le nouveau point de vente se retrouve dans l'indice, la différence de mouvement des prix ne soit pas perdue.

¹⁵ Dans l'IPC américain, on choisit les points de vente pour le relevé des prix par un sondage statistique aléatoire. Ainsi, on prélève un échantillon de points de vente représentant tout l'univers des magasins où les Américains achètent normalement leurs biens et leurs services. On a critiqué cette manière de procéder en faisant remarquer que, si l'échantillon est représentatif au moment où il est tiré, il peut ne pas prendre en compte une évolution des habitudes de consommation (le délaissement, par exemple, des détaillants alimentaires pour des grossistes pratiquant des prix réduits) entre ses renouvellements. On a déjà résolu le problème aux États-Unis où on peut introduire un nouveau point de vente entre les renouvellements de l'échantillon.

¹⁶ À l'automne de 1997, on lancera deux études pilotes en vue d'estimer l'incidence de l'introduction de nouveaux points de vente et la différence de qualité de services entre les magasins ordinaires et les nouveaux magasins à prix réduits (entrepôts et supermarchés, par exemple).

Au Canada comme dans la plupart des principaux pays membres de l'OCDE, on emploie trois méthodes pour procéder aux rajustements de qualité, à savoir (i) l'enchaînement, (ii) la comparaison directe et (iii) les ajustements directs.

La première méthode, aussi appelée « méthode de raccordement », est la plus simple et sans doute la plus répandue dans la pratique. Elle implique que la différence de prix entre le nouveau produit et l'ancien représente l'effet de changement de qualité¹⁷. La deuxième consiste à trouver le produit qui remplacera le mieux celui qui a disparu du marché. Dans ce cas, l'observateur des prix doit découvrir un autre produit aux caractéristiques semblables en suivant des règles établies. Comme les deux produits sont censés être d'une qualité égale, la différence de prix est normalement considérée dans ce cas comme une pure variation de prix.

La dernière méthode est un ajustement direct en fonction des changements de qualité. On applique divers procédés au Canada. Pour la plupart des biens durables (appareils électroménagers, par exemple), le statisticien estime un changement de qualité à partir de l'information fournie par l'industrie et déduit du prix le coût supplémentaire à la production des nouvelles caractéristiques. Un autre mode d'estimation des changements de qualité consiste à comparer les prix de caractéristiques en option et à rajuster la variation de prix qui en résulte. Ainsi, dans le cas des automobiles, on évalue ce type de changement de qualité à l'arrivée de tout nouveau modèle. Les changements d'ordre esthétique apportés à un produit ne sont généralement pas assimilés à des changements de qualité et n'exigent donc aucun ajustement.

Dans le cas des vêtements, la règle actuelle est de surveiller les changements des grandes caractéristiques de qualité ayant un effet important sur la fixation du prix¹⁸. Chaque fois qu'il existe une différence de qualité d'un produit entre deux périodes, les observateurs des prix la cernent et l'évaluent en fonction de ces caractéristiques d'intérêt. Enfin, dans le cas des micro-ordinateurs, on emploie des méthodes économétriques mieux connues sous le nom de « méthodes hédoniques ». L'hypothèse qui sous-tend cette méthode est semblable à la précédente (pour les vêtements), mais plutôt que de demander à des observateurs des prix de juger de quelle façon le changement de qualité influe sur le prix, on se sert d'une équation économétrique faisant appel à des prix fictifs de caractéristiques clés.

Comme on peut l'imaginer, les méthodes d'ajustement direct sont complexes, difficiles et coûteuses à appliquer, et voilà notamment pourquoi elles n'ont pas été amplement utilisées au Canada, en Australie, en France et aux États-Unis¹⁹.

La plupart des statisticiens sont d'avis que les techniques d'ajustement de qualité tendent à sous-estimer le changement de qualité et à ainsi introduire un biais par excès dans l'IPC. Cela est sans doute vrai pour les produits de haute technologie, mais pour d'autres produits, on constate aussi l'existence d'un biais par défaut. Schultz (1995) a montré que, contrairement à ce que pensent les

¹⁷ On suppose que, dans une période (t), les deux produits sont présents sur le marché. Le raccordement lie le mouvement de prix de l'ancien produit (entre $t-1$ et t) à celui du nouveau (entre t et $t+1$).

¹⁸ Ainsi, dans le cas d'une chemise, il peut s'agir du nombre de fils, du tissu (coton, polyester, etc.), du type de collet, de la longueur des manches, etc.

¹⁹ Par exemple, les techniques hédoniques sont utilisées de façon extensive aux États-Unis pour le vêtement et les ordinateurs.

gens, les ajustements de qualité de certains articles d'habillement ont mené à long terme à une sous-estimation des hausses de prix. Il soutient que les tendances de sous-estimation et de surestimation des prix qui dépendent de la qualité connaissent des variations cycliques et sont sensibles au caractère classique ou à l'évolution technologique rapide des produits en question. Comme c'est là un des aspects les plus ardues et importants dans l'estimation de l'IPC, il importe de revoir continuellement nos ajustements de qualité pour s'assurer que les biais causés ne sont pas considérables. Ainsi, nous pensons que la seule façon de progresser dans ce domaine est d'établir un programme de recherche et d'analyser systématiquement l'effet des changements de qualité sur les prix relevés.

Biais de formules

Il peut également y avoir biais de l'IPC par l'emploi de modes particuliers de calcul des variations de prix au niveau d'agrégation le plus bas. Ainsi, l'établissement de la moyenne arithmétique des prix relatifs, pour l'agrégation des prix au niveau le plus bas, crée un biais par excès.

Le Canada est à l'abri de ce genre d'erreur depuis 1978, c'est-à-dire depuis que la microagrégation se fait à l'aide de rapports de prix en moyenne arithmétique tirés d'échantillons appariés de points de vente et d'articles plutôt qu'à partir des moyennes arithmétiques de prix relatifs, qui étaient auparavant partiellement en usage et qui ont été abandonnées²⁰.

Les rapports de prix en moyenne arithmétique donnent généralement des résultats non biaisés, bien qu'ils puissent gonfler l'influence des articles plus chers. Depuis janvier 1995, on emploie plutôt des rapports de prix en moyenne géométrique, qui offrent plusieurs avantages, et notamment ceux de tenir compte du remplacement entre produits (alors que l'établissement de moyennes arithmétiques suppose des poids fixes (Lequiller, 1997) et d'accorder moins d'importance que la moyenne arithmétique correspondante aux articles chers dans l'échantillon. Dans le contexte canadien où les échantillons sont petits et obtenus par sondage au jugé, le recours à des moyennes géométriques devrait réduire le risque que ces articles soient à l'origine d'amples variations de l'indice²¹.

Biais global

Comme nous l'avons déjà dit, des organismes statistiques comme Statistique Canada, l'ABS ou l'INSEE se sont toujours vivement souciés de la fiabilité de l'IPC. Si nous avons toujours reconnu le problème que posent les biais éventuels dans le calcul de cet indice, nous avons aussi constaté les difficultés (voir l'impossibilité) d'en venir à une estimation ponctuelle du biais global. Nous avons déjà décrit et examiné ici certaines des pratiques suivies dans la construction de l'IPC canadien dans le contexte du débat sur les biais. Il semblerait que, grâce à la prévoyance de ses statisticiens des prix, l'IPC canadien ne souffre pas trop de ces biais.

²⁰ Grâce aux conseils de Bohdan Schultz, Statistique Canada cessait en 1978 d'établir ces moyennes arithmétiques de prix relatifs avec leurs biais par excès et optait pour des rapports de prix en moyenne arithmétique pour lesquels on ne constate aucun biais appréciable.

²¹ D'après les résultats récents d'une étude empirique menée par Schultz (1994), on ne devrait s'attendre à aucune différence systématique importante entre des indices obtenus par des rapports de prix en moyenne géométrique et en moyenne arithmétique. Il peut toutefois exister une différence marquée entre des rapports de prix en moyenne arithmétique et des moyennes de prix relatifs.

Cela dit, Statistique Canada juge possible d'évaluer des types particuliers de biais, mais non pas leur totalité. De ce point de vue, il considère les travaux de Crawford (1993 et 1997) comme un bilan prudent et équilibré des difficultés. Nous nous entendons en particulier avec Crawford au sujet des biais tenant au traitement des remplacements de produits à cause des prix ou à l'utilisation de formules peu appropriées de microagrégation²². Les biais ainsi créés sont les seuls que l'on puisse estimer avec une certaine confiance, et Statistique Canada voit d'un bon oeil les comparaisons entre pays qui reposent sur ces éléments.

Pour ce qui est des biais causés par d'autres phénomènes, l'organisme juge qu'on ne dispose pas d'assez de données permettant de faire une évaluation numérique précise de leur effet global sur l'IPC. Cela ne veut pas dire, bien sûr, que cet effet n'existe pas. Le tableau qui suit présente les estimations établies par Crawford (1993 et 1997).

Tableau 1
Comparaison des biais de l'IPC dans trois pays de l'OCDE
(en proportion de la variation annuelle de l'IPC)

Nature du biais	Canada ¹	France ²	États-Unis ³
Remplacement de produits au niveau global	0,10-0,20	—	0,15
Remplacement de produits au niveau intermédiaire	0,00-0,10	0,05-0,10	0,25
Remplacement de produits au niveau détaillé		—	
Remplacement de points de vente	0,00-0,10	0,05-0,15	0,10
Formules	—	—	—
Total (excluant « nouvelles marchandises »)	0,10-0,40	0,10-0,25	0,50
Biais nouveaux biens	? ⁴	?	0,60
Total (avec l'élément « nouvelles marchandises »)	?	?	1,10

¹ Basé sur l'estimation de Crawford (1993 et 1997) dont en moyenne la limite supérieure se situe à 0,50.

² Lequiller (1997).

³ Estimation pour 1997, c'est-à-dire après les changements apportés à l'IPC américain.

⁴ Ne peut être estimé.

²² Voir les travaux de Généreux (1983), de Bérubé (1996) et de Schultz (1983, 1987, 1994) mentionnés plus haut dans cet article.

Perspectives d'avenir

Nous avons montré que, comme les autres services statistiques, Statistique Canada a pris les questions de biais fort au sérieux par le passé et entend faire de même à l'avenir. Les organismes statistiques s'appêtent à prendre diverses initiatives destinées à améliorer le calcul de l'IPC et à diminuer son biais possible.

On cherchera d'abord à atténuer le retard d'introduction des paniers de l'IPC. Pour la première fois, on intégrera les nouveaux poids de paniers (1996) deux ans seulement après la période de référence. Comme nous l'avons signalé plus haut, on devrait ainsi réduire le biais de remplacement de produits. Une autre mesure consistera à mettre le panier à jour tous les ans. Comme l'enquête sur les dépenses des familles est devenue annuelle en 1997, il sera désormais possible de repondérer les classes principales tous les ans, d'où une nouvelle diminution du biais éventuel de remplacement de produits.

En dehors de ces deux initiatives, la normalisation des données des lecteurs de code à barres par la généralisation de l'utilisation du Code universel des produits (CUP) sera l'occasion pour Statistique Canada de corriger ce biais au niveau de détail le plus bas. L'information sur les prix et les quantités de milliers et de milliers de produits écoulés dans des centaines de points de vente permettra également aux organismes statistiques d'examiner les questions de biais de nouvelles marchandises et de remplacement de points de vente. On a déjà commencé à analyser la question des nouvelles marchandises au Canada et dans plusieurs autres pays²³. On a aussi de grandes possibilités d'examiner la question du biais de remplacement de points de vente.

Comme le nombre de nouvelles marchandises sur le marché est en constante progression, le problème pour les statisticiens des prix est d'être avertis assez tôt de l'existence de ces marchandises pour pouvoir les introduire au plus vite dans le cycle des produits. Là encore, les apports d'autres domaines de recherche peuvent être à l'origine de nouveaux progrès. La nouvelle « génération d'enquêtes sur l'innovation » créée par Statistique Canada pourrait servir à repérer la première apparition d'un produit ou d'un service nouveau sur le marché. Cette source de données complétera la riche information que nous procurent déjà les lecteurs de code à barres et des sources plus anciennes²⁴.

Le phénomène du remplacement de points de vente dans l'IPC canadien est probablement fort restreint, mais il ne faut pas se satisfaire de ce que notre échantillonnage au jugé privilégie seulement les points de vente les plus importants. À l'automne de 1997, on lancera deux études empiriques sur l'incidence de l'arrivée de nouveaux magasins d'alimentation. Afin de réduire l'écart entre le moment où ils arrivent sur le marché et celui où ils sont introduits dans l'échantillon, une procédure sera mise en place.

²³ Divers pays ont étudié les possibilités des données des lecteurs de code à barres à l'aide de certaines bases d'information qui leur ont été gratuitement fournies par A. C. Nielsen Marketing Research. Voir les travaux de Prime et Saglio (1995) pour la France, de Scobie (1996, 1997) pour le Canada et de Reinsdorf (1995) pour les États-Unis.

²⁴ Information venant des fabricants, des associations industrielles et des détaillants.

La prochaine étape pourrait consister à établir un échantillon probabiliste proportionnel de points de vente pour une meilleure représentation des petits magasins. Jusqu'à présent, les consommateurs ont fait la plupart de leurs achats d'aliments dans les supermarchés, mais on voit renaître des magasins spécialisés comme les comptoirs de fruits et de légumes frais, les pâtisseries (boulangeries), les boucheries ou les charcuteries. On ne voit pas pourquoi le mouvement des prix dans ces magasins devrait être différent de celui des gros points de vente. En passant à un échantillon probabiliste proportionnel, on se trouverait à résoudre la question.

Statistique Canada a pris diverses initiatives en matière de changements de qualité. Comme nous l'avons signalé plus haut, c'est là une des questions les plus épineuses. On mène ces initiatives sur deux fronts. En 1996, on a lancé un programme visant à étendre le recours aux techniques hédoniques. Le premier domaine à examiner est celui des vêtements. Plus tard, nous inclurons d'autres marchandises qui n'évoluent pas rapidement sur le plan technologique d'abord dans des études de faisabilité et ensuite dans la production de l'indice. La principale contrainte est le coût de l'application de ces techniques. Dans le cas des vêtements, la base de données dont nous disposons permet d'élaborer des modèles hédoniques, ce qu'on ne peut faire pour toutes les autres marchandises pour lesquelles il faudrait des échantillons de prix plus importants.

Le second domaine d'intervention est la recherche sur l'exécution et la nature d'ajustements de qualité de l'IPC. Dans une étude récente, Lowe (1997) a fait voir la nécessité de procéder à des rajustements pour les produits achetés occasionnellement. Il a insisté sur l'importance d'employer des méthodes de régression dans le cas des produits aux caractéristiques nettes et à rotation rapide comme les vêtements. Il conclut aussi que le biais de substitution des points de vente et des nouveaux produits (vraiment nouveaux et nouvelles variétés) serait réduit avec des échantillons plus grands et plus diversifiés. Cette recherche va dans le sens d'un effort plus général de description et d'examen systématique des procédés relatifs aux changements de qualité, ainsi que de diversification des prix relevés dans la plupart des classes principales²⁵.

Enfin, les progrès ne pourraient être aussi rapides sans la mise en commun des données de recherche d'autres services statistiques. C'est dans ce contexte que Statistique Canada lançait en 1994 les travaux du Groupe international de travail sur les indices de prix (Groupe d'Ottawa), atelier annuel auquel participent une douzaine de représentants de ces organismes en vue d'améliorer la méthodologie et la qualité de leurs indices de prix respectifs. Statistique Canada collabore en outre bilatéralement avec d'autres organismes statistiques à l'étude de certains sujets²⁶. Le partage des intérêts, de la charge de travail et des résultats entre membres de la communauté internationale ne peut que profiter à tous.

²⁵ *Dans le cadre de l'examen permanent de l'échantillon de prix, on doit s'efforcer de diversifier les produits échantillonnés pour une représentation plus large du mouvement des prix dans l'IPC.*

²⁶ *Un programme biennal de collaboration avec l'INSEE dans le domaine de la statistique des prix des services débutera à l'automne de 1997.*

Bibliographie

- Aizcorbe, A. et P. Jackman (1993) « The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-1992 », *Monthly Labour Review*, décembre.
- Armknecht, P. et D. Weyback (1989), « Adjustment for Quality Change in the U.S. Consumer Price Index », *Journal of Official Statistics*, vol. 5, n° 2, p. 107-123.
- Bérubé, C. (1996), *Le choix de la formule de l'IPC canadien, 1962-1994*, série analytique de la Division des prix, n° 7, publication n° 62F0014MPB au catalogue, 7 p.
- Boskin, M., E. Dulberger, Z. Griliches, R. Gordon et D. Jorgenson (1996), *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, rapport définitif de l'Advisory Commission to Study the Consumer Price Index au comité des finances du Sénat américain, décembre.
- Crawford, A. (1993), *Measurement Biases in the Canadian CPI*, rapport technique n° 64, Banque du Canada, septembre, 54 p.
- Crawford, A. (1997), *Measurement Biases in the Canadian CPI*, document présenté à la conférence de la Banque du Canada, Ottawa, mai.
- Diewert, E. (1996), *Comment on CPI Biases*, document de travail de l'UBC, n° 96-07, février, 14 p.
- Ehrlich, E. (1997), « The Downside of Bad Data », *Challenge*, mars-avril, p. 13-37.
- Généreux, P. (1983), « Incidence du choix des formules sur l'indice des prix à la consommation au Canada », dans W.E. Diewert et C. Montmarquette (sous la direction de) *La mesure du niveau des prix*, actes du colloque tenu sous l'égide de Statistique Canada, Ottawa, décembre, p. 489-512.
- Gordon, R. (1990), *The Measurement of Durable Goods Prices*, University of Chicago Press, 714 p.
- Gordon, R. (dir.) (1996), *The Economics of New Goods*, University of Chicago Press.
- Hulten, C. (1997), « Quality Change in the CPI », *Challenge*, mars-avril, p. 48-74.
- Lequiller, F. (1997), « L'indice des prix à la consommation surestime-t-il l'inflation? » *Économie et Statistique*, n° 30 p. 3-32.
- Lowe, R. (1997), « Item Selection and Quality Change », document présenté à la troisième réunion du Groupe d'Ottawa, Voorburg, avril, 12 p.
- Moulton, B. (1996), « Bias in the Consumer Price Index: What Is the Evidence? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, n° 4, automne, p. 159-177.
- Norwood, J. (1997), « How Right is the Boskin Commission? », *Challenge*, mars-avril, p. 38-47.
- Szulc, B.J. (1983), « Enchaînement des indices de prix », dans E.W. Diewert et C. Montmarquette (sous la direction de), *La mesure du niveau des prix*, actes du colloque tenu sous l'égide de Statistique Canada, p. 337-357.
- Szulc, B.J. (1987), « Price Indices Below the Basic Aggregation Level », *Bulletin des statistiques du travail*, vol. 2, Genève, p. ix-xvi.
- Schultz, B.J. (Szulc) (1994), *Choice of Price Index Formula at the Micro-aggregation Level: The Canadian Empirical Evidence*, document présenté à la première réunion du Groupe international de travail sur les indices de prix, Ottawa, novembre, p. 93-127.
- Schultz, B.J. (Szulc) (1995), *Treatment of Changes in Product Quality in Consumer Price Indices*, document présenté à la deuxième réunion du Groupe d'Ottawa, Stockholm, novembre.
- Scobie, H. (1996), *A Study of Scanner Data: Coffee*, série analytique de la Division des prix, n° 11, publication n° 62F0014MPB au catalogue.
- Scobie, H. (1997), *Use of Scanner Data—The Impact of New Goods*, série analytique de la Division des prix, n° 12, publication n° 62F0014MPB au catalogue.
- Shapiro, M. et D. Wilcox (1996), *Mismeasurement in the Consumer Price Index: an Evaluation*, NBER, document de travail n° 5590, mai.
- Statistique Canada (1995), *Document de référence de l'indice des prix à la consommation : mise à jour fondée sur les dépenses de 1992*, publication n° 62-553 au catalogue, Ottawa, 126 p.
- Statistique Canada (1996), *Votre guide d'utilisation de l'indice des prix à la consommation*, publication n° 62-557-XPB, 15 p.
- Wynne, M. et F. Sygalla (1994), « The Consumer Price Index », *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Dallas, 2^e trimestre.

L'indice des prix à la consommation français surestime-t-il l'inflation?¹

François Lequiller²
INSEE

Résumé

Les débats autour des problèmes de mesure de l'inflation ne sont pas nouveaux. Ils sont revenus récemment dans l'actualité avec la publication, par une commission du Sénat américain présidée par M. J. Boskin, d'un rapport affirmant que l'indice des prix à la consommation (IPC) américain surestimait l'inflation de 1,1 % par an. Le présent article montre que le biais qui pourrait affecter l'indice des prix en France serait d'un ordre de grandeur très nettement inférieur.

Résumer l'évolution d'une multitude de prix en un seul chiffre est forcément difficile. Même dans le cas théorique le plus favorable où l'on considère un consommateur unique face à un choix budgétaire, les problèmes de traitement des substitutions entre produits existants sont importants. On sait néanmoins assez bien caractériser les propriétés des diverses approches envisageables et les procédures statistiques utilisées en France mettent notre indice largement à l'abri des critiques sur ce point.

L'apparition de nouveaux produits (entendus au sens large : produits réellement nouveaux sur le marché, produits déjà vendus ailleurs mais apparaissant dans un nouveau point de vente, en remplacement ou pas d'un produit ancien) soulève des difficultés non encore complètement résolues que ce soit aux États-Unis, en France ou dans les autres pays. La commission Boskin a affirmé qu'il existerait du fait des nouveaux produits, une surestimation de 0,6 % par an dans l'IPC des États-Unis. Cette affirmation repose sur des estimations fragiles et probablement exagérées. Cette conclusion rejoint l'avis exprimé par un certain nombre d'experts américains.

¹ Cet article est une version abrégée de l'article original paru dans la revue « *Économie et Statistique* », n° 300, 1997.

² Au moment de la rédaction de cet article, François Lequiller était chef adjoint du département des Prix à la consommation, des Ressources et des Conditions de vie de l'INSEE, chargé de l'indice des prix à la consommation français. L'auteur tient à remercier tous ceux qui ont bien voulu prendre de leur temps pour contribuer à améliorer cet article. On pense en particulier au rapporteur anonyme choisi par le rédacteur en chef de la revue « *Économie et Statistique* », mais aussi à T. Lacroix, son successeur, L. Viglino, D. Temem, M. Glaude et Q. Laroque.

Introduction

Aiguillonné par plusieurs années de débat sur la possibilité d'une surestimation persistante de l'inflation aux États-Unis, le Sénat américain a appelé une commission d'économistes, présidée par un professeur de Stanford, Michael J. Boskin, à rapporter sur cette question. Cette commission lui a remis un rapport final en décembre 1996 qui soutient l'existence d'une surestimation de la hausse des prix par l'indice de prix à la consommation (IPC) des États-Unis de 1,1 % par an pour les années postérieures à 1996 et de 1,3 % pour les années antérieures. En d'autres mots, la commission Boskin affirme que la « vraie » inflation au stade de la consommation des ménages serait plus faible de 1,1 % par an par rapport au chiffre qui sera publié par le Bureau of Labour Statistics (BLS) dans les années futures. Par exemple, si l'IPC américain augmentait de 3,0 % l'an prochain, il faudrait comprendre, d'après la commission, que la véritable hausse n'aura été de pas plus de 1,9 %.

L'IPC français est sans conteste l'un des indicateurs économiques construits par l'Institut national de statistique et d'études économique (INSEE) qui est le plus suivi. Il est utilisé comme principal indicateur des tensions inflationnistes pour la politique monétaire et budgétaire et il intervient directement dans l'un des critères de convergence du traité de Maastricht. Les indices de prix détaillés qui le constituent sont utilisés comme « déflateurs » de la consommation des ménages dans les comptes nationaux. Comme la consommation des ménages représente 60 % du PIB, l'IPC est donc un des principaux éléments du calcul qui détermine le chiffre de la « croissance ». L'IPC français est moins utilisé qu'aux États-Unis dans les procédures de détermination des prestations sociales ou des tranches d'impôt. Il reste cependant l'instrument *direct* d'indexation du Smic, des retraites et des allocations familiales. Il est aussi l'instrument *indirect* d'indexation des salaires, des tranches d'impôt, de certaines prestations sociales et de multiples contrats privés.

C'est pourquoi les procédures de calcul de l'IPC, en France comme aux États-Unis, reposent sur l'application rigoureuse de procédures normalisées et que l'INSEE, comme le BLS, y consacre d'importants moyens. Le calcul d'un indicateur qui est censé résumer en un chiffre la variation des prix des milliards de transactions dans les ménages est une opération très difficile. Des problèmes se posent, comme ceux qui sont liés à la couverture de l'indice, à sa représentativité et à sa précision (échantillonnage), ainsi qu'à l'observation des vrais prix de transaction (suivi des remises non affichées).

Dans la première partie de cet article, nous étudierons les problèmes de **substitution entre produits**. Nous passerons en revue les pondérations et les formules de calcul utilisées pour y remédier. On conclura que sont utilisées en France des méthodes statistiques différentes de celles utilisées aux États-Unis qui mettent, sur ce point, l'IPC français largement à l'abri des critiques de la commission Boskin. Dans la deuxième partie, l'on traitera du problème des **nouveaux produits**. On décrira les méthodes statistiques utilisées, sans cacher que ces méthodes ont leurs limites et demandent à être améliorées. On montrera cependant que des erreurs peuvent se produire dans les deux sens et qu'il n'existe pas encore d'études convaincantes permettant d'en déduire une surestimation et de la chiffrer, comme l'a pourtant fait la commission Boskin. Dans la troisième partie, on traitera spécifiquement des problèmes de **nouveaux circuits de distribution**. Enfin, dans la dernière partie, nous discuterons du **chiffre de la surestimation potentielle** de l'IPC en France comparé à celui des États-Unis. Bien que nous refusant à mettre un chiffre pour la France en face du 1,1 % du rapport Boskin pour les États-Unis, nous concluons néanmoins que, s'il existe une surestimation pour la France, *elle est probablement beaucoup plus faible*.

Substitution entre produits : le problème des profils de pondérations

Les ménages modifient leur panier de consommation *en même temps* que les prix varient. Un IPC dont les pondérations reposeraient sur des informations obsolètes pourrait avoir tendance à surestimer l'inflation.

On définit un indice de prix pour un consommateur entre deux périodes comme le taux de croissance de sa dépense budgétaire qui lui permet de conserver, avec les prix courants, le même niveau de satisfaction qu'à la période de base. C'est l'idée de la préservation du « pouvoir d'achat »¹. Malheureusement, les prix relatifs se modifient avec le temps en même temps que le mouvement général de hausse ou de baisse. Pour calculer l'indice de prix de notre consommateur, il faut donc faire entrer en ligne de compte, sinon la totalité des produits qu'il consomme, au moins un échantillon qui en soit représentatif et effectuer une *moyenne* des variations de prix des produits qui le composent. Se pose alors immédiatement la question de la pondération avec laquelle chacun des produits doit rentrer dans cette moyenne. La pondération qui s'impose est bien sûr fondée sur la quantité consommée. *L'indice de prix est donc le résultat d'une moyenne faisant entrer en ligne de compte des variations de prix pondérées par les dépenses correspondant aux quantités consommées.* Ceci ne suffit pas à le définir car il y a alors encore de multiples possibilités d'effectuer cette moyenne. En particulier, non seulement les prix ont changé entre la période de base et la période courante mais aussi *les quantités des produits consommés*. Que faut-il prendre alors comme quantités pour calculer les pondérations de l'indice de prix? Les quantités consommées de la période de base? Celles de la période courante? Ou une moyenne des quantités de la période de base et de la période courante?

La théorie des indices nous indique que l'une des meilleures approximations d'un indice idéal serait un indice (dit « de Fisher ») résultant d'une moyenne entre un indice basé sur les pondérations de la période de base (indice dit « de Laspeyres ») et d'un indice basé sur les pondérations de la période courante (indice dit « de Paasche »). La théorie montre aussi que, le plus souvent, l'indice de Laspeyres a tendance à surestimer l'indice de Fisher (et l'indice de Paasche à le sous-estimer). L'idée simple derrière ce résultat est que l'indice de Laspeyres donne un poids trop important aux produits dont le prix augmente le plus, alors que ces produits vont logiquement voir leur poids diminuer dans le budget des consommateurs, dès lors que ceux-ci admettent une certaine substitution entre produits à utilité constante.

Cependant, le calcul d'un indice de Fisher est, dans la pratique, impossible, tout au moins en cours d'année et dans les délais brefs réclamés pour un indice tel que l'IPC. En effet, il demande la connaissance des pondérations de la période courante qui ne sont connues qu'avec des délais importants. Pour calculer l'indice de Fisher de 1997 par rapport à 1990 par exemple, il faudrait notamment pouvoir disposer des quantités consommées annuellement en 1997. Ceci n'est bien entendu pas possible *en cours* d'année 1997. C'est pourquoi tous les pays calculent l'IPC sous la forme d'un indice de Laspeyres.

¹ Bien que certains économistes interprètent le terme « pouvoir d'achat » comme impliquant par construction l'utilisation dans l'indice de prix des quantités consommées de la période de base, le terme est ici utilisé dans un contexte plus général.

Suivant les pays, l'année sur laquelle ces pondérations sont estimées est plus ou moins récente. Plus cette année sera ancienne, plus la surestimation pourrait être forte. En France, les pondérations qui permettent d'obtenir l'indice d'ensemble à partir des indices des « postes »² sont mises à jour tous les ans à partir de données récentes. À l'opposé, aux États-Unis, la base de pondération est beaucoup plus ancienne.

Une décomposition en trois niveaux

L'IPC résulte d'agrégations successives d'indices, chaque niveau d'agrégation ayant ses propres pondérations indépendantes, d'un « âge » variable. Ainsi en France, c'est à un niveau d'agrégation assez élevé que sont mises à jour tous les ans les pondérations à partir de données de l'année a-2. Les autres niveaux, plus détaillés, ne sont pas traités de la même façon.

Nous allons donc décomposer le processus d'agrégation qui permet d'obtenir l'indice d'ensemble à partir des relevés de prix élémentaires en trois étapes. La première étape, qu'on appellera par la suite « niveau détaillé », sera l'étape de calcul permettant d'obtenir les indices très détaillés (on les appelle souvent « micro-indices ») représentant des catégories de produits très fines (les « variétés ») pour une région géographique déterminée (les « agglomérations »). Ils sont obtenus à partir des relevés de prix dans les divers points de vente de l'agglomération considérée. La deuxième étape, qu'on appellera par la suite « niveau intermédiaire », sera l'étape de calcul permettant d'obtenir les indices des postes à partir d'indices de prix détaillés. Enfin la troisième et dernière étape, qu'on appellera par la suite « niveau agrégé », sera l'étape de calcul permettant d'obtenir l'indice de prix d'ensemble à partir des indices des postes. À chacune de ces étapes, une formule de Laspeyres est utilisée (ou était utilisée, comme on le verra). Pour le niveau agrégé, les pondérations proviennent de la comptabilité nationale³. Pour le niveau intermédiaire, les pondérations proviennent le plus souvent soit d'enquêtes publiques ou privées sur les dépenses des ménages, soit d'autres sources (panels privés de distributeurs, statistiques de production et d'importation, etc.). Pour le niveau le plus détaillé, du fait de l'absence d'information, l'usage est d'accorder à chaque produit un poids égal et fixe⁴. À chacune de ces étapes, un biais de substitution pourrait intervenir.

² Les « postes » correspondent à de grandes catégories de produit constituant le premier niveau de publication de l'IPC français. Par exemple, il y a le poste « fruits frais », ou le poste « automobiles », ou le poste « coiffeurs pour homme ». Les postes sont au nombre de 265 dans l'actuel indice, dit de « base 1990 ». Ils étaient au nombre de 295 dans l'indice dit de « base 1980 ».

³ La comptabilité nationale française effectue la synthèse des enquêtes publiques sur les budget des ménages et des autres sources statistiques sur la consommation dans un degré de détail assez grand pour servir de base aux pondérations de l'IPC. Dans le cas des États-Unis et de la plupart des autres pays européens, les pondérations ne reposent que sur les enquêtes publiques sur les dépenses des ménages.

⁴ Avec l'informatisation de la distribution et la standardisation des codes-barres, des pondérations explicites à ce niveau de détail, qui apparaissaient de la science fiction statistique il y a quelques années, pourraient devenir réalité dans les années qui viennent.

Niveau agrégé

En ce qui concerne le **niveau agrégé**, les méthodes de calcul de l'indice français le mettent à l'abri de cette dérive. En effet, depuis déjà le début des années 70, les pondérations des « postes » de l'IPC sont revues tous les ans à partir des données de la comptabilité nationale de l'année a-2 (c.-à-d. l'indice des prix mensuel de 1997 repose sur des pondérations de 1995). L'indice français « instantané » (les variations mensuelles de l'année en cours) repose donc sur des pondérations agrégées très récentes. L'indice français de « long terme » (la variation sur plusieurs années) repose sur le chaînage de ces indices instantanés. C'est pourquoi l'on parle pour la France d'indice de Laspeyres « chaîné »⁵.

Au total, l'âge des pondérations des postes de l'IPC français ne dépasse jamais deux ans. On peut donc en conclure que le biais de substitution de niveau agrégé est, en pratique, nul ou très faible en France⁶.

Niveau intermédiaire

Par contre, en ce qui concerne le niveau intermédiaire, il n'y a pas dans l'indice français de mise à jour systématique, tous les ans, des pondérations des différents composants (c.-à-d. les pondérations des « variétés » au sein des « postes » ne sont pas revues tous les ans systématiquement). Bien sûr, toutes les informations détaillées publiées dans la presse professionnelle de la distribution ou qu'on peut obtenir auprès de certains syndicats professionnels ou auprès de sociétés d'études de marché sont mobilisées et utilisées dans la mesure du budget de l'IPC. Mais il est certain qu'il y a à ce niveau une marge de progrès. Par exemple, l'utilisation plus systématique des données en provenance des sociétés d'études de marché serait souhaitable. L'indice français pourrait donc connaître une surestimation due à des pondérations intermédiaires pas toujours suffisamment récentes. Il n'est malheureusement pas possible de mesurer directement son ampleur. S'il y a effet de substitution à ce niveau intermédiaire, il devrait probablement être supérieur à celui présent au niveau agrégé. Au total, une légère surestimation dans une fourchette de 0,05 % à 0,10 % par an n'est donc pas à écarter.

Niveau détaillé

En ce qui concerne le niveau détaillé, la France utilisait auparavant une méthode fondée sur des pondérations implicitement fixes. Comme on le verra, la méthode actuelle est fondée sur une formule de calcul qui prend en compte une certaine substituabilité et permet donc d'écarter toute crainte de surestimation. Il est apparu alors que l'utilisation comme micro-indice de moyennes géométriques avait deux avantages sur les formules traditionnelles de moyennes arithmétiques de rapports de prix. La première est que la formule de moyenne géométrique prend en compte des possibilités de substitution entre produits alors que la formule de moyenne arithmétique présuppose une fixité des pondérations. La seconde est que cette formule évite par construction ce qui a été appelé « biais de formule de calcul ». Ce biais est une dérive intempestive, généralement positive, qui intervient quand la moyenne arithmétique est utilisée sans précaution dans un contexte de chaînage.

⁵ En Europe, deux pays utilisent presque exactement le même système : le Royaume-Uni et la Suède. L'Allemagne met à jour ses pondérations une fois tous les cinq ans. Les autres pays européens se situent entre les deux.

⁶ Pour le confirmer, on a comparé l'indice officiel avec un indice non chaîné sur la période 1980-1990. Le résultat, conforme aux attentes, est que l'indice non chaîné évolue en moyenne de 0,11 % par année de plus que l'indice officiel (Viglino et Montiel, 1995).

La France remplace progressivement ses formules de micro-indice qui faisaient appel à une moyenne arithmétique des rapports de prix par des moyennes géométriques. La moyenne géométrique est adaptée aux micro-indices tels qu'ils sont calculés en France, où ils recouvrent des catégories très fines de produits dont les caractéristiques techniques sont proches et dont les prix sont relevés dans la zone d'achat que constitue une agglomération. Elle ne serait pas forcément adaptée à des familles de produits plus larges, pour lesquelles les élasticités de substitution pourraient être plus faibles⁷. L'ampleur de la correction apportée par l'introduction de la moyenne géométrique en France (0,10 %) est nettement inférieure à ce que la commission Boskin avance pour les États-Unis en se basant sur un même type de calcul, c'est-à-dire en comparant un indice calculé avec des micro-indices formés de moyennes géométriques plutôt que de moyennes arithmétiques. Il n'y aura donc progressivement plus aucune crainte de biais de substitution de niveau détaillé ni de biais de formule de calcul en France.

Les nouveaux produits⁸

Une des difficultés majeures de la construction des indices de prix réside dans la contradiction qu'il y a entre la fixité des produits, nécessaire au principe même de calcul d'une comparaison des prix à deux périodes différentes, et la réalité économique, qui est faite d'apparition de nouveaux produits et de disparition de produits obsolètes. L'exposition du problème sera peut-être plus claire en distinguant deux cas : d'abord, le cas qu'on appellera le « renouvellement des produits », consistant dans le remplacement d'un produit suivi dans l'indice par un produit proche, et ensuite, le cas des nouveaux produits n'ayant pas (ou presque) d'équivalents dans le passé.

Les méthodes statistiques pour traiter le renouvellement des produits

Le renouvellement des produits affecte fortement l'IPC. Dans l'IPC français, 30 % des produits dont on suit les prix dans les points de vente classiques sont remplacés ou disparaissent au cours d'une année⁹. Ainsi, en 1984, l'IPC américain hors logement (et quelques autres postes mineurs) augmentait de 3,4 %. Recalculé *en excluant* les séries qui avaient fait l'objet d'une disparition-remplacement au cours de l'année, le même indice d'ensemble n'évoluait plus que de 0,14 % (Armknrecht et Weyback, 1989).

⁷ L'introduction de la moyenne géométrique en France s'est accompagnée d'une analyse d'impact varié par variété. Cette analyse a conduit notamment à modifier la définition de certaines variétés dans le sens d'une plus grande précision, pour rendre les produits plus homogènes.

⁸ Pour alléger le texte, on utilisera dans ce chapitre les termes « nouveaux produits », bien qu'en toute rigueur il serait préférable de parler de « nouveaux biens et services ». Les « nouveaux services » représentent probablement la plus large part des « nouveaux produits ».

⁹ Ramenés au nombre d'observations faites au cours de l'année, le chiffre est bien entendu inférieur puisque les produits sont observés 12 fois dans l'année. Cette remarque anodine permet de relativiser le problème du renouvellement des produits en cas d'inflation forte. Nota : Les chiffres et pourcentages concernant les remplacements-disparitions qui sont cités dans cette partie de l'article sont calculés sur la seule partie des relevés de prix qui sont effectués directement dans les magasins par les enquêteurs de l'INSEE. Ils représentent approximativement 90 % de l'indice en termes de nombre de relevés. Les secteurs exclus de ces chiffreages sont ceux dont la collecte des prix est effectuée de manière centrale (automobile, électricité, gaz, SNCF, transports aériens, etc.).

À chaque disparition-remplacement, le prix du nouveau produit doit néanmoins être comparé au prix de l'ancien produit. Pour évaluer la variation des prix entre l'ancien et le nouveau, il faut corriger le rapport des prix de l'éventuelle différence de qualité entre les deux produits¹⁰. Par exemple, si on remplace un modèle de voiture sans climatisation avec le même modèle mais équipé de la climatisation, on ne pourra bien sûr pas comparer directement leurs prix. Il faudra estimer le « prix » de la climatisation, par exemple en se fondant sur le prix qui était donné dans le catalogue du constructeur lorsque la climatisation était en option, et l'ôter du prix du nouveau modèle pour aboutir à la variation des prix « à qualité égale ». Dans cet exemple cette opération apparaît comme relativement facile, l'estimation de la valeur de l'option « climatisation » étant relativement simple. On conçoit aisément que dans d'autres cas ce traitement puisse être beaucoup plus difficile, la notion de qualité, et plus encore son estimation chiffrée, étant souvent insaisissable.

Les constructeurs d'indice de prix reconnaissent volontiers qu'il y a là une source majeure de problème. La théorie simple des indices n'est pas très éclairante puisqu'elle suppose, par définition, que les produits existent à la période de base et à la période courante.

Il ne faut bien entendu pas en conclure qu'il n'existe pas de méthodes statistiques appropriées. Écartons d'abord les malentendus les plus évidents. En premier lieu, on ne compare jamais directement dans l'IPC les prix de produits de qualité objectivement différents. Pour reprendre notre exemple précédent, tout sera fait pour éviter de comparer directement le prix du modèle avec climatisation avec celui du modèle sans climatisation. En second lieu, les procédures de collecte sont conçues pour que l'enquêteur remplace le produit disparu par un produit le plus proche possible de manière à minimiser l'ampleur même de l'effet-qualité et par là l'erreur qui pourrait être faite sur son estimation. Une fois ce cadre défini, voyons maintenant les quatre méthodes utilisées pour traiter ces cas.

— « Chaînage » (« linking » ou « splicing », autre version française : « remplacement en dissemblable ») : cette méthode est probablement la plus communément utilisée dans les indices de prix pour sa simplicité et un certain fondement économique. Elle intervient dans 60 % des cas de remplacement de produits observés en magasin en France¹¹. La méthode, dans sa forme pure, suppose que l'ancien et le nouveau produit sont observés sur le marché *au cours de la même période t* (on verra cependant que ce n'est pas le cas dans la pratique). La variation de prix de l'ancien produit est utilisée pour mesurer la variation de l'indice d'ensemble entre t-1 (et les périodes antérieures) et t. Puis, l'ancien produit ayant disparu, c'est la variation de prix du nouveau produit qui va jouer sur l'indice d'ensemble entre t et t+1 (et les périodes ultérieures). En d'autres termes, les variations de prix du nouveau et de l'ancien produit sont « chaînées », d'où le nom de la méthode. Celle-ci revient en fait à considérer que *la différence de prix entre les deux produits à la période t est exactement égale à la différence de qualité*, ce que validerait en quelque sorte le différentiel de prix observé sur le marché, supposé équilibré à cette période¹².

¹⁰ C'est ce que les constructeurs d'indices de prix français appellent le « traitement de l'effet-qualité ».

¹¹ Et exclusivement dans le cas des variétés dites « hétérogènes ».

¹² Par exemple, imaginons que la machine à laver Y est remplacée par un nouveau modèle Y', plus performant, vendu 500 F plus cher. Le prix de la machine Y a été suivi dans l'indice jusqu'en avril 1997. À cette même date, on observe aussi le prix de la machine Y', dans le même magasin. Comme les deux machines sont vendues en même temps sur le même marché, on suppose donc que les 500 F de différence représentent la valeur que les consommateurs accordent à la différence de performance. Le mois suivant, la machine Y ayant disparu du marché, on fait entrer dans le calcul de l'indice la variation du prix de la machine Y'. L'inflation sur cette machine entre mai et avril est donc mesurée en comparant, en mai, le prix de la machine Y' moins 500 F au prix de la machine Y en avril.

— « Comparaison directe » (ou « remplacement en équivalent ») : cette méthode consiste à trouver un nouveau produit qui puisse être considéré comme « équivalent » à l'ancien produit. Toute la différence de prix entre les deux produits est donc alors traitée comme une variation « pure » de prix (c.-à-d. la « qualité » des deux produits est considérée comme égale). Pour les variétés dites homogènes, les enquêteurs de l'INSEE ont ainsi pratiquement l'obligation, lorsque le produit dont ils avaient noté le prix au mois précédent a disparu, de retrouver un produit dont les caractéristiques techniques peuvent être considérées comme égales¹³.

Cette méthode concerne 40 % des cas de remplacements des produits observés en magasin dans l'indice français.

— « Non-remplacement » : l'ancien produit qui a disparu n'est pas remplacé, le mouvement des prix de sa famille de produits est dorénavant simplement suivi par les produits « restants ». Cette méthode intervient très rarement dans l'indice français.

— « Estimation explicite de la différence de qualité » : il s'agit alors d'estimer l'effet-qualité par des méthodes directes (coût des options, estimations du coût de l'amélioration de la qualité par les producteurs, méthodes économétriques souvent qualifiées « d'hédoniques »). Bien appliquées, ces méthodes constituent l'approche statistiquement la plus convaincante du traitement de « l'effet-qualité ». Malheureusement, elles sont très coûteuses et les instituts de statistique, aux États-Unis comme en France, n'ont pas pour le moment les moyens de les appliquer autrement que sur une échelle très réduite. En France, elles sont appliquées principalement pour l'automobile, compte tenu de l'importance de ce poste dans l'IPC et de la qualité de l'information disponible dans ce secteur (catalogues donnant de nombreuses caractéristiques, prix des options, etc.).

Aucune de ces quatre méthodes n'est parfaite. Il serait de toute façon illusoire de croire qu'il existe *et* des réponses théoriques à toutes les questions posées par les nouveaux produits *et* les moyens pratiques de les appliquer si même ces réponses théoriques existaient. Il faut aussi penser que l'indice de prix repose sur une collecte décentralisée et que les procédures de remplacement doivent donc être simples et facilement applicables. À l'instar de la commission Boskin, on peut néanmoins se poser la question de savoir si, au total, ces méthodes ont tendance à systématiquement aller dans un sens ou si les erreurs peuvent jouer dans les deux sens. C'est ce que nous allons voir.

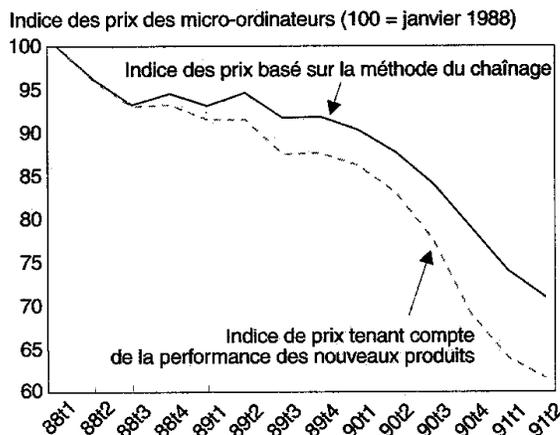
¹³ Parmi les 1000 variétés de l'IPC, environ la moitié sont des variétés dites « homogènes » et l'autre moitié des variétés dites « hétérogènes ». Les variétés « homogènes » sont constituées de produits dont les caractéristiques sont très précisément définies et dont les niveaux de prix sont donc très proches. Par principe, les remplacements dans les variétés homogènes font appel à la méthode de la comparaison directe. Les variétés « hétérogènes » sont quant à elles constituées de produits dont les caractéristiques sont moins précisément définies. Elles peuvent donc contenir des produits moins proches les uns des autres. Bien que les consignes de collecte conseillent le remplacement par comparaison directe dans tous les cas, il est difficile de la faire en pratique et il y a beaucoup de remplacements fondés sur la méthode du chaînage dans les variétés hétérogènes.

Le chaînage

Pour que la méthode de chaînage fonctionne, même lorsqu'elle est appliquée parfaitement, il faut supposer que le marché du produit est en équilibre stable. Cette hypothèse n'est pas toujours vérifiée. En pratique, le nouveau produit peut gagner des parts de marché sur l'ancien produit, traduisant peut-être le fait que la différence de prix instantanée *sous-estime* la différence de qualité. Un exemple : celui de la firme F', concurrente et plus performante (ou plus agressive) que la firme F, qui vendrait un micro-ordinateur plus puissant que celui de la firme F au même prix, gagnant des parts de marchés sur cette dernière. La méthode du chaînage considérerait alors dans ce cas qu'il n'y a pas baisse de prix entre le micro-ordinateur de la firme F et celui de la firme F', bien que le micro-ordinateur de cette dernière soit plus puissant que l'autre à prix égal. La conséquence serait donc là aussi de surestimer l'inflation.

C'est d'ailleurs bien ce que l'on trouve dans les études statistiques appliquées au marché des micro-ordinateurs. La différence entre un traitement par chaînage et un traitement tenant compte complètement de l'effet-qualité a été estimée à -4,4 % par an pour la France à la fin des années 80 pour ce marché (Moreau, 1991). Ainsi, l'indice des micro-ordinateurs (base 100 au premier trimestre 1988) traité complètement pour le corriger des effets-qualité était égal à 61,6 au premier trimestre 1991 tandis que, en utilisant la méthode de chaînage, il se situait sensiblement au-dessus, à 70,9, à la même période (cf. graphique 1). Les quelques autres études approfondies, basées généralement sur des méthodes économétriques (dites « hédoniques »), concluent dans le même sens. Mais elles portent sur des biens « high-tech », dans des marchés très concurrentiels et ne peuvent être extrapolées directement à l'ensemble des biens et services. Il y a en effet probablement des cas où l'erreur pourrait être dans l'autre sens.

Graphique 1
La prise en compte des performances des micro-ordinateurs accélère la baisse de prix (1988-1991)



Source : Prix de vente industriels, INSEE (Moreau, 1991).

On ne peut en effet écarter, pour certains marchés, l'hypothèse de hausses de prix masquées par le producteur à l'occasion de changements de produit et conduisant la méthode de chaînage à annuler abusivement une hausse de prix. Même dans un contexte relativement concurrentiel, un « marketing » bien fait d'un produit, même de grande consommation, permet probablement de vendre à un prix au-dessus de la différence de qualité intrinsèque. Il y a le cas aussi des prix contrôlés, pour lesquels il faut souvent justifier une hausse de prix par une modification de qualité. Il n'est pas impossible qu'alors des modifications de qualité soient surestimées, ce qui conduit la méthode de chaînage à sous-estimer la hausse des prix dans l'indice. Le cas des médicaments remboursables en est peut-être un exemple car leurs prix sont encadrés (Jacobzone *et al.* 1997). L'hypothèse que des hausses de prix masquées interviennent à l'occasion de l'apparition de variantes de produits existants a été émise par plusieurs économistes. Le traitement de ces « nouveaux médicaments » dans l'indice relevant de la méthode de chaînage, celle-ci annulerait donc par construction ces hausses de prix masquées et sous-estimerait donc l'inflation dans ce secteur. Sans que ceci en puisse être considéré comme une preuve, car il y a de nombreuses autres raisons qui peuvent l'expliquer, on peut constater que l'indice de prix des médicaments croît relativement beaucoup moins vite que l'indice d'ensemble.

Des doutes dans le même sens existent aussi dans le cas de l'habillement. Dans le cas des produits de l'habillement les plus soumis à l'effet de mode (ceux qui subissent fortement le cycle des collections d'hiver et d'été), les disparitions-remplacements de produits d'une année sur l'autre peuvent affecter jusqu'à 80 % de l'échantillon. La méthode de chaînage est appliquée pour la moitié de ces remplacements. Elle va alors annuler totalement la différence de prix entre les collections en l'affectant implicitement à un effet de mode, ce qui apparaît bien sûr injustifié. Mais de plus, la méthode est souvent appliquée en faisant l'hypothèse implicite qu'il n'y a pas de variation de prix pendant toute la période de non-recouvrement qui, dans le cas de ces produits, peut atteindre un an. En cas de tendance réelle à la hausse des prix, ceci aura pour effet de biaiser l'indice vers le bas¹⁴. Sans que cela en puisse constituer une preuve puisqu'il peut y en avoir de nombreuses autres raisons, on constate que les indices de prix à la consommation des robes, jupes et autres « vêtements de dessus » de femme se situent plus bas que les indices des autres produits de l'habillement, notamment les produits de lingerie-bonneterie, qui sont moins soumis aux cycles des collections et donc moins affectés par les disparitions-remplacements. Une étude américaine (Reinsdorff, Liegey et Stewart, 1996) suggère également que la méthode de chaînage a pu conduire à une sous-estimation de l'inflation dans le cas de l'habillement aux États-Unis.

Au total, les défauts de la méthode de chaînage, lorsqu'ils existent, ne permettent pas de préjuger du sens dans lequel les erreurs se produisent. C'est le cas aussi pour la deuxième méthode la plus utilisée, celle de la comparaison directe, qui intervient dans 40 % des cas en France.

La comparaison directe

La comparaison directe se fait lorsque l'enquêteur réussit à trouver un produit de remplacement dont les caractéristiques sont suffisamment proches du produit remplacé pour être considéré comme « équivalent » à ce dernier. Toute la différence de prix entre les deux produits est alors considérée comme une « vraie » différence de prix (c.-à-d. qu'on considère qu'il n'y a pas de changement de qualité).

¹⁴ Mais en cas de tendance réelle à la baisse des prix, ceci aurait pour effet de biaiser l'indice vers le haut.

C'est la méthode que l'on essaie de privilégier dans les procédures de collecte de l'indice des prix. Elle a en effet l'immense avantage de ne pas avoir, *apparemment*, à faire de chiffrage sur la variation de qualité. Cependant, elle est mise en défaut dès que des améliorations ou des détériorations *non apparentes ou ne faisant pas partie des caractéristiques définissant le produit* interviennent. L'erreur qui se produit alors est qu'on ne procède à aucun remplacement ni traitement alors même qu'il devrait s'imposer puisque la qualité change.

Une illustration d'une erreur dans le sens d'une possible surestimation pourrait être constituée par le service des « cartes bancaires ». L'IPC suit le prix de l'abonnement annuel à la carte bancaire. Or, en l'espace de 10 ans, deux phénomènes se sont produits : le nombre de guichets automatiques a très fortement augmenté et certains services annexes (assurance-voyage et autres) ont été ajoutés aux services de base de la carte bancaire. Ces améliorations de la qualité du service rendu par la carte bancaire n'ont pas été défalqués de son prix dans l'IPC. À vrai dire, la mesure de ce qu'il aurait fallu défalquer aurait été bien problématique.

Mais il n'y a pas que des exemples dans ce sens. On ne peut exclure en particulier que la qualité de certains services et la durabilité de certains biens aient diminué sans que ces détériorations de la qualité aient été enregistrées dans l'IPC. On entend souvent ainsi des critiques sur la qualité décroissante de la baguette de pain, symbole s'il en est de la consommation alimentaire française. Si cela était vrai (pour un même point de vente), il est probable que cette détérioration soit passée inaperçue dans l'IPC. De même la possible détérioration de la durabilité de certains biens d'équipement ménager avait été avancée notamment lors du débat du début des années 70 sur l'IPC français (Piriou, 1983). La possible détérioration de certains services publics (augmentation de l'insécurité dans le métro, par exemple) a été avancée par plusieurs économistes américains à l'occasion du débat autour du rapport de la commission Boskin (Norwood, 1995; Kuttner, 1995).

Les « vrais » nouveaux produits

Bien que n'étant en fait qu'une variante du traitement des disparitions-remplacements, le problème devient encore plus complexe lorsque les produits nouveaux n'ont pas vraiment d'équivalent dans le passé. Comme exemples, on peut citer un service tout simple comme la livraison de pizzas à domicile qui s'est largement développée ces dernières années ou des produits plus « high-tech » comme les jeux vidéo interactifs ou les téléphones mobiles. Deux problèmes se posent alors : quand faut-il inclure ces nouveaux produits dans l'indice, et comment faut-il les inclure ?

Certains économistes ont critiqué le retard avec lequel les nouveaux produits seraient intégrés dans l'IPC. Les prix des nouveaux produits, surtout dans les secteurs utilisant de la haute technologie, suivent une courbe en forme de L plus ou moins marquée. Le nouveau produit est introduit dans le marché à un prix élevé (avec de faibles quantités de vente). Rapidement, l'optimisation de la production et l'accroissement des ventes permettent une baisse de prix. Ayant ensuite atteint sa « maturité », le prix de l'ex-nouveau produit va se stabiliser tandis qu'un autre nouveau produit va se substituer au précédent et entrer dans son propre cycle de prix. Par conséquent, dans le cas où les constructeurs d'indices de prix tarderaient systématiquement à faire entrer les nouveaux produits dans l'indice, ils ne retiendraient que la partie de la courbe qui traduit la période de maturité du produit, ignorant la première partie de la courbe, celle qui est en baisse. Le tout contribuerait ainsi à la surestimation de l'IPC.

On peut noter tout d'abord que cette critique ignore que la pondération avec laquelle les nouveaux produits rentreraient dans l'indice si on les faisait rentrer au tout début de leur cycle serait extrêmement faible. Ensuite, cette critique affecte moins l'indice français que d'autres. En effet, parallèlement à la mise à jour annuelle des pondérations des postes, on procède chaque année dans l'IPC français à une mise à jour approfondie des 1000 « variétés » qui constituent les familles de produits les plus détaillées dont on suit les prix. Chaque année près de 100 variétés sont modifiées, introduites ou abandonnées. Le principal objectif de cette mise à jour consiste à introduire dans l'indice les produits les plus récents dès que leur part de marché atteint un montant significatif¹⁵.

Mais la vraie question est de savoir comment on fait rentrer ces produits dans l'indice. La pratique actuelle consiste implicitement à utiliser la méthode du chaînage. Prenons un exemple comme la téléphonie mobile. Une fois que l'on aura considéré que ce service constitue un poste significatif des dépenses des ménages¹⁶, cette variété sera introduite en décembre de l'année courante dans le nouvel échantillon de biens et services qui est établi à chaque fin d'année. La variation des prix de la téléphonie mobile interviendra donc à partir du mois de janvier suivant dans l'indice d'ensemble, avec son poids propre, comme un autre produit quelconque. Mais jamais on n'aura mesuré la baisse (ou la hausse?) de prix de ce nouveau produit *au moment de son introduction*. Certains économistes en tirent la conclusion qu'il y a là aussi source de surestimation de prix car l'introduction d'un nouveau produit améliore par définition l'utilité du consommateur. Pour l'expliquer, prenons un exemple simpliste (Oulton, 1995). Supposons que les ménages prennent deux mois de vacances par an à l'étranger sous la forme de voyages organisés. Supposons également que les prix des voyages organisés ne changent pas mais que la gamme des destinations s'enrichit chaque année, au même prix. Un indice classique de prix à la consommation n'enregistrera aucun mouvement, même s'il intègre les nouvelles destinations aussi vite qu'elles apparaissent. Pourtant, la valeur réelle de l'offre de voyages a visiblement augmenté.

Cependant, l'effet sur *les prix* est très difficile à déterminer. Il faudrait d'une part estimer ce que certains auteurs ont appelé le prix de réservation, qui correspondrait au prix qui annulerait la demande à la période précédente. Il n'existe encore aucune ou presque aucune expérience pratique de telles estimations dans des cas de produits aussi nouveaux. D'autre part, si on pouvait l'estimer, il n'est pas alors sûr qu'il faille alors introduire le nouveau produit le plus tôt possible. En effet, l'estimation du prix de réservation du nouveau produit à la période précédant celle de son introduction serait très délicate à faire au moment même où le marché du produit est très étroit et limité à des couches supérieures de consommateurs acceptant des prix très élevés. En particulier, rien ne dit que l'introduction du produit à ce moment avec ce type de traitement n'entraînerait d'ailleurs pas une hausse des prix, compensant la baisse qui ne serait pas observée du fait du retard d'introduction du produit. Là encore, on ne peut donc pas conclure si facilement que les erreurs vont toujours dans le sens d'une surestimation.

¹⁵ Un règlement européen est venu encore renforcer cette procédure en obligeant un pays membre à introduire un nouveau produit dès que l'un des autres 14 pays membres l'a fait et que ce nouveau produit représente au moins 1 pour 1000 de la pondération de son indice d'ensemble.

¹⁶ Il ne faut pas confondre les dépenses des ménages et celles des entreprises. Dans le cas de la téléphonie mobile, il est clair que les premiers achats ont été essentiellement le fait des entreprises et ne devaient donc pas figurer dans l'IPC. Ce n'est que depuis peu que le marché s'est étendu directement aux ménages.

Malgré toutes ces incertitudes, de nombreux économistes, dont ceux de la commission Boskin, pensent que, *nos économies concurrentielles conduisant à une amélioration globale de la qualité et de la gamme des produits*, la majorité des erreurs de traitement dans l'indice des prix se produisent dans un sens, celui de la sous-estimation de l'amélioration de la qualité, et qu'il y a donc globalement une surestimation de l'inflation. Nous avons vu cependant que rien pour l'instant ne permet d'aller au-delà d'un faisceau de soupçons. Nous allons voir maintenant que tous les chiffres qui circulent sur cette source de surestimation, dont celui de la commission Boskin, sont fragiles et probablement exagérés. Avancer un chiffre quelconque sur ce problème dans l'état actuel de nos connaissances n'est guère raisonnable.

Il n'existe pas en effet d'étude générale qui permettrait de chiffrer ne serait-ce qu'approximativement le problème. La seule voie objective consisterait à recalculer tous les indices avec de « bonnes » méthodes. Pour cela, il faudrait disposer de la connaissance de ces méthodes et en même temps des données permettant d'estimer les effets-qualité à partir de ces dernières. Dans la pratique, il y a de nombreux cas où les économistes eux-mêmes ne savent pas quelle serait la bonne méthode. Existerait-elle que les données pour l'estimer seraient extrêmement coûteuses à réunir. Tous les auteurs qui ont écrit sur le biais de nouveaux produits en sont donc réduits soit à extrapoler des études partielles, soit, comme la commission Boskin, à se baser sur des estimations intuitives. Les deux approches sont très fragiles et contestables.

Plutôt que d'extrapoler des études partielles comme cela avait été fait dans d'autres études similaires, la commission Boskin s'est donc lancée dans une estimation, classe de produit par classe de produit, basée sur un raisonnement économique général et des estimations directes. Elle aboutit à un chiffre global d'un biais de nouveaux produits de 0,6 % par an. Ce chiffre est directement issu de l'affirmation soutenant que « le consommateur moyen d'il y a trente ans aurait été probablement prêt à payer un prix 20 % plus élevé pour avoir à cette époque la gamme de fruits et légumes dont il dispose aujourd'hui en hiver par rapport à celle dont il ne disposait pas en hiver il y a trente ans ». Comme cet effet n'aurait pas été pris en compte dans l'IPC, il suffit donc de prendre la racine 30^e de 1,2 pour obtenir 1,006, d'où le 0,6 % de biais annuel pour les fruits et légumes.

Ce raisonnement est discutable pour trois raisons. D'abord, pourquoi 20 %, pourquoi pas 10 % ou même 30 % ? Cette hypothèse est totalement subjective et ne s'appuie sur aucune autre donnée que l'appréciation de la commission elle-même. Ensuite on notera qu'aucune provision, même subjective, n'est faite pour une éventuelle baisse de la qualité des fruits et des légumes eux-mêmes. Enfin, la commission introduit implicitement dans la notion de qualité des éléments qui dépassent de toute évidence le champ actuel de ce que l'on peut mesurer. En effet, en regardant de près l'hypothèse sur les fruits et les légumes, on s'aperçoit que ce n'est pas tant la qualité des produits eux-mêmes dont il s'agit mais le fait que la « gamme de produits soit plus grande en hiver ». Ceci fait référence à la proposition que la diversification de la gamme de produits est en soi une amélioration de l'utilité du consommateur. Si cette proposition paraît conceptuellement acceptable, elle n'en reste pas moins encore impossible à chiffrer et ne peut donc être retenue dans une procédure opérationnelle comme élément de la qualité. Il faut ainsi garder à l'esprit que l'IPC ne pourra jamais reposer que sur ce qui est *chiffable* dans l'évolution de la qualité. Si les économistes ont à l'esprit de nombreux modèles d'explication, bien peu en sont au stade opérationnel de la statistique.

La répétition du procédé utilisé pour les fruits et légumes par la commission Boskin pour un grand nombre de catégories de produits ne peut donc pas masquer la fragilité des hypothèses de départ et donc de l'estimation globale de 0,6 %. D'autre part, l'omission par la commission des cas où les méthodes utilisées pour les nouveaux produits (le cas de l'habillement en France ou aux États-Unis, par exemple) pourraient conduire, au contraire, à une sous-estimation de l'inflation plaiderait en faveur d'un chiffre sensiblement plus faible¹⁷. Mais nous n'allons pas nous-même rentrer dans cette logique et nous ne nous risquerons donc pas à donner *notre* chiffre. Dans un cas comme celui-là, la réponse du statisticien doit être de reconnaître son ignorance et de travailler à la réduire et non à faire des estimations hasardeuses.

Nouveaux circuits de distribution

En France comme ailleurs, de nouveaux circuits de distribution à prix plus bas se sont multipliés, gagnant année après année des parts de marché de plus en plus importantes aux dépens des circuits de distribution traditionnels. Il s'agit de l'essor bien connu des grandes surfaces. D'abord portant sur les super puis les hypermarchés, le mouvement a été remplacé ces dernières années par les « hard-discounters », apparus récemment, et, dans le secteur des services, par les chaînes de franchisés, par exemple dans le secteur de l'entretien automobile ou des travaux photographiques. Le même phénomène est apparu dans le secteur des transports aériens du fait de la déréglementation.

Or, la méthode de calcul de l'indice des prix à la consommation, en France comme ailleurs, pourrait ne pas tenir totalement compte des baisses de prix que peuvent ressentir les consommateurs d'une région ou d'un marché lorsqu'un nouveau magasin ou un nouveau producteur de service s'y installe. La méthode pourrait aussi sous-estimer les effets de substitution si les pondérations de chaque circuit de commercialisation n'étaient pas mises à jour assez rapidement.

Dans le cas d'un nouveau magasin, la méthode utilisée est celle du chaînage, la même que celle que l'on a vu précédemment dans le cas des nouveaux produits. Elle revient à introduire les nouveaux relevés de prix à un niveau d'indice égal à l'indice des prix des anciens relevés de cette agglomération. Par exemple, si le prix du litre de soda dans l'agglomération A était de 12 F en décembre 1996 conduisant à un indice de 112,3, base 100 en 1990, et qu'une nouvelle grande surface s'était installée dans cette même agglomération dans laquelle on relevait pour la première fois un prix de 8 F le litre à la même période, le niveau de départ de l'indice élémentaire correspondant au soda dans cette nouvelle grande surface sera aussi de 112,3. Sa fusion avec les autres indices de l'agglomération ne conduira donc pas à une baisse de l'indice de prix du soda dans l'agglomération A¹⁸. L'indice n'enregistrera une variation que si les petits commerçants (ou les autres moyennes ou grandes surfaces) dont on suivait les prix auparavant baissaient eux-mêmes leur prix du fait de la concurrence de la nouvelle grande surface.

¹⁷ Dans le cas français, l'absence dans l'indice des prix des services hospitaliers contribuerait paradoxalement à réduire le biais, s'il existait. En effet, tous les auteurs américains s'accordent à localiser une forte surestimation de la hausse des prix dans ce domaine, les indices existants ne prenant que rarement en compte les améliorations que les nouvelles techniques médicales apportent aux résultats des soins.

¹⁸ Il est à noter que le fait que l'indice des prix du soda ne baisse pas va entraîner une différence importante entre l'évolution du « volume » de vente (au sens de la comptabilité nationale) de soda dans cette agglomération au moment de l'installation de la grande surface et l'évolution du nombre de litres vendus. Le traitement de l'apparition de la nouvelle grande surface dans l'indice des prix implique en effet que l'on considère qu'un litre de soda en grande surface est moins « bon (?) » pour le consommateur donc « pèse » moins dans le volume total vendu qu'un litre vendu dans un circuit traditionnel plus cher. L'idée est que le service commercial associé à l'achat de soda en grande surface est moindre que dans le circuit traditionnel.

Tout se passe donc en fait comme si les statisticiens considéraient que, à produit égal, la totalité de la différence de prix entre les deux circuits de distribution était en quelque sorte due à une différence de qualité du service commercial. Il est vrai que les actes d'achat dans un commerce traditionnel et dans une grande surface ne sont pas équivalents même dans le cas où le produit vendu serait strictement le même. La proximité du lieu de résidence, les services personnalisés rendus au client et la convivialité ont été souvent cités en faveur des circuits traditionnels. L'essor des grandes surfaces ne s'explique d'ailleurs pas seulement par des prix plus bas. Il est largement lié à la civilisation de l'automobile, au développement des banlieues et à l'équipement des ménages en congélateurs, tous phénomènes permettant des achats groupés et importants et correspondant à un service commercial différent. Cependant, l'acuité de la concurrence et des « guerres de prix » entre circuits de commercialisation, que traduisent les gains continus de parts de marché des grandes surfaces, permettent tout aussi sûrement de penser que l'hypothèse implicite des statisticiens revenant à considérer que la totalité de la différence de prix s'explique par la différence de service est exagérée. Il y a donc là une source évidente de surestimation de la hausse des prix tout simplement par omission des baisses de prix liées au développement des grandes surfaces. Le traitement statistique approprié consisterait à pouvoir estimer la valeur que le consommateur accorde à un déplacement de ses achats d'un type de commerce à un autre. Certaines études ont été faites aux États-Unis sur ce sujet mais n'ont pas abouti encore à des procédures opérationnelles. Une proposition pourrait être de considérer que la moitié de la différence de prix entre les circuits de commercialisation est une différence de prix et l'autre moitié une différence de service. Mais ceci peut paraître aussi arbitraire que l'hypothèse actuelle.

Il pourrait aussi y avoir surestimation potentielle si les pondérations accordées à chaque circuit de commercialisation n'étaient pas mises à jour régulièrement, tout comme dans le cas des effets de substitution par produit. Dans la procédure courante de révision annuelle de l'échantillon de l'IPC, il y a bien une mise à jour des pondérations par type de circuit de commercialisation. Cette procédure conduit chaque année les unités régionales de l'IPC, sur la base des informations sur les parts de marché données par les spécialistes du domaine de l'équipe centrale de l'IPC, à transférer des relevés de prix des circuits qui perdent des parts de marché vers ceux qui en gagnent, augmentant implicitement la pondération des derniers. Mais la qualité de la procédure repose notamment sur la qualité et la fraîcheur des informations disponibles sur les parts de marché. Comme ce que nous avons vu lors de la discussion sur l'effet de substitution au niveau intermédiaire, il y a probablement une marge de progrès dans ce domaine.

L'étude la plus approfondie sur la question de l'impact sur l'indice des prix des gains de parts de marché des grandes surfaces est une étude française publiée en 1995 dans cette même revue *Économie et Statistique* (Saglio, 1995; Prime et Saglio, 1995; Dubeaux et Saglio, 1995). Dans cette étude, qui est une extrapolation d'une monographie très détaillée sur le cas des tablettes de chocolat, la différence entre un indice calculé suivant la méthode traditionnelle et un indice qui considérerait, à l'inverse, que la totalité de la différence de prix entre circuits de distribution est une différence « pure » de prix, est estimée à 0,2 % l'an pendant les années 80. Ce chiffre de 0,2 %, appelé « effet circuit d'achat », constitue donc probablement un majorant du biais dû aux nouveaux circuits de distribution, si l'on admet qu'une partie au moins de la différence de prix s'explique par une différence de service commercial. Si l'on admet notamment l'hypothèse que seule la moitié de la différence est une différence de prix, le biais se limiterait ainsi à 0,1 % par an.

Un bilan des estimations

Le tableau 1 fait le bilan des estimations auxquelles nous avons abouti. Comme nous l'avons annoncé dans l'introduction, nous ne donnerons pas de chiffre de surestimation totale pour la France car nous ne chiffrons pas le biais de nouveaux produits pour les raisons que nous avons données plus haut. Cependant, nous ne cachons pas que nous pensons que le 0,6 % retenu par la commission Boskin pour le biais sur les nouveaux produits nous paraît de toute façon très exagéré. Plusieurs statisticiens ou économistes américains ont fait aussi part de leur doute quant à l'ampleur de la surestimation avancée par la commission (dont Moulton, 1996). Une des argumentations, pas forcément totalement convaincante (Baker, 1996), repose notamment sur le fait qu'une extrapolation sur une très longue période du chiffre de la commission réviserait alors de manière drastique le passé économique des États-Unis, aboutissant notamment à classer une part très importante de sa population en dessous du seuil de pauvreté dans les années 60.

Tableau 1
États-Unis et France : surestimation de l'indice des prix à la consommation

Type de surestimation	États-Unis ¹	France
	Valeur estimée en % annuel pour les années postérieures à 1996	
Substitution au niveau agrégé	0,15	-
Substitution au niveau intermédiaire	} 0,25	0,05-0,10
Substitution au niveau détaillé		-
Nouveaux circuits de distribution	} 0,10	0,05-0,15
Total hors nouveaux produits	0,50	0,10-0,25
Nouveaux produits	0,60	? ²
Total y compris nouveaux produits	1,10	?

¹ Source pour les États-Unis : Rapport Boskin, décembre 1996.

² Comme dit dans le texte, il nous paraît impossible de donner une estimation quelconque pour cette ligne et donc aussi sur la ligne de total général. Nous ne cachons pas cependant que le 0,6 % correspondant de la commission Boskin nous paraît très exagéré.

En faisant abstraction des nouveaux produits, les évaluations de la commission Boskin aboutissent à un chiffre de 0,5 %. Sur le même champ, nos évaluations pour la France donnent une fourchette de 0,1 % à 0,25 %. Comme nous l'avons vu, cet écart provient des méthodes statistiques différentes utilisées dans l'indice français et dans l'indice américain. Certaines des méthodes utilisées en France se retrouvent d'ailleurs dans les recommandations de la commission Boskin au BLS¹⁹.

¹⁹ La moyenne géométrique, le chaînage annuel et la révision annuelle des variétés font partie des recommandations de la commission.

Même si une fourchette de 0,1 % à 0,25 % apparaît comme relativement faible et, en particulier, de peu d'impact, notamment sur la politique monétaire ou sur le chiffre de la croissance, on ne peut bien sûr admettre une surestimation sans faire quelque chose pour la corriger. L'INSEE travaille en vue de l'amélioration de ses méthodes. Ainsi la moyenne géométrique a-t-elle été récemment introduite. L'introduction prochaine dans l'IPC des assurances, la mensualisation progressive de tous les relevés de prix et l'amélioration du traitement des valeurs manquantes dans l'IPC constitueront également des progrès sensibles. Cependant, la correction de la faible surestimation des deux lignes du tableau 1 pour lesquelles on ne peut écarter cette possibilité serait beaucoup plus complexe et coûteuse que ces réformes.

On a admis dans cet article que l'estimation de cette faible surestimation (0,1 % à 0,25 %) était incertaine. Il ne peut donc être question pour l'INSEE d'utiliser ce chiffre tel quel. Il faut au contraire améliorer les méthodes opérationnelles elles-mêmes avec de l'information reposant sur de véritables données. En effet, l'IPC est un outil essentiel pour tous les agents économiques, les simples citoyens comme les décideurs. Les méthodes qui prévalent pour sa construction doivent être transparentes, pertinentes et fiables. Ceci prendra donc du temps et de l'argent²⁰. L'expérience de l'INSEE dans le traitement de l'effet-qualité des micro-ordinateurs a montré que le coût d'une estimation fiable de l'effet-qualité pour ce seul secteur était élevé. Cette voie continue d'être explorée et une méthode économétrique d'estimation des effets-qualité sera bientôt opérationnelle pour certains autres biens durables (lave-vaisselle notamment). Mais il est hors de notre portée de pouvoir procéder seuls à la généralisation de ces études.

Deux voies d'avenir existent néanmoins. D'abord la mise en commun des moyens de recherche sur les effets-qualité des instituts de statistique européens, telle qu'elle commence à se dessiner, permet d'espérer des économies d'échelle significatives dans le futur. Ainsi, plusieurs groupes de travail multilatéraux sous l'impulsion d'Eurostat ont commencé à fonctionner cette année (notamment sur l'habillement, les micro-ordinateurs, les biens durables et l'automobile). L'INSEE compte beaucoup sur l'approfondissement d'un tel programme international de recherche qui devrait s'étendre notamment aux pays d'Amérique du Nord. Les marchés de l'automobile et des biens durables sont maintenant internationaux et il n'est plus de mise de gaspiller des ressources à tenter de faire les mêmes estimations dans tous les pays. Un partage du travail au sein du réseau international des instituts de statistiques est dans l'intérêt de tous les utilisateurs.

Ensuite, en accord d'ailleurs avec les recommandations de la commission Boskin et en parallèle avec les actions menées dans de nombreux autres pays, l'INSEE envisage l'utilisation plus massive des données détaillées en provenance de sociétés privées d'études de marché qui, par leur richesse d'information et leur rapidité d'obtention, figureront probablement parmi les solutions d'avenir pour la correction des biais de substitution de niveau détaillé et de nouveaux circuits de distribution²¹. Des études détaillées sur « l'effet circuit d'achat » à partir de telles données ont d'ailleurs déjà été publiées.

²⁰ *La taille de l'équipe de statisticiens de l'IPC français est plus faible que celle de son homologue américain. Il est à noter qu'à la suite du débat autour de la commission Boskin, le BLS a obtenu une sensible rallonge budgétaire qui a récemment permis à son directeur d'entreprendre un ambitieux programme d'amélioration (Abraham, 1996).*

²¹ *A.C. Nielsen France a bien voulu mettre ainsi gratuitement à la disposition de l'INSEE des données extrêmement détaillées sur certains marchés dans le cadre d'un programme de recherche conjoint qui commence en 1997. Cette même société avait fourni les données qui avaient permis l'étude sur les tablettes de chocolat déjà citée dans cet article.*

Bibliographie

- Abraham, K. (1997), *Testimony of the Commissioner of Labor Statistics Before the Senate Budget Committee*, janvier.
- Aizcorbe, A. et P. Jachnan (1993), « The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-1991 », *Monthly Labor Review*, décembre.
- Ardilly, P. et F. Guglielmetti (1993), « La précision de l'indice des prix : mesure et optimisation », *Économie et Statistique*, n° 267, pp. 13-27
- Armkneth, P. et D. WeyLack (1989), « Adjustment for Quality Change in the U.S. Consumer Price Index », *Journal of Official Statistics*, vol. 5, n° 2, pp. 107-123.
- Baker, D. (1996), « The Overstated CPI : Can It Really Be True », *Challenge*, sept./oct., pp. 26-33.
- Beradt, E., Z. Griliches et N. Rappaport (1995), « Econometric Estimates of Price Indexes for Personal Computers in the 1990s », *Journal of Econometrics*, juillet, vol. 68, n° 1, p. 243-268.
- BLS (1993), « The Anatomy of Price Change », réimpression du *Monthly Labor Review*, décembre.
- BLS (1995), *Rapport du BLS pour le « House Budget Committee »*, congrès des États-Unis, avril.
- Boskin M., E. Dulberger, Z. Griliches, R. Gordon et D. Jorgensen (1996), *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, rapport final au « Senate Finance Committee », décembre.
- Buchwald W. et A. Saglio (1994), « Des indices de prix à la consommation plus comparables entre la France et la RFA », *Économie et Statistique*, n° 275-276, pp. 9-24.
- Crawford, A. (1993), *Measurement Biases in the Canadian CPI*, rapport technique n° 64, Banque du Canada, p. 54, septembre.
- Deaton et Mullbauer (1980), *Economics and Consumer Behaviour*, Cambridge University Press.
- Diewert, W.E. (1976), « Exact and Superlative Index Numbers », *Journal of Econometrics*, vol. 4, n° 2, pp. 115-145.
- Dubeaux, D. et A. Saglio (1995), « Modification des circuits de distribution et évolution des prix alimentaires », *Économie et Statistique*, n° 285-286, pp. 49-58.
- Glaude, M. (1997), « Du bon usage des indices de prix à la consommation », *La revue française du marketing*, n° 161.
- Gordon, R. (1990), *The Measurement of Durable Goods Prices*, University of Chicago Press for the NBER.
- Griliches, Z. (1995), *Senate Finance Committee Testimony*, États-Unis.
- Griliches, Z. et I. Cockburn (1994), « Generics and New Goods in Pharmaceutical Price Indexes », *American Economic Review*, décembre, vol. 84, n° 5, pp.1213-1232.
- Jacobzone S., E. Martin, V. Perrin et J. Werle (1997), « A Hedonic Insight at the Pricing of Prescription French Drugs: Are Prices Really Rising that Slowly? », *mémo*, Crest-INSEE, mars.
- Kuttner, R. (1995), « Why It's Too Soon to Monkey with the CPI », *Business Week*, novembre.
- Montiel, S. (1996), « Impact sur l'IPC de la moyenne géométrique », *Notes internes INSEE*, n° 361/F320 de juillet 1996, n° 90/F320 du 21/3/1995, n° 144/F320 du 24/5/1995.
- Moreau, A. (1991), « Micro-informatique, concurrence par les prix », *INSEE Première*, n° 175, décembre.
- Moreau, A. (1991), « Un indice de prix pour les micro-ordinateurs », *Courrier des statistiques*, n° 58-59.
- Moulton, B. (1996), « Bias in the Consumer Price Index: What Is the Evidence? », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, n° 4, pp. 159-177, automne.
- Norwood, J. (1996), « Statement Before the Senate Finance Committee », *Congrès des États-Unis*, juin.
- Oulton, N. (1995), « Do UK Indexes Overstate Inflation? », *National Institute Review*, mai.
- Pirieu, J.Y. (1983), *L'indice de prix*, Éditions La Découverte/Maspéro, France.
- Poinat, F. (1996), « Estimation du biais potentiel sur l'IPC issu de la méthode de chaînage des agrégats intermédiaires », *Note interne INSEE*, n° 315/F320.
- Prime, M. et A. Saglio (1995), « Indices de prix et prix moyens : une étude de cas », *Économie et Statistique*, n° 285-286, pp. 35-48.

- Quaranta, V. (1995), « Sensitivity to the Choice of the Formula for Compiling Elementary Aggregates », document de travail du Task Force III sur le *European Program for CPI Harmonization*.
- Saglio, A. (1995), « Changement de tissu commercial et mesure de l'évolution des prix », *Économie et Statistique*, n° 285-286, pp. 9-33.
- Schultz, B. (1994), « Enchaînement des indices de prix », dans W.E. Diewert et C. Montmarquette (sous la direction de), *La mesure du niveau des prix*, actes du colloque tenu sous l'égide de Statistique Canada, Canada.
- Shapiro, M. et D. Wilcox (1996), « Mismeasurement in the Consumer Price Index: an Evaluation », document de travail *NBER*, n° 5590, mai.
- Viglino, L. (1995), « À propos des indices de variété par agglomération, réflexions sur les travaux d'harmonisation européenne », *Note interne INSEE*, n° 91/F320 du 21/3/1995, « De l'utilité de la moyenne géométrique », communication CEE/OIT Genève 1995, *Note interne INSEE*, n° 261/F320 du 13/9/1996.
- Viglino, L. et S. Montiel (1995), « Effet du chaînage annuel », *Note interne INSEE*, n° 176/F320 du 19/6/1995.
- Wynne, M. et F. Sygalla (1994), « The Consumer Price Index », *Revue économique*, deuxième trimestre.

Le rapport Boskin : le point de vue du Royaume-Uni

*David Fenwick*¹

Office for National Statistics

Résumé

Du point de vue du R.-U., le rapport Boskin ne soulève aucun fait nouveau; il accorde simplement plus d'importance à certaines questions. À l'Office for National Statistics du R.-U., comme dans tout autre service national de statistiques dans le monde, depuis plusieurs années, on a fait un nombre considérable de recherches sur la méthodologie liée aux indices des prix à la consommation, et les travaux se poursuivent.

À notre avis, le Retail Prices Index (RPI) demeure actuellement la mesure de l'inflation de la consommation au R.-U la plus précise qui soit. Il est calculé selon la meilleure méthodologie existante, sur les conseils d'un comité consultatif indépendant du RPI. Nous croyons que bien des questions soulevées dans le rapport Boskin pour les États-Unis sont moins valables au R.-U., ce qui est aussi l'avis de plusieurs commentateurs indépendants. Néanmoins, comme bien d'autres pays, nous avons entrepris d'autres recherches et analyses pour enquêter plus à fond sur les questions soulevées.

¹ *Directeur, Consumer Prices and General Inflation Division.*

Introduction

Du point de vue du R.-U., le rapport Boskin ne soulève aucun fait nouveau; il accorde simplement plus d'importance à certaines questions. À l'Office for National Statistics R.-U., comme dans tout autre service national des statistiques dans le monde, depuis plusieurs années, on a fait un nombre considérable de recherches sur la méthodologie liée aux indices des prix à la consommation, et les travaux se poursuivent.

À notre avis, le Retail Prices Index (RPI) demeure actuellement la mesure de l'inflation de la consommation au R.-U la plus précise qui soit. Il est calculé selon la meilleure méthodologie existante, sur les conseils d'un comité consultatif indépendant du RPI. Nous croyons que bien des questions soulevées dans le rapport Boskin pour les États-Unis sont moins valables au R.-U., ce qui est aussi l'avis de plusieurs commentateurs indépendants. Néanmoins, comme bien d'autres pays, nous avons entrepris d'autres recherches et analyses pour enquêter plus à fond sur les questions soulevées.

Questions soulevées dans le rapport Boskin

Dans le rapport Boskin, on conclut que l'indice des prix à la consommation (IPC) américain surévalue l'inflation entre 0,8 et 1,6 point de pourcentage par année. Cette conclusion est fondée sur cinq arguments principaux.

Substitution des produits

Premièrement, on affirme que l'IPC américain ne tient pas suffisamment compte de la substitution des produits — les changements dans les habitudes de consommation qui surviennent lorsque le consommateur remplace un produit en réaction à une variation relative de prix. Cet argument veut que le consommateur ait tendance à dépenser moins pour des biens ou des services dont le prix a augmenté par rapport aux autres et plus pour ceux dont le prix a subi une réduction relative. Comme il faut du temps avant que ces variations des dépenses ne ressortent dans les valeurs de pondération servant à calculer l'indice des prix, trop de poids est accordé aux prix qui augmentent rapidement et pas suffisamment à ceux qui augmentent plus lentement ou qui sont à la baisse, ce qui entraîne une surestimation des hausses de prix moyennes. Manifestement, l'ampleur d'un biais de ce genre dépend de la fréquence et de la rapidité à laquelle sont introduites les valeurs de pondération révisées qui sont utilisées dans le panier à provisions « représentatif ». Tout biais de substitution de produits de différents groupes de pondération est réduit de beaucoup si les valeurs de pondération des dépenses sont mises à jour fréquemment. Or la mise à jour fréquente des valeurs de pondération des dépenses n'influe pas sur les biais de substitution entre les produits du même groupe de pondération. On peut facilement découvrir l'ampleur de ces biais en comparant l'indice publié à un indice superlatif (Diewert, 1976), qui, dans une grande mesure, n'est pas influencé par ce biais. Néanmoins, comme un indice superlatif peut uniquement se calculer rétrospectivement lorsque les valeurs de pondération de l'année suivante sont disponibles, on ne peut pas s'en servir pour produire normalement un indice des prix.

Une importante différence méthodologique entre l'IPC américain et le RPI du R.-U. vient du fait que le panier et les valeurs de pondération du RPI sont révisés chaque année, tandis que ceux de l'IPC américain sont révisés tous les dix ans; par conséquent, le biais de substitution de produits est moins important dans le cas du RPI du Royaume-Uni que dans le cas de l'IPC américain. Cette mise à jour annuelle tient compte des variations des montants relatifs que le consommateur dépense pour diverses catégories de biens et services. Ces variations sont mesurées annuellement par la Family Expenditure Survey et, dans le cas des aliments, par la National Food Survey et sont prises en considération chaque année lorsque les valeurs de pondération relatives accordées aux produits dans le panier à provisions représentatif sont révisées. En outre, chaque produit choisi pour l'établissement des prix est mis à jour à partir de ces enquêtes et des dernières études de marché afin que les produits les moins populaires soient éliminés du panier et remplacés par d'autres, plus populaires. Ainsi, tout biais du RPI dû à la substitution des produits est vraisemblablement moins important dans le cas du RPI du Royaume-Uni parce que le panier et les valeurs de pondération sont mis à jour tous les ans.

Substitution des points de vente

Selon le deuxième argument avancé dans le rapport Boskin, l'IPC américain ne tient pas suffisamment compte de la substitution des points de vente — lorsque le consommateur se rend à des points de vente plus économiques. Le raisonnement économique est semblable à celui de la substitution des produits. Le consommateur a tendance à dépenser moins dans les points de vente où les prix sont relativement élevés et plus dans ceux où les prix sont relativement plus bas. Si ces variations dans les habitudes de consommation ne ressortent pas dans l'échantillon de points de vente d'où les prix sont relevés ou dans toute repondération ultérieure, il y a surreprésentation des points de vente dont les prix ont augmenté par rapport aux autres et sous-représentation de ceux dont les prix ont diminué de façon relative, entraînant une surévaluation des hausses de prix moyennes. De toute évidence, plus la révision de l'échantillon de points de vente d'où des prix sont relevés est fréquente et plus la base de sondage servant à la sélection des magasins est actualisée, plus la portée des biais de substitution des points de vente est limitée. Par ailleurs, la repondération de l'échantillon réduit davantage ce genre de biais.

Au R.-U., le relevé des prix ne se limite pas aux grandes zones urbaines, comme c'est le cas aux États-Unis et, contrairement à ce pays, la mise à jour des zones de travail sur le terrain ainsi que le dénombrement et la mise à jour de l'échantillon des points de vente dans ces zones sont des étapes normales. De plus, pour la plupart des produits, des valeurs de pondération des types de magasins sont appliquées aux données provenant de magasins indépendants et multiples, et il existe des valeurs de pondération individuelles pour les principales chaînes d'où le relevé des prix est centralisé. Ces valeurs de pondération sont révisées chaque année et doivent compenser une bonne partie de la variation des habitudes d'achat. Il semble que les magasins d'usine, considérés comme étant une source importante du biais de points de vente dans l'IPC américain sont moins courants au R.-U. En résumé, on maintient que tout biais de substitution des points de vente est susceptible d'être moins important au R.-U. qu'aux États-Unis.

Biais de formule

Troisièmement, dans le rapport Boskin, on prétend que la formule utilisée dans l'IPC américain pour établir la moyenne des données brutes sur les prix ne tient pas compte du changement des habitudes de consommation entre des produits semblables du même groupe de pondération, changement dû aux variations relatives des prix. Ce biais de formule dépend tant du choix de la formule utilisée pour établir la moyenne des données brutes sur les prix que de la réaction du consommateur à la variation des prix, tout particulièrement de l'élasticité de la demande pour divers produits dans un groupe de produits. Diverses formules peuvent servir à regrouper des prix relevés dans les groupes de produits de base (voir l'annexe). L'IPC américain a uniquement recours à la moyenne des prix relatifs. Certains (voir Dalen, 1992) jugent que le recours à la moyenne géométrique recommandée dans le rapport Boskin est une façon de compenser les biais de substitution causés par le changement des habitudes d'achat entre diverses marques ou variétés d'un même produit. Comme on l'explique dans l'annexe, la moyenne des prix relatifs accorde la même importance à tous les prix relevés; cependant, si un prix augmente plus rapidement que les autres, comme le consommateur a tendance à abandonner la marque, la variété ou le point de vente représenté par ce prix, il doit être sous-pondéré pour éviter tout biais par excès. On peut montrer (Dalen, 1992) que le fait de recourir à la moyenne géométrique équivaut à supposer que le partage des dépenses demeure constant, de sorte que, si un prix double et que les autres ne changent pas, la quantité achetée du produit, de la variété ou dans le point de vente représenté par ce prix est réduite de moitié. En réalité, la sensibilité du consommateur aux variations des prix change selon les produits. Ainsi, l'application générale de la moyenne géométrique, et l'hypothèse implicite voulant que l'élasticité de la demande des produits faisant l'objet d'un relevé soit de un, représente une simplification de la réalité. Des renseignements techniques plus détaillés et une évaluation des diverses formules utilisées pour regrouper les données sur les prix figurent à l'annexe.

Au R.-U., le rapport des moyennes est utilisé, sauf pour les produits dont le prix dans un indice élémentaire varie vraisemblablement beaucoup, comme c'est le cas pour l'ameublement. Dans ces circonstances, la moyenne des prix relatifs est utilisée (voir l'annexe). La sensibilité du consommateur aux variations des prix change selon les produits. Ainsi, pour chaque produit, il faut idéalement estimer le nombre de substitutions de variétés et de points de vente qui surviendra vraisemblablement et, selon ces chiffres, décider quelle formule serait la meilleure. Le fait de faire le mauvais choix entraînerait un biais dans l'estimation des variations des prix pour ce produit. Le choix des formules n'est pas coulé dans le béton. D'autres enquêtes seront nécessaires.

Ajustement en fonction de la qualité

Selon le quatrième argument avancé dans le rapport Boskin, l'IPC américain ne tient pas suffisamment compte des améliorations de la qualité, particulièrement pour les biens durables. Le raisonnement : il faut établir une distinction entre les hausses de prix dues à l'inflation et les hausses causées par une meilleure qualité. Si la dernière catégorie n'est pas pleinement permise et exclue, il y a surévaluation de l'inflation. Par conséquent, selon le rapport Boskin, dans le contexte américain, ce biais d'ajustement en fonction de la qualité s'ajoute au taux d'inflation. Il faut remarquer qu'il peut y avoir des produits ou des groupes de produits dont la qualité s'est détériorée. En outre, il y a des cas où le changement de qualité est plus apparent que réel.

Les estimations du biais d'ajustement en fonction de la qualité pour les États-Unis ne s'appliquent pas au R.-U. étant donné les différences entre les deux pays. Par exemple, on admet que les soins médicaux représentent un problème pour l'IPC américain. Cependant, les soins médicaux ont très peu de poids dans le RPI du R.-U. puisque la plupart des soins sont gratuits à l'endroit où ils sont administrés. On peut mettre en doute le fait que l'instauration d'ajustements en fonction des changements de qualité ne convient pas dans certaines circonstances, par exemple dans le cas d'un indice de la rémunération. De même, les biais de qualité peuvent être négatifs dans certains secteurs. Par exemple, on pourrait avancer que la qualité de certains services, tels que les transports en commun, s'est détériorée ces dernières années. Les questions des changements de qualité et de la façon de les traiter sont examinées depuis bien des années (Department of Employment, 1986). Des indices des prix ajustés en fonction de la qualité sont conçus pour les secteurs jugés comme étant les plus touchés (vêtements, nouvelles voitures, ordinateurs, appareils audiovisuels). La différence entre ces indices et ceux produits grâce aux méthodes en vigueur fournit une estimation de l'effet numérique découlant de l'exclusion des ajustements apportés pour tenir compte de la qualité. Des indices expérimentaux des prix ajustés en fonction de la qualité pour les nouvelles voitures et les ordinateurs font déjà partie de l'indice harmonisé des prix à la consommation produit pour l'Union européenne. Il reste à savoir s'il est sensé de faire des ajustements des changements de la qualité dans le RPI. Reste ensuite la question de l'impartialité : tout ajustement en fonction de la qualité doit tenir compte de la détérioration de la qualité ainsi que de son amélioration. L'ajustement en fonction de la qualité est une question complexe tant du point de vue du concept que de la mesure. Il y a lieu de faire d'autres études.

Nouveaux biens et services

La cinquième et dernière question soulevée dans le rapport Boskin a trait au traitement des nouveaux biens et services. On y avance que l'IPC américain surévalue l'inflation parce qu'il est lent à incorporer de nouveaux produits dans l'indice ou qu'il les oublie complètement. On y affirme que le prix de nouveaux produits chute souvent rapidement pendant la période suivant immédiatement leur entrée sur le marché; en les excluant, l'IPC ne tient pas compte de ces réductions de prix. Par ailleurs, les tendances des prix à plus long terme de certains des nouveaux produits peuvent être atypiques de la tendance générale des prix dans les groupes de produits pertinents. Il peut être difficile de faire la distinction entre le biais dû à l'exclusion de nouveaux produits et le biais causé par le mauvais ajustement en fonction de la qualité. On s'inquiète aussi de la surveillance et de l'incorporation des modifications de la valeur des ventes pendant les périodes où les prix varient rapidement et qui suivent immédiatement l'entrée des nouveaux biens sur le marché. La valeur des ventes de produits rivaux change, tout comme celle du nouveau produit. Cette question précise n'est pas traitée directement dans le rapport Boskin et porte sur les nouveaux biens et la substitution de produits.

Au R.-U. le panier des produits représentatifs servant à construire le RPI est mis à jour annuellement et, de cette façon, est supérieur à l'IPC américain. Cependant, des recherches seront réalisées pour apporter plus d'information sur cette question.

Conclusion

Il est généralement reconnu qu'aucune mesure de l'inflation ne peut répondre à elle seule à tous les besoins des utilisateurs. Voilà pourquoi l'ONS produit d'autres mesures de l'inflation en plus du RPI, par exemple les indices des prix de production et le déflateur du PIB. Même dans le contexte des dépenses de consommation, des types particuliers de ménage et chaque personne peuvent connaître des taux d'inflation différents.

Il faut noter que le concept de biais dépend beaucoup de la conformité aux circonstances. Ainsi, Diewert (1996) affirme qu'on ne doit pas tenir compte des biais dus aux nouveaux biens et services dans certaines circonstances, par exemple pour un indice de la rémunération des personnes à revenu relativement faible. Ces personnes n'achètent pas ces produits, puisque tout leur revenu sert à acheter des produits de première nécessité. On a allégué que l'ajustement en fonction de la qualité devrait être exclu d'un indice de la rémunération si, en réalité, le consommateur n'a d'autre choix que d'accepter ces changements de qualité parce que, sans ces changements, les produits n'existeraient plus et ne pourraient donc plus être achetés.

Les auteurs du rapport Boskin avancent que l'IPC des États-Unis devrait être un indice du coût de la vie. Déjà, l'IPC américain aspire à ce titre, et bien des décisions méthodologiques sont prises dans le cadre d'un indice du coût de la vie. À l'opposé, les comités consultatifs sur le RPI ont recommandé que le RPI ne soit pas un indice du coût de la vie.

Les problèmes cernés dans le rapport Boskin sont propres à tous les indices des prix, mais la méthodologie utilisée pour le RPI du R.-U. est, à plusieurs égards importants, supérieure à celle de l'IPC américain, tout particulièrement du fait que le « panier » représentatif des biens et services servant à calculer la variation moyenne des prix pour le RPI est mis à jour annuellement, contrairement aux États-Unis où le panier était, jusqu'à tout récemment, mis à jour tous les dix ans. Par conséquent, nous sommes beaucoup mieux placés pour tenir compte des nouveaux produits et de la substitution des produits. Par ailleurs, grâce aux procédures d'échantillonnage des points de vente utilisées pour le RPI du R.-U., la substitution des points de vente pose moins de problèmes.

Les arguments avancés relativement aux deux autres questions importantes soulevées dans le rapport Boskin — l'ajustement en fonction de la qualité et le recours à la moyenne géométrique — sont moins précis. Il faut tenir compte de deux choses importantes lorsqu'on examine l'ajustement en fonction de la qualité : la première, à savoir si l'ajustement en fonction de la qualité est sensé dans le contexte dans lequel le RPI est utilisé; la seconde, à savoir que tout ajustement du genre devrait tenir également compte de la détérioration de la qualité ainsi que de son amélioration. L'argument avancé, à savoir si la moyenne géométrique est meilleure que les deux formules actuellement utilisées pour le RPI, dépend de la réaction du consommateur aux variations des prix et de la façon dont celle-ci varie pour divers produits. Dans certaines circonstances, la moyenne géométrique peut entraîner un biais par défaut. Dans d'autres, la moyenne géométrique peut produire un taux d'inflation supérieur à celui obtenu par la méthode courante.

Il est essentiel d'examiner les questions soulevées dans le rapport Boskin à la lumière des faits. L'ONS réalisera d'autres recherches à cet effet.

Annexe : effets des formules

Un indice élémentaire est un indice pour un bien ou un service précis spécialement identifié pour relever des prix et il est calculé à partir de données tirées d'une strate de points de vente (selon le produit, les prix peuvent être stratifiés par région, multiple/indépendant ou les deux). Les deux méthodes utilisées pour le RPI du R.-U. qui permettent de produire des indices élémentaires sont **la moyenne des prix relatifs (AR)** et **le rapport des moyennes (RA)**. Les auteurs du rapport Boskin recommandent d'utiliser la **moyenne géométrique (G)**. Si l'on obtient des prix $p_{1,0}$ à $p_{n,0}$ pendant la période de base (qui, aux fins du RPI, est le mois de janvier de chaque année) et des prix assortis $p_{1,t}$ à $p_{n,t}$ pour un produit donné dans l'indice élémentaire pendant un mois ultérieur, alors :

$$AR: I_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{p_{it}}{p_{i0}} \quad (1)$$

$$RA: I_t = \frac{\sum_{j=1}^n p_{jt} / n}{\sum_{i=1}^n p_{i0} / n} \quad (2)$$

$$G: I_t = \left(\prod_i \frac{p_{it}}{p_{i0}} \right)^{1/n} = \frac{\left(\prod_i p_{it} \right)^{1/n}}{\left(\prod_i p_{i0} \right)^{1/n}} \quad \text{où } I_t = \text{valeur de l'indice élémentaire au temps } t \quad (3)$$

Le RA est moins touché que la AR si un $p_{i,0}$ est anormalement bas, par exemple en raison des ventes de janvier, tandis que le $p_{i,t}$ correspondant n'est pas bas. Toutefois, le RA a un désavantage, soit que, si une paire de prix assortis (c.-à-d. des prix pour exactement le même bien disponible pour le mois de base et le mois courant) a trait à un objet dont le prix est beaucoup plus élevé que les autres paires, cette paire domine le calcul. La AR est donc utilisé lorsque les prix d'un indice élémentaire varieront vraisemblablement beaucoup, comme c'est le cas pour les meubles.

La AR montre une hausse de prix plus grande (ou une moins grande chute) que le RA si les prix relatifs $p_{it}/p_{i,0}$ sont en corrélation négative par rapport aux prix de base, ce qui est souvent le cas en pratique. Cependant, si les prix relatifs sont en corrélation positive par rapport aux prix de base, la AR montre une hausse de prix moins grande ou une plus grande baisse que le RA.

Une autre façon de décrire la différence entre la AR et le RA est d'examiner l'expression

$$I_t = \sum_{i=1}^n w_i \frac{p_{it}}{p_{i0}} \quad (4)$$

Idéalement, le w_i doit dénoter des dépenses réelles, mais comme aucune donnée n'est actuellement disponible qui permette d'estimer les valeurs de pondération en ce sens à ce niveau de regroupement très bas, des hypothèses doivent être émises. Si l'on suppose que tous les w_i sont égaux, cette formule devient la *AR*. Ainsi, la *AR* est indiqué si chaque prix relevé dans le regroupement est jugé aussi important que les autres. Cependant, si l'on prétend que les valeurs de pondération sont proportionnelles au prix de base $p_{i,0}$, cette formule devient le *RA*. Par conséquent, le *RA* est indiqué si les dépenses sont proportionnelles au prix.

La *G* est toujours inférieure à la *AR* (à moins que les prix relatifs ne soient tous égaux, lorsque $G = AR$). Si la plupart des prix relatifs sont plus ou moins égaux, mais qu'il y a quelques valeurs aberrantes, la *G* n'augmente pas autant que la *AR* sous l'effet de prix relatifs importants, mais il subit plus qu'elle la baisse associée à des prix relatifs faibles. Par exemple, supposons que $n = 10$ et que neuf des prix relatifs égalent 1. Si l'autre prix relatif est de 2, la *AR* est de 1,1 et la *G* est de 1,072. Cependant, si l'autre prix relatif est de 0,1, le *RA* est de 0,91 et la *G* est de 0,794.

La *G* peut être inférieure ou supérieure au *RA*. Si le coefficient de la variation des prix (l'écart-type divisé par la moyenne) est plus grand pendant le mois t que pendant le mois de base 0 , alors $RA > G$ et vice versa.

Bibliographie

- Boskin *et al.* (1996), « Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living », rapport final de l'*Advisory Commission to Study the Consumer Price Index* au comité des finances du Sénat américain.
- Dalen, J. (1992), « Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index », *Journal of Official Statistics*, p. 129-147.
- Department of Employment (1986), *Methodological Issues affecting the Retail Prices Index*, (Cmnd 9848, 1986).
- Diewert, W. E. (1976), « Exact and Superlative Index Numbers », *Journal of Econometrics*, vol. 4, p. 115-145.
- Diewert, W. E. (1996), « Sources of Bias in Consumer Price Indexes », *The University of New South Wales School of Economics*, Document de travail 96/4.

L'état actuel du débat sur l'IPC aux États-Unis

*Jack E. Triplett*¹

Bureau of Economic Analysis et
National Bureau of Economic Research

Résumé

Le rapport final de la Commission Boskin (du nom de son président, Michael Boskin) est tombé comme un gros pavé dans une mare tranquille. Il a fait un énorme éclaboussement aux États-Unis, et les raz-de-marée et les ondes de choc se sont répercutés dans le monde entier. Mais huit mois après la publication du rapport de décembre 1996, le calme plat est presque revenu au centre de la mare où le pavé est tombé.

Cette communication présente certaines des raisons pour lesquelles aucune des occasions n'a été saisie à la suite de la publication du rapport. L'auteur conclut que l'une des occasions ratées est la création d'un système plus unifié de statistiques économiques. Même si Statistics USA ne marque aucun progrès, il y a toujours de l'espoir pour l'avenir.

¹ *Économiste principal, Bureau of Economic Analysis.*

Introduction

Dans son introduction, Jacob Ryten a bien synthétisé les réponses et les réactions au rapport Boskin de la part des organismes statistiques des autres pays. Il semble opportun de revenir au pays dans lequel s'est amorcée la ronde actuelle de discussions publiques dans le monde et de faire le point sur le débat sur l'IPC aux États-Unis.

En termes succincts, aux États-Unis, le dossier de l'IPC est mort et enterré. Et je ne crois pas exagérer. Le rapport de la Commission de l'IPC (ou Commission Boskin, du nom de son président, Mike Boskin) est tombé comme un gros pavé dans une mare tranquille. Il a fait un énorme éclaboussement aux États-Unis, il est probablement celui qui a eu le plus grand impact public — certainement le plus grand impact immédiat — de tous les rapports dans l'histoire des mesures économiques. Les raz-de-marée et les ondes de choc du rapport se sont répercutés dans le monde entier, comme Jacob Ryten l'a expliqué dans la présente publication, et ont eu leur propre incidence. Aujourd'hui, à peine huit mois après la publication du rapport en décembre 1996, le calme plat est presque revenu au centre de la mare où le pavé est tombé.

Une des raisons qui m'autorisent à dire que tout est redevenu calme est le nouvel accord budgétaire qui vient d'être conclu aux États-Unis entre le président et le Congrès. Ce nouvel accord ne prévoit ni rajustements ni compressions du facteur d'indexation de l'IPC pour les paiements de sécurité sociale ou du facteur d'indexation des fourchettes d'imposition. L'IPC n'est plus un enjeu budgétaire.

Une deuxième mesure du calme qui règne au milieu de la mare a trait aux interventions pour améliorer l'IPC. Certains changements sont apportés à l'IPC, et ils vont certainement dans la bonne direction. Le Bureau of Labor Statistics (BLS) a réclamé des augmentations budgétaires pour des améliorations utiles : porter de 5 000 à 7 500 unités de consommation la taille de la Consumer Expenditure Survey (la base des pondérations de l'IPC), améliorer les systèmes de traitement pour accélérer des changements de pondération de l'IPC, calculer un nombre-indice superlatif en cinq ans, et intensifier la collecte des données sur les changements de qualité et les nouveaux produits. Bien qu'il s'agisse clairement d'améliorations, ce sont des mesures relativement restreintes, et il reste à voir si elles survivront mieux au reste du processus budgétaire de cette année que les autres propositions d'amélioration des données qui ont été faites lors des cycles budgétaires passés.

Je voudrais passer en revue devant cet auditoire international les raisons pour lesquelles les efforts d'amélioration ou de changement de l'IPC, ou de changement des formules gouvernementales d'indexation qui sont fondées sur l'IPC, semblent avoir manqué de souffle. Il y a des leçons à tirer de l'expérience. Permettez-moi de souligner que ce sont là mes observations personnelles, de l'intérieur de la rocade, comme on dit à Washington. Mon unique dessein est d'indiquer ce qui semble avoir transpiré, et pourquoi. Au nombre des raisons qui expliquent ce qui s'est passé, il y a certaines caractéristiques du rapport de la Commission de l'IPC, que je signalerai au passage, mais mes propos ne se veulent pas une critique du rapport de la Commission ni une analyse de la substance du rapport, même si certains commentaires sur la substance s'imposent.

Première ronde

Dans la première ronde du débat de Washington sur l'IPC, Alan Greenspan a fait valoir, il y a environ deux ans et demi, que le Congrès pourrait économiser beaucoup d'argent au chapitre de la sécurité sociale s'il en réduisait le facteur d'indexation sur l'IPC, parce que, disait-il, l'IPC est une mesure gonflée de l'inflation. L'idée était séduisante pour le Congrès, car elle semblait donner un moyen, un moyen politiquement acceptable, de sabrer dans le budget. Autrement dit, elle légitimait une mesure que de nombreux membres du Congrès voulaient prendre, qu'ils jugeaient nécessaire, mais qui était politiquement impopulaire.

Deuxième ronde

Dans la deuxième ronde, la Commission Boskin a été nommée. La Commission avait un double mandat. D'abord : De combien l'IPC exagère-t-il l'inflation? Ensuite : Que faut-il faire pour améliorer l'IPC?

Voilà, de façon très concrète, deux mandats tout à fait contradictoires. Je soupçonne que même certains membres de la Commission le reconnaîtraient aujourd'hui.

La première contradiction est dans la perspective politique. Si les économistes savent quel est le bon taux d'inflation, pourquoi financer l'amélioration de l'IPC? Pas besoin de dépenser les fonds. De fait, même si les membres de la Commission ont fait des courbettes pour faire l'éloge du professionnalisme du personnel du BLS et de ses contributions à l'étude des problèmes de mesure de l'IPC, le message que de nombreux lecteurs ont tiré du rapport de la Commission était l'absence de progressivité, ou pis encore, la façon dont le BLS dépensait mal les ressources déjà à sa disposition.

En second lieu, à Washington, le débat sur l'IPC était presque entièrement un débat sur le nombre — l'estimation de 1,1 du biais par la Commission a fait la manchette. Les questions de mesure de l'IPC étaient beaucoup trop compliquées pour la plupart des membres du Congrès, trop compliquées pour la presse et certainement trop compliquées pour la majeure partie du public. Ce n'était pas le cas de tous, qu'on me comprenne bien. J'ai entendu un membre très influent du Congrès dire, dans un exposé, quelque chose comme : « Donnons l'argent au BLS pour calculer les moyennes géométriques pour l'estimateur de bas niveau et un nombre-indice superlatif pour l'agrégation de haut niveau. » On se délecte de ce genre de questions au Congrès, et dans la presse. Mais, dans l'ensemble, ce ne sont pas les questions de mesure de l'IPC qui ont retenu l'attention du public, mais bien le nombre 1,1. C'était ça, la nouvelle : ce 1,1 est-il « correct »? Si vous connaissiez Washington, le contraire vous aurait surpris. Et c'est la deuxième raison pour laquelle les deux mandats de la Commission étaient inconciliables.

Troisième ronde

Donc, la troisième ronde a été un débat public prolongé et acrimonieux sur le nombre. Le rapport de la Commission de l'IPC dit bien des bonnes choses. Mais le débat public sur le rapport a porté presque exclusivement sur le nombre, et il était certainement vrai que le nombre 1,1 était vulnérable, vulnérable au sens de prêter trop facilement le flanc à la critique.

À Washington, et probablement partout en politique (et pour d'excellentes raisons), la présence d'une petite erreur dans le nombre, ou dans la logique ou la méthode de calcul du nombre, diminue la crédibilité des autres parties du rapport. Et, selon moi, c'est essentiellement ce qui s'est produit. Une petite erreur de nombre dans un savant discours, c'est excusable, parce que c'est le grand tableau qui compte. Mais, dans un débat public, ce sont souvent les petits détails au sujet d'un nombre qui comptent. Les organismes statistiques le comprennent très bien : une erreur de nombre est beaucoup plus dommageable pour l'image publique qu'une erreur de procédure.

Une partie du biais de 1,1 était non controversée : les biais de substitution d'environ 0,5 point et autres biais techniques. C'est l'estimation de 0,6 point du biais du changement de qualité qui a suscité la critique publique. Les journaux nous parlent, par exemple, d'agents immobiliers qui ont compris (pour parler en économiste) qu'aucune fonction hédonique pour le logement ne passe par l'origine, de sorte que l'auteur du chapitre de la Commission sur le changement de qualité qui a calculé le prix *moyen* par pied carré de logement locatif a fait une surcorrection pour la valeur du changement de qualité. Cela ne venait pas d'économistes sous forme de critiques techniques, mais d'agents immobiliers s'arrêtant aux points d'importance secondaire. Les journalistes ont aussi trouvé à critiquer et, comme l'un d'entre eux me l'a confié : « Si ce rapport était bon, je ne devrais rien y trouver à y redire. » Les gens ont fait leurs calculs au dos d'une enveloppe pour conclure que certains des calculs sommaires contenus dans le rapport avaient été faits un peu trop vite. J'en ai fait quelques-uns moi-même, Brent Moulton en a fait d'autres pour une communication publiée dans la série des *Brookings Papers on Economic Activity*, et j'en ai vu d'autres. Je ne pense pas que ces calculs aient été lourds de conséquences, mais ils avaient tous des conséquences.

Bien que cela n'ait pas fait partie du débat public, je pense que d'autres ont vu certains problèmes plus fondamentaux dans le chapitre du rapport sur le biais imputable au changement de qualité. Il me semble que le chapitre n'a pas du tout traité la recherche qui a fait ressortir un biais par défaut de l'IPC de la même façon que celle qui a démontré un biais par excès. Donc, les perceptions des problèmes liés au chapitre du rapport sur le changement de qualité ont coûté également des appuis professionnels au nombre 1,1.

Qu'on ne se méprenne pas. Je respecte l'effort qui a été consacré au rapport, et le souci de professionnalisme pour l'amélioration des statistiques économiques qui a motivé les membres de la Commission. Mais je donne mon évaluation de ce qui s'est passé. C'est un compte rendu détaillé de ce qui arrive à une question politique à Washington. Le rapport a été entaché d'une lacune fondamentale en présentant des nombres trop faciles à démolir, parce que la discussion des détails des nombres a détourné l'attention des recommandations présentées à la fin du rapport, et dont certaines étaient des recommandations très profondes qui présentent de bonnes possibilités à long terme.

Et il y a eu la ronde 3 1/2, en quelque sorte, c'est-à-dire les sondages. Les sondages étaient manifestement une erreur stratégique. Mike Boskin a procédé à un premier sondage (je suppose qu'il y a eu des pressions externes pour l'y inciter) qui était très sélectif et dont les résultats sont tombés aux mains des journaux. Cela a posé un petit problème. Mais, chose plus importante, il a validé d'autres sondages.

Le *Wall Street Journal* a procédé à un sondage confidentiel auprès de 320 économistes universitaires. Près des trois quarts d'entre eux (71 %) ont dit que le biais de l'IPC était de moins de 1,1 point de pourcentage. Les gens des « indicateurs économiques Blue Chip » ont interrogé leur groupe de pronostiqueurs, dont 86 % ont dit que 1,1, c'était trop élevé. Les sondages ont clairement augmenté les doutes dans l'esprit de bien des gens au sujet du 1,1. N'eût été de son premier sondage, Boskin aurait au moins pu dire : « Les sondages ne veulent rien dire, c'est l'expertise qui compte, et l'expertise, c'est la Commission qui l'a. » Mais son sondage légitimait les autres sondages à venir. Et, en outre, comme je le disais tantôt, les recommandations de la Commission se sont plus que jamais perdues dans les dépêches de presse au sujet du 1,1, de la question de savoir si les sondages manquaient d'objectivité ou pas, et ainsi de suite.

Quatrième ronde

À ce stade-ci, le Congrès était en mesure de donner suite au rapport de la Commission. On m'a parlé d'une rencontre privée au Congrès où certains des membres se sont fait dire : « Un groupe d'experts a déclaré que le biais de l'IPC est de 1,1, et le Congrès devrait légiférer pour apporter cette correction aux paiements de sécurité sociale. » Un membre de l'arrière-banc a finalement levé la main pour dire : « Un petit instant, je ne comprends pas. Nous allons demander au BLS d'y voir, pour que nous n'ayons pas à voter. »

Et, bien sûr, c'est exactement cela. Si le Congrès devait voter sur l'opportunité d'amputer les paiements de sécurité sociale de ce 1,1, ou d'ajouter ce 1,1 aux taux d'impôt, alors il devrait prendre position sur la réduction des prestations ou l'augmentation des impôts et, s'il avait été en mesure de le faire au départ, on n'aurait pas eu besoin d'une Commission de l'IPC pour générer une réduction automatique. L'attention portée au 1,1 allait, pendant tout ce temps, à l'encontre de l'objectif de l'amélioration de l'IPC, mais, à ce stade-là, elle commençait à jouer également contre l'objectif de réduction du déficit par une correction de l'IPC. Au cours d'une réunion au Brookings, un congressman a dit : « À l'heure actuelle, le Congrès est sous les feux de la rampe, et plus ces feux sont brillants, plus le Congrès trouve difficile d'agir. » La grande attention que le public a accordée au nombre 1,1 a empêché le Congrès d'agir directement sur les formules d'indexation.

De fait, pour conclure la quatrième ronde, le Congrès et le président n'ont rien fait. Après cet énorme éclaboussement, qui est retombé sur le monde entier, les formules d'indexation budgétaire sont restées les mêmes. Il est vrai que le budget intègre des projections réduites pour le taux d'augmentation de l'IPC jusqu'en l'an 2000, mais, en bout de ligne, la projection peut changer pour une foule de raisons étrangères à l'amélioration de l'IPC (une plus grande confiance que la Federal Reserve ait maté l'inflation et opte pour la stabilité, par exemple). À la toute fin du processus budgétaire, je crois savoir qu'on s'est mis d'accord pour retrancher environ 0,15 point de la formule d'indexation (0,15, c'est l'estimation du biais de substitution des produits dans l'IPC), mais, en bout de course, il n'y a pas eu de changement à la formule, essentiellement parce qu'une nouvelle estimation du déficit budgétaire a fait clairement ressortir que l'objectif de réduction du déficit avait en grande partie été atteint, sans changement du facteur d'indexation. Donc, il n'y a pas eu d'intervention sur la question qui avait propulsé au départ à l'avant-scène de l'actualité les questions de mesure de l'IPC — la possibilité de réduire le déficit du budget fédéral en retranchant 1,1 point du facteur d'inflation de l'IPC.

Cinquième ronde

La cinquième ronde aurait dû être les initiatives de longue portée pour améliorer l'indice des prix à la consommation. La cinquième ronde, c'est celle qui n'a malheureusement pas eu lieu. Je l'ai déjà dit, il y a eu quelques petits pas en avant. Les changements que le BLS propose aujourd'hui vont clairement dans la bonne direction. Mais personne ne peut soutenir que les changements proposés à l'IPC sont un tant soit peu compatibles avec le grand éclaboussement de décembre. Il y a trois raisons pour lesquelles la cinquième ronde n'a pas eu lieu.

La première est que le Congrès et l'Administration voulaient des initiatives capables de réduire l'IPC. À un certain moment donné, il y a eu une discussion politique au sujet de la possibilité de donner au BLS les ressources nécessaires pour améliorer l'IPC. Mais, implicitement, l'amélioration de l'IPC signifiait une garantie quelconque que les améliorations allaient entraîner une diminution du taux d'augmentation de l'indice. Cependant, un regard rétrospectif sur les récentes améliorations de l'IPC fait comprendre que, si certaines d'entre elles ont diminué le taux d'augmentation, d'autres par contre l'ont augmenté. Il est très difficile de dire que les deux ou trois prochaines améliorations vont nécessairement réduire l'indice. Or, si on ne peut le garantir, le Congrès perd tout intérêt à financer les améliorations de l'IPC.

En second lieu — et mes amis du BLS ne seront peut-être pas d'accord avec moi — il n'y avait pas de programme authentiquement du BLS sur la table. Le commissaire du BLS a demandé une commission extérieure pour l'IPC, de sorte que la Commission Boskin n'était pas inattendue, dans la perspective du BLS. Et pourtant, il n'a pas jailli de grand éclaboussement du programme complet pour améliorer l'IPC. Jacob Ryten a fait observer que cela serait perçu comme une occasion à exploiter à Statistique Canada, et non pas comme une menace. Les chefs des organismes statistiques et les chefs des programmes de statistiques des prix des autres pays m'ont dit la même chose au cours de conversations. Il y a une occasion d'améliorer les mesures économiques. Et il ne fait aucun doute qu'il y a une menace, et la menace, c'est que le débat public sur les questions de mesure, les débats du genre que l'on a vu dans les journaux aux États-Unis, peuvent porter sérieusement atteinte à la réputation de professionnalisme de l'organisme statistique. Il fait peu de doute que le débat qui a eu cours aux États-Unis a entaché la réputation du BLS dans certains milieux. Mais il y a également une occasion. Je ne devrais peut-être pas le dire de façon aussi crue, mais, selon moi, on n'a pas saisi l'occasion, ni peut-être même tenté de la saisir, si ce n'est de façon marginale.

Je vous donne un exemple. La Consumer Expenditure Survey des États-Unis a un échantillon de 5 000 ménages ou « unités de dépense ». Par le passé, il fallait mettre en moyenne trois années d'enquêtes sur les dépenses des consommateurs pour établir les pondérations de l'IPC. Le BLS se propose de porter l'échantillon à 7 500 ménages, afin de tirer de deux années de données le même niveau d'exactitude qu'auparavant — pas une plus grande exactitude, mais le même niveau. Et, pour autant que je sache, il n'y a pas de programme pour traiter des problèmes de fond qui caractérisent actuellement l'enquête. L'attrition de l'échantillon en est un, l'exactitude de déclaration en est un autre. Ce sont des problèmes qui entachent toutes les autres utilisations de l'enquête, des utilisations qui devraient également justifier l'amélioration de l'enquête sur les dépenses. Mais, même compte tenu des utilisations de l'IPC, les pondérations détaillées pour l'IPC (les totaux de dépenses pour les quelque 200 catégories individuelles de dépenses de l'IPC) ne sont pas exacts aujourd'hui : on compte

sur la loi des erreurs compensatoires pour veiller à ce que l'erreur de pondération de l'IPC d'*ensemble* soit faible. Il est difficile de voir comment on peut avoir un programme d'amélioration de l'IPC sans examiner la base de données sur laquelle ses pondérations sont fondées. L'amélioration qui a été proposée ne fera que porter la taille de l'échantillon de 5 000 à 7 500 unités, ce qui apparaît presque minuscule en regard de la taille d'échantillon de 35 000 unités prévue pour l'Enquête sur les dépenses des ménages au Canada. C'est un bien petit pas.

La troisième raison pour laquelle cette cinquième ronde n'a pas eu lieu — pour reprendre ce que j'ai déjà dit — est tout le brouhaha et tout le débat auxquels le nombre 1,1 de la Commission a donné lieu. À la fin, on a perdu de vue les recommandations, principalement en raison de la controverse entourant l'estimation de 1,1 point de pourcentage.

Le rapport de la Commission de l'IPC a certainement fait beaucoup la manchette. Lorsqu'une initiative statistique part en grand, on aimerait savoir à la fin s'il en est sorti quelque chose de positif. Il me semble que nous sommes revenus dans une mare qui n'est qu'un peu plus agitée qu'au départ. La tourmente de plusieurs mois n'a pas engendré de nombreux gains importants.

Statistics USA

Quelqu'un a demandé où en est Statistics USA. Comme la plupart le savent, le système statistique des États-Unis est fragmenté en Dieu sait combien de morceaux : les statistiques économiques sont partagées en six environ, et même Paasche et Laspeyres ne savent ce qui se trouve où. Le projet d'unifier le système statistique, ou d'unifier les organismes de statistiques économiques, ne ralliait probablement pas beaucoup d'appuis politiques au départ. Si l'on modifie la structure du système statistique, il faut aussi modifier la structure de la façon dont le Congrès traite le budget. Par exemple, le comité chargé du budget du BLS n'est pas celui qui s'occupe du budget du Bureau of the Census. Donc, si l'on change la structure de l'organisation, il faut aussi changer le partage des responsabilités entre ces comités. Les membres du Congrès n'ont rien à gagner, politiquement, à aller faire campagne pour cela, et ils ont même des choses à perdre.

Certains membres du Congrès s'intéressent néanmoins à la question. Je me suis entretenu avec l'un d'eux il y a plusieurs mois. Il voulait tenir des audiences, convoquer des témoins experts pour préparer l'argumentation visant à mettre le système statistique en place. J'ai cru pendant longtemps (depuis mes travaux au rapport Bonnen sur le système statistique des États-Unis à la fin des années 70) que le système statistique serait bien meilleur s'il était unifié. Mais il est plus difficile de trouver des exemples à utiliser au cours des audiences, des exemples d'innovations à apporter, d'endroits où améliorer les choses. Dès qu'on donne un exemple, quelqu'un n'est pas d'accord et c'en est fait du consensus.

Je vais donner l'exemple qui suit. Les États-Unis recueillent à diverses sources ce qu'on appelait jadis les codes CTI¹. Le BLS le fait par une enquête, et le Bureau of the Census le fait dans le cadre des recensements économiques. Il y a dédoublement de l'effort juste pour trouver quel établissement appartient à quel CTI. J'ai tenté, du temps que je présidais le Economic Classification Policy Committee

¹ CTI — *Classification type des industries*.

aux États-Unis, de mettre fin à ce gaspillage. C'était environ cinq millions de dollars par an, sans compter l'énorme alourdissement du fardeau de déclaration, et sans compter que, en bout de ligne, des nombres considérables de travailleurs dans les industries manufacturières, par exemple, étaient mal classés pour l'une ou l'autre des enquêtes. Comment justifier cinq millions de dollars, un alourdissement du fardeau de déclaration, et de mauvaises données? Eh bien, des gens sont venus dire : « Non, non, non, nous voulons continuer comme par le passé. » Et, bien sûr, les arguments qu'ils défendaient, ce n'est pas qu'ils n'étaient pas valides, mais seulement que, si nous avions un organisme statistique central dirigé par quelqu'un comme Ivan Fellegi de Statistique Canada, le patron dirait : « Écoutez, il y a une question plus vaste ici à aborder. Certes, je comprends ces petits problèmes, mais il faut commencer par régler cela. » Dans le système décentralisé des États-Unis, les choses sont tombées au point mort et rien ne s'est passé. Mais pas question d'utiliser quelque chose de ce genre dans les audiences, car dès que cet exemple sera soulevé, quelqu'un dira inmanquablement : « Non, ce n'est pas le cas, il y a tous ces problèmes dont nous vous avons parlé. » Et alors, on se lance dans un grand débat sur ce qui est ou n'est pas.

Conclusion

Je peux penser à de nombreux cas, au sein du système américain, où l'unification des statistiques économiques serait un gain net. Mais je peux penser également à quelques cas où chaque intervenant à l'intérieur du système affirme que le changement est un gain, et personne ne s'y oppose (et ceux-là, ils se font, même dans un système décentralisé). Dès que l'on se trouve dans cette situation, on a une audience controversée, où la politique n'a pas sa place.

Donc, je ne pense pas que Statistics USA marque quelque progrès. Pour autant que je sache, Statistics USA est mort aussi, mais je conserve de l'espoir pour l'avenir. Un organisme statistique centralisé pourrait, s'il réussissait à séduire un professionnel de grand calibre qui accepterait de le diriger, améliorer considérablement le rendement du système américain.