

Dix ans après le rapport de la Commission Boskin

Jack E. Triplett¹
Brookings Institution

LA COMMISSION CONSULTATIVE POUR l'étude de l'indice des prix à la consommation, connue sous l'appellation de Commission Boskin (du nom de son président, Michael Boskin), a publié son rapport final à la fin de 1996 (Boskin et al., 1996, ci-après appelé le rapport de la Commission). Le rapport de la Commission a eu une influence exceptionnelle, non seulement aux États-Unis mais partout dans le monde. Son président indiquait récemment que « les organismes statistiques dans le monde ont utilisé le rapport de la Commission comme principal outil pour établir les priorités de leurs programmes d'amélioration » (Boskin, 2005 : 2).

Pour mon examen du rapport de la Commission et de son incidence, j'ai choisi six sujets. Comme les autres documents présentés dans ce symposium traitent de l'influence du rapport sur les données aux États-Unis, j'aborderai plus particulièrement l'influence du rapport dans le monde (section une). La section deux aborde l'un de ses héritages les moins salutaires, la popularité croissante des « conjectures ».

Deux parties du rapport de la Commission n'ont pas résisté au temps. Dans son analyse du biais lié à la variation qualitative (qui représente la plus grande partie de sa fameuse estimation de 1,1 point du biais à la hausse de l'IPC), la Commission n'a pas tenu compte de la possibilité que les améliorations qualitatives pouvaient néan-

moins entraîner un biais net à la baisse dans les composantes de l'IPC du fait que les rajustements de qualité implicites dans les procédures du BLS sont susceptibles de produire une correction excessive (voir la section trois). L'analyse des composantes de base de l'IPC que la Commission a effectuée a elle aussi été supplantée par une analyse plus récente portant sur les recherches des consommateurs; le programme de recherche destiné à mesurer les composantes de base de l'IPC ne semble pas être uniquement une substitution des produits de type Konüs, un niveau plus bas, comme la Commission l'avait supposé (section quatre).

Dans la section cinq, j'examine la recommandation négligée de la Commission en ce qui concerne les classifications de l'IPC, qui, selon moi, devrait être mise en œuvre par le BLS. La dernière section du document comprend des remarques sur les aspects politiques du rapport de la Commission de même que sur l'occasion perdue d'établir une distinction plus claire entre l'amélioration de l'IPC et la formulation de nouvelles bases pour le versement de paiements indexés aux participants de la sécurité sociale.

Si je passe outre à la recommandation sans doute la plus importante de la Commission — c'est-à-dire que l'IPC devrait être une approximation d'un indice du coût de la vie (ICDV), c'est parce que je suis entièrement d'accord sur ce point. Je présente

1 Visiting Fellow, Brookings Institution. Ce document a été présenté à la séance "The Boskin Commission Report After a Decade: Is the CPI Still Biased?," à la réunion annuelle de l'American Economic Association, le 6-8 janvier 2006, Boston, Mass. Les commentaires perspicaces de B.K. Atrostic ont largement contribué à ce document, tout comme les suggestions du rédacteur. Courrier : jtriplett@brookings.edu

d'ailleurs mon point de vue dans Triplett (2001) et dans Reinsdorf et Triplett (2004).

L'influence du rapport dans le monde

Commençons par une anecdote. Le « groupe d'Ottawa » est une conférence internationale répétitive sur les indices de prix à laquelle participent bon nombre d'organismes statistiques des pays de l'Organisation pour la coopération et le développement économiques (OCDE). À la réunion du groupe d'Ottawa de 1994 (Statistique Canada, 1994), j'ai présenté un exposé du document d'enquête de Wynne et Sigalla (1993), qui était l'une des premières tentatives de réunir les conclusions d'études destinées à quantifier le biais inhérent à l'IPC. Après l'exposé, des représentants de plusieurs pays m'ont dit : il est très intéressant que ce genre de critiques publiques de votre IPC puisse se faire aux États-Unis. Cela ne se ferait jamais chez nous.

À cette époque (1994), ils étaient plus ou moins dans le vrai. Dans la plupart des pays, les économistes et statisticiens de l'extérieur n'avaient pas l'habitude de revoir ou de critiquer les produits statistiques de leur organisme gouvernemental, et aucune organisation (comme la Conference on Research in Income and Wealth) n'avait été créée pour favoriser les études et les échanges de points de vue entre les analystes et le personnel des organismes statistiques.

La Commission Boskin a changé tout cela. Après la publication du rapport de la Commission — de fait après la publication du « rapport provisoire » de la Commission en 1995 — une foule d'organismes statistiques ont constaté, à leur surprise, que les questions posées par la Commission l'étaient aussi pour la première fois au sujet de leur IPC. Même s'ils ne s'étaient pas fait très entendre dans le passé, les économistes des autres pays partageaient la conception de la Commission au sujet des problèmes de mesure de l'IPC, et l'analyse vigoureuse de la

Commission les avait convaincus que le biais lié à l'IPC devait être pris au sérieux.

Au rapport de la Commission et à d'autres grandes études américaines comme celles de Wynne et Sigalla (1993), Lebow, Roberts et Stockton (1994) et Shapiro et Wilcox (1996) ont fait suite des études réalisées dans le même esprit, comme celles de Oulton (1995) pour le Royaume-Uni, d'Hoffmann (1998) pour l'Allemagne et de Shiratsuka (1999) pour le Japon. Toutefois, ces études publiées ou officielles ne sont que la pointe visible de l'iceberg, car des banques centrales et des ministères du Trésor ou des Finances ont, plus couramment, posé à leur organisme statistique des questions qui reposaient sur les conclusions du rapport de la Commission ou sur la controverse qui avait à l'origine pris naissance aux États-Unis après les travaux de la Commission. Quelques-unes de ces questions ont amené les organismes statistiques à publier leurs propres évaluations, notamment Lequillier (1997) pour la France (Wynne et Rodriguez-Palenzuela, 2001, en mentionnent d'autres).

Beaucoup d'organismes statistiques à l'extérieur des États-Unis ont réagi initialement aux estimations de biais de la Commission Boskin en prétendant qu'elles ne s'appliquaient pas à leurs indices. Eurostat, organisme statistique de la Communauté européenne, résuma ce point de vue dans sa réponse à une enquête menée en 1997 auprès des pays de l'OCDE (OCDE, 1997 : 27) : « La plupart des États-membres estiment que les biais calculés par la Commission Boskin s'appliquent à l'IPC des États-Unis, et que ce pays vise à établir un ICDV, ce qui n'est pas le cas dans l'UE. L'utilisation des IHPC comme base de mesure de l'inflation plutôt qu'un type ou l'autre d'ICDV ne pourrait donner lieu à aucune distorsion. » [Les IHPC sont les indices harmonisés des prix à la consommation mis au point par Eurostat, de concert avec les États-membres, pour l'ensemble des pays de l'Union européenne.] Autrement dit, parce que les IHPC n'étaient pas destinés à être

des ICDV, Eurostat prétendait qu'ils ne représentaient pas des mesures biaisées de l'inflation².

Voici typiquement la forme qu'ont prise les réponses internationales aux estimations détaillées de biais produites par la Commission.

Biais de substitution de haut niveau

Le biais de substitution de haut niveau est la substitution classique de type Konüs (1925) qui a lieu lorsque se produit une variation de prix relative dans les composantes de l'IPC. Selon la Commission, l'estimation ponctuelle du biais provenant de la substitution de haut niveau s'élevait à 0,15 point par année.

Comme nous le soulignons précédemment, beaucoup de pays ont prétendu que leurs indices n'étaient pas destinés à être un indice du coût de la vie (ICDV). Quoi qu'il en soit, ils ont aussi signalé que leurs coefficients de pondération étaient mis à jour beaucoup plus souvent que ne le faisait le BLS. Au moment du rapport de la Commission, les poids de l'IPC aux États-Unis dataient d'environ 13 ans, ce qui les rendait de fait beaucoup plus anciens que les pondérations de l'IPC des autres principaux pays de l'OCDE. Idéalement, Eurostat actualisait les IHPC tous les deux ans, sans jamais dépasser cinq ans. Leurs allégations étaient donc plausibles même si aucun autre pays à l'extérieur des États-Unis n'avait calculé une estimation réelle du biais de substitution à ce moment-là³.

Biais de substitution de bas niveau

La Commission a appelé « biais de substitution de bas niveau » toute substitution au sein d'une composante détaillée de l'IPC (une com-

posante détaillée pourrait être les bananes dans la catégorie des fruits, et les instruments de musique dans la catégorie des divertissements). La Commission a établi à 0,25 point le biais de substitution de bas niveau, ce qui dépassait l'estimation du biais de substitution de haut niveau, et proposa au BLS d'adopter la formule de la moyenne géométrique non pondérée au lieu de la moyenne arithmétique des prix relatifs (MPR) qui existait depuis 1978⁴.

Les pays d'Europe ont vite signalé qu'Eurostat utilisait déjà la moyenne géométrique pour les composantes de base des IHPC et qu'il avait de fait interdit la méthode des MPR du BLS. Pour cette raison, ils croyaient que leurs indices étaient immunisés contre le biais de substitution de bas niveau (même s'ils étaient considérés comme des ICDV, ce qui n'était pas le cas). Ici encore, cette affirmation des pays d'Europe avait une certaine validité, même si l'on a par la suite découvert que des pays utilisaient toujours la moyenne arithmétique.

Biais de substitution des points de vente

Ce biais survient lorsque les consommateurs adoptent des points de vente offrant des produits à prix moins élevés. L'IPC ne tient pas compte de ce type de comportement parce que l'indice est confectionné à partir d'un échantillon de points de vente appariés. La Commission a établi à 0,10 point d'indice annuellement le biais de substitution lié aux points de vente, mais elle n'a recommandé aucune amélioration à l'IPC qui permettrait de diminuer ce biais, sinon une intégration plus rapide des nouveaux points de vente dans l'échantillon.

2 Eurostat et des organismes statistiques d'autres pays ont fait valoir que l'inflation n'était pas mesurée au moyen d'un ICDV. Un document de Peter Hill présente leur position conjointe (Hill, 1997). Je n'ai pas trouvé cette position convaincante, pour les raisons exposées dans Triplett (2001).

3 La situation a changé. Pour une estimation détaillée du biais de substitution pour le R.-U., voir Blow et Crawford (2001), qui ont mis en œuvre la procédure utilisée pour les É.-U. par Manser et McDonald (1988).

4 Dans la section IV, j'indique que la Commission et le BLS ont jugé trop rapidement la question du biais de substitution de bas niveau.

Beaucoup de pays ont prétendu que la substitution des points de vente ne posait pas problème dans leur IPC parce que leur secteur de détail était moins dynamique que celui des États-Unis. Il est vrai que la forte croissance de la productivité multifactorielle (PMF) dans le secteur du détail aux États-Unis dans les années 90 (Triplett et Bosworth, 2004) ne semble pas avoir de parallèle en Europe à ce moment (Timmer et Inklaar, 2005), ce qui appuierait la position des pays d'Europe.

En revanche, au moment du rapport de la Commission, la seule autre étude européenne sur les répercussions des points de vente dans l'IPC (Saglio, 1994, sur les tablettes de chocolat en France) constata un mouvement substantiel des petites boutiques françaises classiques au détail vers les hypermarchés, et ainsi de suite. Covas et Silva (1999) ont découvert pour le Portugal un biais de substitution des points de vente qui variait en fonction de l'année et de la méthode utilisée; ce biais s'établissait en moyenne à un peu moins de 0,1 point par année dans une méthode (qui, selon les auteurs, sous-estimait le biais de substitution) et à 0,49 dans l'autre, ce qui était sans doute une exagération. Ces estimations ne sont donc pas inférieures à l'estimation que la Commission avait calculée pour les États-Unis.

L'échantillonnage est un autre facteur qui influence toute cette question. Très peu de pays à l'extérieur des États-Unis utilisent un tant soit peu un échantillon probabiliste pour les articles et les points de vente de leur IPC. Le R.-U. et la Suède prélèvent les points de vente au moyen d'un échantillon probabiliste, mais ils font exception (voir OECD, 1997 pour une comparaison internationale des méthodes de l'IPC). Il est bien possible que le biais lié aux points de vente soit plus important dans un échantillon non probabiliste que dans un échantillon proba-

biliste (ce que prétendait d'ailleurs le Comité Stigler — voir Price Statistics Review Committee, 1961), quoique cela ne constituerait sans doute pas un biais de *substitution* des points de vente.

Somme toute, il n'est pas clair que les protestations des autres pays — selon lesquelles leur IPC n'était pas entaché d'un biais de substitution des points de vente — étaient fondées.

Erreur liée à la variation de qualité

La Commission a établi à +0,60 point d'indice par année l'erreur découlant des redressements inappropriés attribuables à la variation qualitative. Comme nous le précisons à la section III, cette estimation est très précaire. Il est surprenant que la Commission n'ait pas recommandé au BLS d'utiliser des méthodes hédoniques pour produire des indices corrigés en fonction des variations qualitatives.

Certains pays ont prétendu que l'erreur liée à la variation qualitative dans leur IPC était plus faible qu'aux États-Unis. Une partie de leurs commentaires révélait leur manque de connaissance au sujet des procédures de prise en compte de la variation qualitative aux États-Unis et aussi, plus étonnant, leur manque de compréhension des biais dans les procédures que beaucoup d'entre eux utilisaient pour tenir compte des variations qualitatives⁵. Dans son affirmation antérieure, Eurostat prétendait que dans l'IPC « on s'entend pour dire que le biais principal découle des variations qualitatives. Étant donné que personne ne s'entend sur ce qui pourrait ou devrait être fait, personne ne peut s'entendre sur le type de biais qui existe » (cité dans OECD, 1997 : 27).

La variation qualitative représente un problème de taille pour l'IPC de tous les pays, et il y a très peu de raisons de croire que les pays européens ont mis au point de meilleures méth-

5 Le sujet est beaucoup plus complexe qu'on ne le laisse parfois voir. Triplett (2004) analyse, au chapitre 2, toutes les méthodes utilisées pour tenir compte de la variation qualitative dans les indices de prix de même que les erreurs probables qui en découlent.

odes que celles qui sont utilisées en Amérique du Nord. Dalén (2002) et Ribe (2002) présentent des analyses révélatrices des pratiques en usage dans les pays d'Europe pour ce qui concerne la variation qualitative. Hoffman (1998) a indiqué que le traitement de la variation qualitative dans l'IPC en Allemagne a donné lieu à d'énormes écarts dans les indices de prix des appareils ménagers⁶, et Silver et ses collègues ont constaté une erreur substantielle dans les indices de prix du Royaume-Uni découlant de la variation qualitative (p. ex., Silver et Heravi, 2001). Aucun pays de l'OCDE, sauf la France et la Suède, ne calculait d'indices de prix hédoniques pour les ordinateurs avant la parution du rapport de la Commission (ni les États-Unis, bien sûr), et la plupart d'entre eux devaient faire face à un climat très hostile aux indices de prix hédoniques. Toutefois, à peu près au tournant du siècle, les pays à l'extérieur de l'Amérique du Nord sont devenus plus réceptifs aux nouvelles méthodes, sans doute pour davantage de raisons que l'agitation causée par le rapport de la Commission, mais ce rapport a indéniablement contribué à modifier leurs points de vue.

Incidence globale. Le rapport de la Commission a eu un effet extrêmement salutaire sur la statistique internationale des prix. La qualité des statistiques varie énormément d'un pays à l'autre, tout comme la réceptivité de ces organismes à de nouvelles méthodes et leurs voies de communication avec les usagers. Pour cette raison, les généralisations ne conviennent pas aux expériences individuelles des pays. Pourtant, plusieurs généralisations s'appliquent à une foule de pays.

- Le rapport a mis à jour une série de problèmes de mesure des prix qui préoccupent à juste titre tous les pays, pas seulement les États-Unis.
- Le rapport, et la controverse qu'il a suscitée, a engendré un dialogue beaucoup plus

poussé entre les organismes statistiques et leurs usagers que ce n'était le cas auparavant.

- Le rapport, et les échanges mondiaux qui l'ont entouré, a délogé certains organismes de la suffisance dont ils faisaient preuve au sujet de la qualité des statistiques qu'ils produisaient.
- Le rapport a aussi favorisé les études sur les indices de prix entre les économistes et les statisticiens des pays à l'extérieur de l'Amérique du Nord, ce qui était difficile à trouver auparavant. Par exemple, un atelier sur la mesure des indices de prix organisé en 2001 sous les auspices de la Banque centrale européenne et le Centre de recherche sur les politiques économiques a donné lieu à des contributions sur toutes les questions de mesure de prix qu'avait abordées la Commission de même que sur les estimations de biais des indices de prix qui s'appliquaient à une diversité de composantes et de pays (Camba-Mendez, Gaspar et Wynne, 2001). Wynne et Rodriguez-Palenzuela (2001) ont signalé des études beaucoup plus récentes mais, même dans ce cas, ils n'ont pas trouvé en Europe un nombre suffisant d'études qui permettraient d'évaluer le biais de mesure inhérent aux IHPC.

Conjectures

Il est ironique que l'aspect du rapport de la Commission qui m'a le moins plu soit exactement celui qui lui ait donné tant d'influence, c.-à-d. son estimation conjecturale d'un biais de 1,1 points.

Une conjecture est un nombre qui n'est pas fondé sur des résultats de recherche. Les membres de la Commission (et d'autres qui ont suivi par la suite) ont recouru à une logique bien spéciale pour calculer ce chiffre. Je ne croyais pas

6 La production de l'IPC en Allemagne ne relève pas d'un organisme central, contrairement à ce qui se passe aux États-Unis, au Canada et dans la plupart des autres pays de l'OCDE.

que nous, les économistes, étions suffisamment compétents pour estimer le biais global de l'IPC au moment où la Commission a rédigé son rapport, et je crois toujours que nous n'en savons pas plus aujourd'hui.

Mais ce chiffre en apparence si précis de 1,1 a attiré l'attention non seulement de la presse et des politiciens, mais aussi des économistes des États-Unis et d'autres pays. Tout juste après la parution du rapport provisoire de la Commission, Jacob Rytén écrivait : « ..pour la première fois, une commission de spécialistes a osé estimer le biais total et présenter en détail chacun des facteurs contributifs » (Rytén, dans Ducharme, 1997 : 3). Sans conjectures, le rapport de la Commission n'était qu'une autre étude universitaire plate destinée à des spécialistes (et peut-être uniquement ceux qui s'intéressaient précédemment aux études sur les indices de prix). Sans conjectures, le rapport aurait sans doute eu une incidence minimale.

Les échanges qui ont eu lieu avec les membres de la Commission nous indiquent qu'au moins une partie d'entre eux étaient mal à l'aise d'avoir produit de telles conjectures, mais je présume qu'ils ont dû penser que le mandat qu'ils avaient reçu du Comité des finances du Sénat les forçait à produire une telle estimation. Le rapport fait d'ailleurs état de la pénurie d'études qui leur auraient permis d'établir une estimation plus scientifique et plus précise. De plus, en présentant une « fourchette plausible » (bien entendu, une autre conjecture) allant de 0,80 à 1,60 point d'indice, la Commission elle-même se distançait du degré de précision que des lecteurs avaient retiré du rapport.

La conjecture de 1,1 points de la Commission, calculée pour les fins du mandat reçu du Comité

des finances du Sénat, est une chose. Je préfère moi-même résister aux flatteries séductrices de la politique et des politiciens, mais tous ne pensent pas comme moi. Toutefois, la conjecture de 1,1 points de la Commission semble avoir légitimé l'existence de conjectures chez des spécialistes qui ne sont pas sous l'emprise du Comité des finances du Sénat et qui semblent désireux de foncer dans un domaine où les membres de la Commission étaient apparemment entrés avec une certaine hésitation.

Permettez-moi de préciser ce que j'entends par une conjecture, car son utilisation est maintenant tellement généralisée que la distinction que je peux faire risque de ne plus être claire pour quelques économistes. Selon moi, une conjecture n'est pas un dépouillement de résultats de recherche. L'estimation du biais de substitution (0,15 point) de la Commission n'était pas une conjecture. C'était une distillation de résultats provenant de différentes études (la plupart réalisées au BLS) qui se fondaient sur une diversité de méthodes et qui sont parvenues à des conclusions quantitatives très similaires sur l'ampleur du biais⁷.

L'estimation du biais de substitution de la Commission a suscité très peu de controverse parce que la Commission était en mesure de citer les études qu'elle avait utilisées à cette fin. Bien entendu, l'intégration de ces études est affaire de jugement. Selon moi, tout groupe compétent de spécialistes à qui seraient présentés les mêmes faits en arriverait à une conclusion similaire.

Toutefois, pour sa mesure de l'incidence de la variation qualitative (à 0,6 point, elle dépasse de loin son estimation du biais de substitution), la Commission ne disposait d'aucun ensemble comparable d'études sur lesquelles s'appuyer. La

7 Les principales études ont été réalisées par Christensen et Manser (1976), Manser (1975), Braithwait (1980), Manser et McDonald (1988) et Aizcorbe et Jackman (1993). Les études du BLS sur le biais de substitution sont résumées dans Reinsdorf et Triplett (2004). De récentes publications du BLS laissent entendre que l'estimation du biais de substitution est un peu plus élevée, mais ces chiffres du BLS sont suspects parce qu'ils mélangent les effets imputables à la substitution des produits et les effets aréolaires (substitution des choux à New York par des carottes à Los Angeles).

Commission s'est plutôt lancée dans des exercices de raisonnement plus ou moins complexes.

Dans certains cas, la logique indirecte de la Commission semble convaincante. Mais convaincante ou non, il n'en reste pas moins que ses conclusions ne reposaient sur aucune estimation empirique rigoureuse de la taille du biais. Il n'est pas contradictoire non plus de dire que les conjectures de la Commission étaient supérieures à d'autres produites antérieurement (en partie parce qu'elle les a calculées une composante à la fois, ce qui impose une certaine uniformité et vérification du total), mais qu'elles étaient néanmoins inappropriées. Elles sont inappropriées parce qu'une estimation scientifique doit reposer sur des données probantes et être reproductible. Dans le cas qui nous intéresse, données probantes signifient une comparaison d'IPC réels à d'autres calculés à l'aide d'une base différente ou de données différentes, par exemple, des comparaisons reposant sur des méthodes classiques de traitement de la variation qualitative et des indices hédoniques, ou encore une analyse empirique de l'incidence de méthodes de rechange.

Les conjectures ont diminué la fiabilité de l'estimation du biais de 1,1 points dans le rapport, surtout l'estimation de 0,6 point de la variation qualitative et, dans une moindre mesure, l'estimation de 0,1 point de ce que la Commission a appelé le biais de substitution de bas niveau. Plus regrettable encore est le fait que les conjectures de la Commission aient donné lieu à

une multitude d'autres conjectures aux États-Unis et dans d'autres pays. Citons les conjectures récentes de Lebow et Rudd (2003) pour la Réserve fédérale des États-Unis et celles de Rosziter (2005) pour la Banque du Canada. En ce qui concerne particulièrement leurs estimations de l'erreur liée à la variation qualitative, ces nouvelles conjectures sont viciées de la même façon que l'étaient les conjectures de la Commission et pour des raisons de moindre importance. Je présente, à la section suivante, des raisons concrètes qui expliquent l'échec des conjonctures.

Selon moi, la profession économique serait mieux servie si les ressources consacrées à la production de nouvelles conjectures étaient plutôt affectées à la réalisation d'études sur les indices de prix. Non seulement de nouvelles études amélioreraient nos connaissances de l'exactitude de l'IPC, mais peut-être aussi amélioreraient-elles l'indice⁸.

La variation qualitative dans le rapport de la Commission Boskin

La variation qualitative est le plus gros obstacle qui se dresse à des indices de prix exacts. La Commission a très certainement vu juste lorsqu'elle a déclaré que le biais découlant de la variation qualitative — de fait, toute étude significative de la variation de la qualité — doit reposer sur une étude de chacune des composantes. Pour illustrer ce principe, il est main-

8 Dans un parallèle intéressant, le Comité Mitchell qui avait examiné le présumé biais dans l'IPC pendant la Seconde Guerre mondiale avait supposé que le biais à la baisse (et non le biais à la hausse) dans l'indice provenant d'une substitution supérieure forcée des produits et d'une détérioration de la qualité s'établissait à entre 1 % et 3 % pour les aliments, à entre 4 % et 5 % pour le vêtement et à entre 8 % et 11 % pour les articles d'ameublement. Tous ces chiffres sont des multiples des estimations comparables qu'on trouve dans Boskin et al. (1996, tableau 2) et sont, bien entendu, de signe opposé à cause de la guerre qui sévissait. George Stigler, chef du Comité Stigler de 1961 sur les indices de prix, avait refusé de produire une estimation lorsqu'un Comité du Congrès lui avait demandé de le faire, prétendant que son Comité n'avait pas les connaissances nécessaires à cette fin. Toutefois, Richard Ruggles, un des membres du Comité, a inséré une note en bas de page qui laissait entendre un biais de 3 points, presque trois fois supérieur à celui de la Commission Boskin. Reinsdorf et Triplett (2004) recensent les rapports Mitchell et Stigler. Je soupçonne que la tendance à la baisse qui ressort clairement de l'ampleur des conjectures spécialisées au sujet du biais de l'IPC ne rallie pas l'opinion générale voulant que le BLS produise de meilleures statistiques. C'est plutôt que les jugements professionnels plus récents reposent sur un nombre plus élevé d'études empiriques. Les jugements spéculatifs non éclairés par des recherches semblent invariablement produire des chiffres supérieurs à ceux qu'on trouve dans les conclusions des études.

tenant bien établi que le taux de diminution des prix corrigés en fonction de la qualité est sensiblement différent d'une catégorie à l'autre du matériel informatique et des communications ainsi que d'une catégorie à l'autre des semi-conducteurs (voir la recension des études effectuées par Mark Doms, Ana Aizcorbe et des collaborateurs, dans Triplett et Bosworth, 2004, chapitre 10). Chaque composante doit faire l'objet de sa propre étude, on ne peut tout simplement pas présumer que les indices des prix des « produits électroniques » diminuent au même rythme. C'est la même chose pour ce qui est des composantes dans les autres groupes de produits. Rien ne vient remplacer ce que Shapiro et Wilcox (1996) appellent la méthode de « lutte d'une maison à l'autre » pour le traitement des variations qualitatives.

La Commission a examiné les estimations spécialisées qui étaient fondées sur des recherches. Quelques-unes de ces études ont manqué leur coup et, dans un ou deux cas, elle a malheureusement substitué son jugement à des études. Toutefois, comme l'a aussi fait observer la Commission, dans bien des catégories « il n'y a pour ainsi dire aucune donnée probante qui nous permet de prendre une décision » (Boskin et al., 1996 : 41). Pour ces cas, elle a recouru à son intuition et à toutes sortes d'hypothèses et de données indirectes — c'est-à-dire des conjectures.

En quoi les conjectures au sujet de l'erreur liée à la variation qualitative sont-elles logiquement fausses?

Selon moi, la plupart des économistes croient que notre économie dynamique et compétitive produit une amélioration globale de la qualité et de la diversité des biens et services disponibles pour fins de consommation. Je le crois aussi. On peut citer des exemples contraires — les plus récentes versions de certains logiciels que j'utili-

lise ne sont sans doute pas meilleures que les précédentes, quelques services sembleraient avoir souffert d'une détérioration de leur qualité, et quelques produits classiques (comme les combinés téléphoniques de bureau et les grille-pains) seraient moins fiables que leurs prédécesseurs. Mais dans l'ensemble, la qualité s'oriente indéniablement vers le positif et non vers le négatif.

En présumant qu'il y a amélioration générale de la qualité, les économistes ont souvent déduit que la variation qualitative devait entraîner un biais à la hausse dans les indices de prix, c'est-à-dire que $\Delta QI > 0$ signifie que $\beta > 0$ (où j'utilise ΔQI pour représenter la variation qualitative, ou sa valeur, et β pour indiquer le biais lié à l'indice de prix). On s'attend à ce que le contraire se produise lorsque $\Delta QI < 0$. Par conséquent, si l'on peut se faire une idée de la direction et de la taille de ΔQI , on peut en plus présumer que cette information peut servir à estimer le biais inhérent à l'indice de prix. Même si l'organisme statistique responsable de l'indice de prix apporte des rajustements, ces économistes en déduiront que l'information sur ΔQI fournira au moins une limite à β .

Ces trois déductions sont fausses. Même si elle était fiable, l'information sur ΔQI ne permet pas de déterminer l'ampleur de β , *ni même son signe.*

L'erreur de qualité qui s'insinue dans l'indice doit être un produit de ce qui suit :

- a) le type et l'étendue des variations qualitatives qui surviennent; et
- b) le traitement qu'en a fait l'organisme statistique.

Si l'organisme statistique ne fait rien, bien entendu, soit en laissant de côté la variation qualitative, soit en ne la décelant pas, la variation qualitative au complet passe alors dans un biais lié à l'indice de prix. Dans ce cas *seulement*, toute amélioration qualitative produira dans l'indice de prix un biais à la hausse — c'est-à-dire que $\Delta QI > 0$ signifie que $\beta > 0$ —

et une détérioration de la qualité entraînera un biais à la baisse dans l'indice de prix.

Il est évident que si l'organisme statistique traite la variation qualitative qu'il observe, la valeur totale de l'erreur qualitative ne passe pas inchangée sous forme d'un biais dans l'indice. Cette situation est sans doute bien comprise.

Moins bien compris cependant est le fait que la plupart des procédures qu'utilisent les organismes statistiques donnent lieu à des rajustements qualitatifs *implicites* lorsque survient une variation de la qualité. Or, de tels rajustements implicites peuvent être trop petits ou trop grands, et d'abondantes données probantes nous indiquent que ces rajustements sont souvent trop élevés. *Lorsque ces rajustements sont trop élevés, la variation qualitative peut alors donner lieu à une erreur de signe opposé à celui de la variation qualitative elle-même.*

Pourquoi le signe de la variation qualitative ne détermine-t-il pas le signe de l'erreur?

J'ai d'abord examiné l'IPC du Canada car sa méthode est un peu plus facile à analyser. Statistique Canada utilise souvent la méthode de « l'enchaînement sans changement » lorsque des variations qualitatives surviennent (voir Statistique Canada, 1995). Selon cette méthode, lorsqu'un nouveau modèle est de meilleure qualité que le modèle qu'il remplace et que son prix est également plus élevé, l'écart de prix entre les deux modèles représente la valeur de la variation qualitative, de sorte que : $\Delta P \approx \text{est } \Delta QI$ (l'estimation du rajustement qualitatif). Notons que l'observation du nouveau et de l'ancien modèles ne se fait pas typiquement dans le même mois, si bien que $\Delta P = P_{nt} / P_{o,t-1}$, où n et o désignent le nouveau et l'ancien modèles. Cela signifie que lorsque le nouveau modèle fait son entrée pour la première fois dans l'échantillon, sa construction *l'empêche de produire une variation de prix dans l'indice.*

Supposons que le vendeur saisisse l'occasion de l'introduction du nouveau modèle pour augmenter le prix au-delà de la valeur de la variation qualitative que représente le nouveau modèle. Dans ce cas, $\Delta P > \Delta QI$. Le rajustement qualitatif implicite est trop élevé par rapport à la véritable variation de qualité parce que « est $\Delta QI (\equiv \Delta P) > \Delta QI$ »; le biais de l'indice de prix est négatif, $\beta < 0$, même si la variation de qualité est positive.

À l'inverse, supposons que $\Delta P < \Delta QI$ — soit parce que l'augmentation de prix est inférieure à la valeur de la variation qualitative, soit parce qu'une diminution de prix accompagne l'apparition du nouveau modèle (ce qui est souvent le cas avec les produits électroniques, par exemple). Dans ce cas, le rajustement qualitatif implicite donné par ΔP est trop faible; toute diminution de prix passe alors inaperçue ou fait l'objet d'un rajustement à l'extérieur de l'indice, de sorte que $\beta > 0$, et le biais est alors positif.

Par conséquent, même si la qualité s'améliore, *le biais de la variation qualitative peut être positif ou négatif.* Le biais repose sur le rapport de $\Delta P / \Delta QI$ et du fait qu'il est plus grand ou plus petit que l'unité; il ne dépend pas du fait que $\Delta QI > 0$ ni que $0 < \Delta QI$, c'est-à-dire du fait que la qualité s'améliore ou se détériore.

Il est à souligner que le biais lié à la variation qualitative est plus une fonction de la direction de la variation de prix que de la direction de la variation de qualité. Lorsque les prix augmentent, on peut en déduire que l'indice sera entaché d'un biais à la baisse et que l'inflation qu'il mesurera sera trop peu élevée parce que la méthode a tendance à éliminer les augmentations de prix de l'indice. La proposition est entièrement symétrique : si les prix diminuent (ce qui est vrai des produits électroniques), le biais augmente parce que la méthode n'appréhende pas suffisamment la diminution de prix, une des raisons pour lesquelles les indices hédoniques des biens électroniques accusent si souvent une baisse plus prononcée que les indi-

ces confectionnés à l'aide des méthodes habituelles des organismes statistiques (une recension des études figure au chapitre 4 de Triplett, 2004). On a démontré à nombre de reprises que, dans beaucoup de composantes de l'IPC, les variations de prix surviennent plus fréquemment lorsque des modifications qualitatives sont apportées (Moulton et Moses (1997), Armknecht et Weyback (1989) de même que la discussion des conclusions de Shapiro et Wilcox (1996) par Armknecht).

Lorsque la qualité se dégrade, une analyse parallèle s'applique, mais elle n'a pas besoin d'être exposée en détail ici.

Les États-Unis n'utilisent pas la méthode d'enchaînement sans changement de Statistique Canada pour leur IPC, mais plutôt une autre méthode d'enchaînement souvent appelée « suppression ». Dans la méthode d'enchaînement par suppression, les prix des articles dont la qualité a changé (à la fois l'ancien article et son produit de remplacement) sont supprimés de l'indice pour les périodes adjacentes en question. La *variation de prix* de l'article manquant (et non pas sa variation de qualité et non pas le niveau de son prix, comme on le souligne parfois) est imputée à partir des mouvements de prix d'autres articles dont la qualité n'a pas changé. Ici encore, cette méthode permet de créer un rajustement qualitatif implicite⁹.

Même si la méthode aux États-Unis est différente de celle qu'utilise Statistique Canada, l'analyse est similaire : le biais lié à la qualité dans l'indice repose sur l'ampleur du rajustement qualitatif implicite et si ce rajustement est trop élevé ou trop bas. Il y a quelques années, le BLS a constaté que la méthode de suppression était biaisée (mais pas autant que celle du Canada), si bien qu'il utilise maintenant une modification de la méthode de suppression, élaborée par Armknecht (Armknecht et Weyback, 1989),

afin de diminuer le biais. Le BLS appelle cette modification la méthode de la « moyenne de la classe ». La meilleure analyse empirique des répercussions de la méthode de suppression est exposée dans Moulton et Moses (1997), dont les résultats nous indiquent que cette méthode, dans l'ensemble, a tendance à surcorriger les améliorations qualitatives.

Aucune conjecture quant au biais imputable à la variation qualitative n'a vraiment cherché à connaître l'origine du biais ni comment cette origine influence les attentes à l'égard du chiffre produit. Les méthodes conjecturales qui ont été utilisées pour estimer le biais () attribuable à la variation qualitative dans l'IPC sont en grande partie des conjectures au sujet de la valeur de ΔQI . Toutefois, le signe de l'erreur qualitative dans l'indice ne vient pas du fait qu'il y a amélioration ou détérioration de la qualité, et l'ampleur de l'erreur ou du biais n'est pas déterminée par l'importance de la variation qualitative. Pour cette raison, les conjectures sont viciées, peut-être même aussi en ce qui concerne leur signe. L'exemple suivant illustre notre point.

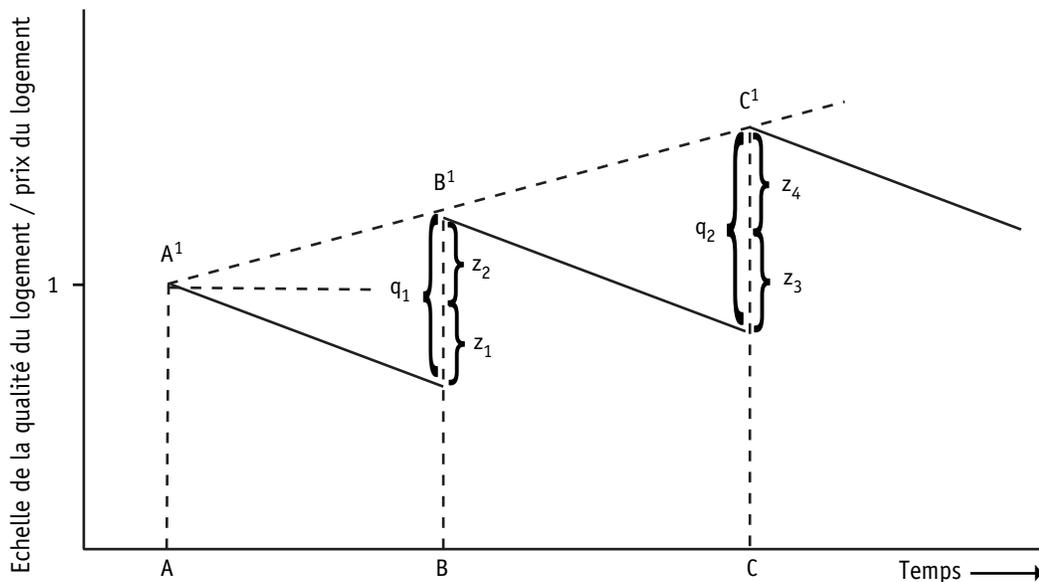
L'exemple du logement

La Commission a conjecturé au sujet de l'amélioration des logements et elle a utilisé cette valeur pour établir son estimation du biais découlant de la composante du logement dans l'IPC. Des études ont révélé (la principale étant celle de Randolph, 1988) que même si la qualité des logements s'améliore de façon constante, le biais qualitatif est négatif dans les composantes du loyer et du loyer équivalent pour les propriétaires, à moins qu'une correction ne soit apportée.

À la graphique 1, l'axe vertical mesure à la fois une échelle de qualité des logements et le prix des logements locatifs (pour plus de simplicité,

9 Triplett (2004, chapitre II) présente la méthode de suppression, son biais probable et la formule algébrique associée à son analyse.

Graphique 1



je suppose, dans l'établissement du diagramme, que les marchés compétitifs apportent instantanément cette égalité). Au point A, un nouveau logement locatif est introduit dans l'échantillon. Je normalise son prix et sa qualité à 1,0 et je suppose qu'aucune inflation ne modifie le prix des logements (ici encore, pour plus de simplicité dans l'établissement du diagramme).

En cours d'utilisation, le logement amorce un processus lent et sans doute imperceptible de détérioration que la graphique 1 illustre comme une diminution de la qualité du logement (et du prix) au fil du temps. Le BLS ne décèlerait pas habituellement la détérioration mensuelle au moment de recueillir le prix de ce logement aux fins de l'IPC. Pour cette raison, l'indice de prix est entaché d'un biais à la baisse (on l'appelle « biais lié au vieillissement » dans la documentation) dans l'intervalle allant de A à B parce que la diminution de prix-qualité présentée de A à B aurait dû être supprimée de l'indice par un rajustement.

Au point « B » de la graphique 1, le logement est rénové. Non seulement peut-il être peinturé, réparé, et ainsi de suite, mais il peut aussi recevoir de nouveaux appareils ménagers

améliorés, peut-être un nouveau climatiseur central, et ainsi de suite. La rénovation peut donc avoir pour conséquence de créer un logement de meilleure qualité qu'à l'origine, du montant z_2 à la graphique 1. Le montant z_2 est la mesure exacte de l'amélioration de la qualité du logement, et si la Commission (ou d'autres spécialistes des conjectures) est arrivée au bon chiffre, elle aurait estimé l'amélioration de la qualité du logement au montant de z_2 .

Toutefois, l'organisme responsable de l'indice de prix ne comparerait jamais l'ancien et le nouveau logements, l'écart de qualité entre les deux étant trop élevé pour permettre une comparaison valide des indices de prix. Si l'organisme utilisait la méthode de Statistique Canada (la plus simple à présenter sur le diagramme), il appliquerait le rajustement qualitatif q_1 , c'est-à-dire la somme de z_1 , et de z_2 comme le rajustement qualitatif. Or, ce rajustement qualitatif est trop élevé car z_1 représente simplement la valeur qui rétablit la qualité du logement à son niveau de logement neuf. Autrement dit, lorsqu'il y a eu détérioration de la qualité en raison du vieillissement, aucun rajustement n'a été

apporté puisque les variations mensuelles étaient trop infimes pour être observées, de sorte que l'indice a été entaché d'un biais à la baisse. Lorsque la qualité du logement a été rétablie, l'écart était tel que le logement ne respectait plus les critères d'« appariement » d'un mois à l'autre, obligeant ainsi à apporter un redressement qualitatif implicite — c'est-à-dire la variation du loyer associée à la rénovation est supprimée de l'indice par enchaînement. Toutefois, cela signifie que l'indice conserve non seulement l'erreur qualitative négative provenant du biais du vieillissement, mais aussi que la valeur de la rénovation correspondante est supprimée de l'indice par enchaînement (le rajustement en fonction de z_2 n'est pas en cause). Somme toute, l'indice est entaché d'un biais à la baisse même si la qualité moyenne du logement s'accroît, comme l'indique la graphique 1.

L'IPC aux États-Unis renferme une méthode de correction qui tient compte du vieillissement, laquelle est élaborée à partir de Randolph (1988). Le biais lié au vieillissement est une question très connue dans les études sur le logement — voir, pour des exemples récents, McCarthy et Peach (2002) et Krone, Nakamura et Voith (2002). La Commission a rejeté de la main le biais associé au vieillissement (mais voir l'apport de Gordon dans ce symposium), et tous ceux qui ont suivi les travaux de la Commission semblent apparemment ignorer ce fait lorsqu'ils tentent d'estimer, dans les faits, z_2 afin de le supprimer de l'indice.

Résumé

Les études sur les indices de prix présentent depuis longtemps (au moins depuis Triplett, 1971) les répercussions des méthodes d'enchaînement et de suppression. La Commission a délaissé la question et même si j'estime qu'il s'agit là d'une lacune dans son rapport, il est possible que ce sujet suscitait toujours de la controverse au moment de la rédaction du rap-

port de la Commission. Mais depuis cette époque, Moulton et Moses (1997) ont produit pour la première fois des estimations de l'incidence globale de la méthode, et le rapport du groupe Committee on National Statistics (Schultze et Mackie, 2003) a clairement et simplement énoncé les répercussions de cette méthode de traitement de la variation qualitative sur l'indice des prix. Les études de Gordon (2003, 2004) sur le vêtement et le logement sous-entendent que le même biais négatif provenant de l'enchaînement dans la méthode à modèles appariés infeste les mesures historiques de prix (il confirme à l'aide de données historiques les études méthodologiques antérieures du BLS par Liegey, 1993, sur le vêtement et par Randolph, 1988, sur le logement). Or, la plus récente conjecture produite aux États-Unis (Lebow et Rudd, 2003) ne tient toujours pas compte des répercussions de la méthode de suppression ni des autres méthodes que les organismes utilisent pour appréhender les variations qualitatives, tout comme le fait d'ailleurs Rossiter (2005) pour les répercussions des méthodes quelque peu différentes de Statistique Canada.

Boskin et al. (1996 : 32) prétendent qu'il est préférable de calculer un nombre positif comme estimation du biais de la variation qualitative que d'accepter un zéro, car le zéro « représente une réponse unilatérale extrême à la question de savoir si les composantes de l'IPC faisant l'objet de maigres études sont entachées d'un biais ». Toutefois, notre analyse dans cette section révèle que lorsque la qualité s'améliore, la limite inférieure de l'erreur de qualité qui s'insinue dans l'indice n'est pas égale à zéro. Inversement, lorsque la qualité se détériore, la limite supérieure de l'erreur de la variation qualitative n'est pas égale à zéro. Si l'on ne dispose d'aucune information empirique sur l'ampleur de l'erreur de la variation qualitative, on n'en connaît pas non plus le signe. Autrement dit, $\Delta QI > 0$ peut signifier que > 0 ou < 0 et, de la même façon, ΔQI

< 0 peut signifier que > 0 ou < 0. Par conséquent, zéro peut représenter la meilleure estimation ponctuelle.

Les extrapolations ne sont pas toujours non valides. Dans certains cas, on peut disposer d'informations sur des produits connexes ou sur des conditions d'échantillonnage pertinentes qui peuvent faciliter l'estimation d'une limite. Par exemple, les études menées sur les produits électroniques ont très largement révélé la diminution de prix de ces produits. Il serait alors tout à fait possible d'extrapoler la diminution des indices de prix pour les produits électroniques n'ayant pas fait l'objet d'une étude, pour le motif que les études existantes ont aussi démontré pourquoi les techniques classiques d'enchaînement n'ont pas appréhendé la diminution des prix. Ou alors, on pourrait tenter d'extrapoler les résultats d'une étude à une classe de produits connexes qui sont susceptibles d'afficher un comportement semblable, ou des problèmes similaires de prix et de mesure.

Il faut donc disposer d'une étude si l'on veut procéder à des extrapolations. Si aucune recherche empirique ne les appuie, nos conjectures n'auront que très peu de valeur¹⁰.

Ce que les organismes responsables des indices de prix font pour tenir compte des variations qualitatives qui surviennent (c'est-à-dire les variations qualitatives « à l'intérieur de l'échantillon ») ne représente qu'un aspect du problème plus général associé aux variations qualitatives. Par exemple, un biais peut survenir lorsque la méthode d'échantillonnage laisse passer systématiquement les variétés de produits

faisant l'objet d'une variation qualitative (« variation de qualité et de prix à l'extérieur de l'échantillon », comme dans Berndt, Griliches et Rosset, 1993), et d'autres questions empiriques se posent également. Toutefois, les conjectures ne les abordent pas convenablement non plus.

Les composantes de base de l'IPC dans le rapport de la Commission¹¹

Au nombre des composantes de base de l'IPC, soulignons les instruments de musique dans la catégorie des loisirs, et les bananes dans les indices des aliments. Les composantes de base de l'IPC sont formées à partir des microdonnées recueillies auprès de points de vente au détail appariés. Deux problèmes de mesure ont dominé récemment les échanges aux États-Unis — ce que la Commission a appelé « le biais de substitution de bas niveau » et la question apparentée que le BLS a appelée « le biais lié à la formule ».

Le biais lié à la formule découlait des procédures de révision de l'IPC effectuée en 1978 afin d'adopter l'échantillonnage probabiliste pour les variétés de produits et les points de vente, comme le recommandait le Comité Stigler¹². Avant 1978, la formule (non pondérée) d'une composante de base de l'IPC se lisait comme suit : $(\sum p_{i,t+1} / n) / (\sum p_{it} / n)$, où t est la dernière observation de prix (le mois dans le cas d'un relevé de prix mensuel), $t+1$ est le mois courant, et le calcul se faisait séparément pour chaque ville. En termes pratiques, donc, l'indice de la

10 Lebow et Rudd (2003) présentent un tableau qui énumère les composantes de l'IPC, leurs biais estimés et la source des estimations de biais des auteurs. Les composantes pour lesquelles ils estiment disposer de bonnes estimations empiriques s'élèvent à seulement 7 % de l'IPC et ne figurent que pour 0,02 point de leur estimation du biais total. Les composantes pour lesquelles ils ne disposent d'aucune étude interviennent pour plus de la moitié de l'IPC et eux-mêmes indiquent qu'il s'agit d'estimations « presque entièrement subjectives ». Ils font remarquer que ce tableau « donne à réfléchir »; il aurait dû être une source de découragement.

11 Les parties de cette section proviennent de la section II.C de Reinsdorf et Triplett (2004), qui examinent aussi des sujets apparentés dans les rapports des groupes Mitchell, Stigler et Committee on National Statistics en 1945, 1961 et 2002, respectivement.

12 L'échantillonnage probabiliste des points de vente, mais non des variétés de produits, démarra lors de la révision de l'IPC de 1964.

composante de base pour, par exemple, les réfrigérateurs dans la région de San Francisco représentait la variation du prix moyen d'un échantillon apparié de réfrigérateurs dans cette ville au cours des deux mois. Les études sur les indices la désigne sous le nom de méthode du rapport des prix moyens, ou RPM. Soulignons qu'il s'agit d'un type de moyenne arithmétique.

Après 1978, le BLS estima les probabilités d'échantillonnage des points de vente à partir d'une nouvelle « enquête auprès des points d'achat » et la sélection des articles eut lieu au moyen de méthodes probabilistes dans chaque point de vente au détail. Toutefois, l'échantillonnage aléatoire des variétés de produits et des niveaux de qualité empêchait une utilisation continue des moyennes de prix. Si un piano et un médiateur de guitare sont des choix probabilistes de la catégorie des instruments de musique, exemple que présentent Moulton et Moses (1997), le piano dominera le mouvement des prix moyens. Cette situation amena à modifier le calcul des indices des composantes de base, du rapport des prix moyens (ou RPM), utilisée avant 1978, à la moyenne des rapports de prix (MRP), utilisée par la suite. Le calcul simple de la MRP que présente McCarthy (1961) était un estimateur d'échantillon non biaisé d'un indice de prix de Laspeyres si les articles spécifiques dont le prix était observé étaient prélevés selon une probabilité proportionnelle aux dépenses dans la période de référence et que la collecte des prix commençait au début de la période de référence.

Cependant, ni McCarthy (1961), ni Adelman (1958), ni Westat (le cabinet de consultants statistiques chargé de concevoir l'échantillonnage probabiliste pour le BLS) n'examinèrent les problèmes qui découlèrent de son application pratique. Le BLS produisit de longues analyses complexes portant sur le comportement prévu de l'estimateur d'échantillon MRP à l'égard d'un paramètre de population de Laspeyres, de même que sur le biais dont cet estimateur particulier

était entaché vu que la mesure parfaite des prix et des dépenses dans la période de référence que supposait McCarthy était loin d'être réalisable dans la pratique (Reinsdorf, 1998; Reinsdorf et Moulton, 1997). Le BLS donna donc à ce biais le nom de « biais lié à la formule » et proposa une solution (qu'il appela « seasoning ») qui avait pour but de l'atténuer.

De plus, Reinsdorf (1993) démontra que l'utilisation d'une moyenne géométrique comme méthode d'agrégation des composantes de base dans l'IPC produisait des taux de variation de prix moins élevés que les MRP du BLS. Dès que la moyenne « géométrique-arithmétique » apparut dans les discussions, les économistes saisirent le parallèle apparent entre un indice de Laspeyres (moyenne arithmétique pondérée) et un indice superlatif (moyenne géométrique pondérée ou combinaison géométrique de moyennes arithmétiques) pour expliquer, au moyen de la substitution de Konüs bien connue, l'écart de la moyenne géo-arithmétique au niveau des composantes de base. La poussière n'était pas retombée que la Commission apparut sur la scène pour expliquer que la différence entre les indices produits par les MRP et les moyennes géométriques était imputable à ce « biais de substitution de bas niveau ». La Commission proposa au BLS d'utiliser la moyenne géométrique pour harmoniser davantage les composantes de base avec la théorie de l'ICDV, recommandation que le BLS accepta pour la plupart des composantes de l'IPC.

Quel est le comportement de l'économie qui s'applique?

Les économistes ont parfois interprété la différence entre la méthode d'agrégation par les moyennes arithmétiques et les moyennes géométriques pour les composantes de base comme étant simplement le paradigme classique du biais de substitution proposé par Konüs (1925), mais appliqué un niveau plus bas. Dans

ce contexte, on a fortement prétendu (et sans doute trop) que la fonction de Cobb-Douglas justifie un indice de prix par la moyenne géométrique (pondérée) — c'est-à-dire qu'un indice géométrique pondéré est un ICDV si l'élasticité de la substitution est partout égale à l'unité. La question découle des moyennes non pondérées et non des indices pondérés.

On sait de façon simplement mécanique qu'une moyenne arithmétique non pondérée de nombres positifs sera supérieure à une moyenne géométrique non pondérée. La différence entre les deux ne prouve pas l'existence d'un biais de substitution. On ne peut donc déduire qu'il y a substitution de bas niveau parce que la moyenne géométrique produira une estimation moins élevée de la variation de prix que la moyenne arithmétique, puisque ce sera toujours le cas, qu'il y ait substitution ou non. En revanche, l'indice de Laspeyres à pondérations fixes ne dépasse l'ICDV que lorsqu'il y a substitution des articles et il ne sera égal à l'ICDV que lorsque la substitution sera égale à zéro.

Les études empiriques ont habituellement associé les divergences entre les moyennes géométriques et arithmétiques au « rebondissement des prix », c'est-à-dire aux ventes périodiques, voire mensuelles, qui prédominent certains secteurs du commerce de détail. Schultz (1994), bien que ce ne soit pas la première étude en son genre, attira l'attention en Amérique du Nord sur la formule associée aux composantes de base¹³. Il signala les énormes variances que produisaient les différentes formules que Statistique Canada appliquait aux microdonnées dans son IPC. Son étude portait sur une seule marque de boissons gazeuses du même format dans une seule ville canadienne — ce qui n'était évidemment pas un cas de substitution *d'article* comme l'exemple classique de Konüs. Les prix de cette boisson

gazeuse fluctuaient, souvent énormément, d'un mois à l'autre dans le même point de vente. Lorsque les prix revinrent à la normale, les augmentations dominèrent les mouvements dans une moyenne arithmétique mais moins dans une moyenne géométrique, même si les chiffres pondérés des ventes n'étaient pas disponibles.

Cet exemple et d'autres laissent entendre que les écarts entre la moyenne arithmétique et la moyenne géométrique qui faisaient rage dans les discussions au moment où la Commission rédigea son rapport ne prouvaient pas, comme la Commission le supposait, qu'il y avait substitution d'articles au niveau inférieur (un des exemples favoris était la variété Granny Smith dans les pommes Delicious aux États-Unis). À n'en pas douter, la substitution doit se produire à cet endroit. Toutefois, l'ubiquité de la différence, même lorsque la substitution ne pouvait raisonnablement pas expliquer totalement la situation, nous amène à aller au-delà de la substitution de bas niveau.

Il est évident que la Commission ne fut pas impressionnée par l'analyse que le BLS réalisa du biais associé à la formule, c'est-à-dire le biais de l'estimateur dans l'indice de population de Laspeyres. Quelle importance doit-on accorder à un calcul exact d'un indice de Laspeyres si l'on désire produire un ICDV? À l'instar de la Commission, je crois que l'ICDV est la façon d'aborder le problème des composantes de base de l'IPC.

Habitudes d'achat ou habitudes de substitution dans un ICDV

La substitution des produits est sans doute un problème pertinent dans les composantes de base puisque bon nombre d'entre elles se composent d'échantillons de produits substituables. Lorsque les consommateurs changent de produits à la suite d'une variation de prix dans une composante de base, l'indice géométrique

13 Une étude antérieure par Carruthers, Sellwood et Ward (1980) eut une plus grande influence en Europe qu'en Amérique du Nord, un exemple des nombreuses lignes de partage transatlantiques dans le domaine de la statistique des prix.

représente alors une meilleure approximation de l'ICDV, et le sujet est clos.

Toutefois, on doit pouvoir appliquer une théorie des composantes de base à la totalité et non pas seulement à une partie des composantes de base. Cette théorie doit expliquer les différences entre les moyennes arithmétique et géométrique pour des composantes comme l'indice de prix des bananes dans l'IPC, ou l'étude de Schultz (1994) d'une seule marque de boisson gazeuse, que nous avons mentionnée précédemment. Il ne peut tout de même pas y avoir substitution en présence d'une seule marque et d'un seul format d'un produit.

Lorsque les boissons gazeuses sont offertes en vente, les consommateurs n'en consomment pas nécessairement plus (comme le veut la théorie de la substitution des produits), ils se contentent de faire des réserves. Le modèle classique de substitution des produits — même s'il convient clairement à la confection des composantes de base — doit être complété par un modèle de recherche par les consommateurs, assorti de données coûteuses et imparfaites, combiné à un comportement d'entreposage, comme le prétendent Pollak (1998), Feenstra et Shapiro (2003) et Triplett (2003)¹⁴. Le groupe du Committee on National Statistics (Schultze et Mackie, 2003 : 24) a demandé que plus d'études soient réalisées sur les composantes de base de l'IPC parce que : « les réactions des consommateurs aux écarts de prix reflètent peut-être autre chose qu'une substitution de produits : par exemple, un consommateur fera des réserves d'articles en vente mais en achètera le même nombre par mois ou par année ».

On ne peut pas nécessairement intégrer la recherche, l'entreposage et ainsi de suite dans un modèle simplement en adoptant un indice superlatif ou un indice géométrique, étant donné que la théorie sous-jacente à de telles formules n'explique pas le comportement de

recherche et d'entreposage des consommateurs. Pour qu'elle puisse s'appliquer aux indices des composantes de base, une théorie du comportement des consommateurs doit tenir compte des choix de ces derniers parmi un éventail de *fournisseurs* d'un produit homogène, et pas seulement des choix des consommateurs à l'égard de différents produits (substituables). On ne peut d'aucune façon établir un lien entre une moyenne géométrique de prix associés à des fournisseurs appariés et un comportement de recherche et d'entreposage de la part des ménages, pas plus d'ailleurs qu'on ne peut intégrer efficacement une telle moyenne dans l'IPC.

La stratégie de collecte des prix de l'IPC laisse entendre que les *prix observés dans des points de vente appariés* peuvent servir à calculer les écarts de prix auxquels font face les consommateurs individuels. À l'évidence, cela est faux. De fait, Triplett (2003) présente un simple exemple numérique dans lequel il démontre l'impossibilité de mesurer l'ICDV des ménages consommateurs lorsqu'on applique, après imputation des coûts de recherche, une formule classique d'indice de prix à des prix observés auprès de points de vente appariés. Hendel et Nevo (2002) démontrent qu'un modèle qui néglige de tenir compte des habitudes d'entreposage et de magasinage de consommateurs surestimera les élasticités de la demande ordinaire, assurément un problème insurmontable si l'on se propose d'intégrer le biais de substitution d'un indice dans les composantes de base au moyen d'un système simple de type Konüs.

Il serait peut-être justifié d'utiliser un indice des valeurs unitaires dans des cas où l'on peut appréhender les habitudes d'achat. Si le prix moyen payé diminue parce qu'il est plus facile d'obtenir l'information et que les consommateurs sont mieux en mesure de trouver les prix les plus bas, l'ICDV devrait alors régresser même si le prix n'a pas bougé. En revanche,

14 Voir Baye (1985), Anglin et Baye (1987) et Reinsdorf (1993).

Bradley (2005) démontre que les indices des valeurs unitaires renferment des lacunes dans presque tous les cas; il faut donc approfondir l'analyse des habitudes d'achat et de recherche des consommateurs.

Adoption des moyennes géométriques par le BLS

Adoptant la recommandation de la Commission, le BLS appliqua en 1999 la formule de la moyenne géométrique à la plus grande partie (mais non à la totalité) des composantes de l'IPC. Dans son étude non publiée à l'appui de ce changement, le BLS a analysé la substitution des produits à un niveau détaillé, démontrant ainsi qu'il acceptait le paradigme de substitution des produits au niveau des composantes de base, comme le proposait la Commission. Cette étude a été exemplaire. Cependant, comme nous l'avons souligné précédemment, la substitution de produits ne peut expliquer l'écart entre les indices fondés sur une moyenne géométrique ou sur une moyenne arithmétique pour des produits comme des bananes. L'étude du BLS était donc incomplète¹⁵.

L'origine des données sur les prix est une question fondamentale. Des indices de Laspeyres et de Paasche calculés à partir de prix provenant de fournisseurs appariés n'indiquent pas nécessairement les limites de l'indice nécessaire à un ICDV lorsqu'on se trouve en présence de renseignements coûteux, étant donné que les consommateurs passent d'un fournisseur à l'autre. Pour étudier les habitudes de recherche, d'achat et aussi d'entreposage de la part des consommateurs (qui font des réserves au moment des ventes), les études devront reposer sur des

données recueillies auprès des ménages — c'est-à-dire les prix payés par les acheteurs — et non pas seulement sur des données obtenues de fournisseurs appariés.

Les tentatives de régler le problème des composantes de base au moyen du modèle classique de substitution des produits de Konüs démontrent une mauvaise compréhension du problème, outre les conclusions trompeuses auxquelles elles ont donné lieu. Pollak (1998 : 73) a bien résumé la situation : « Je m'oppose à l'opinion de la Commission Boskin et de Diewert (1995) qui prétendent que le problème de « l'agrégat élémentaire », que la Commission appelle « biais de substitution de bas niveau », provient d'abord du choix d'une formule appropriée servant à combiner les prix des articles ». La Commission et le BLS ont porté un jugement hâtif sur la moyenne géométrique. De la même façon, la moyenne géométrique se révélera meilleure que la moyenne arithmétique des prix relatifs, ne serait-ce que pour des raisons statistiques. Cependant, la théorie derrière l'ICDV n'appuie ni la recommandation de la Commission ni l'action du BLS : d'autres recherches s'imposent si l'on veut savoir pourquoi la moyenne géométrique donne de meilleurs résultats, si vraiment c'est le cas.

Une recommandation négligée : La classification des produits de l'IPC

La huitième recommandation de la Commission au BLS se lit comme suit : « Le BLS devrait examiner l'incidence de la classification, c'est-à-dire la structure et la définition des groupes d'articles... ». Autant que je sache, cette recom-

15 Étant donné que le BLS n'a trouvé aucune étude qui aurait pu l'aider à analyser la substitution des produits au sein des composantes de base individuelles, il a donc procédé à un niveau plus élevé, p. ex. au niveau des fruits (agrégation de premier niveau), et non pas au niveau des bananes et des agrumes, qui sont dans ce cas des composantes de base. Le BLS accepta la moyenne géométrique pour une composante de base lorsque la capacité de substitution était non négligeable au premier niveau d'agrégation, mais a conservé la moyenne arithmétique lorsque la substitution était moins importante (p. ex., pour les appareils médicaux). À strictement parler, le BLS favorisait l'abandon de l'indice de Laspeyres pour le premier niveau d'agrégation dans l'IPC — c'est-à-dire combiner des pommes et des oranges, par exemple, dans un indice des fruits. Il n'a pas appuyé la décision d'utiliser la moyenne géométrique pour les composantes de base.

mandation semble n'avoir suscité aucun commentaire ailleurs ni aucune réponse du BLS. La recommandation de la Commission est valable, et le BLS devrait la prendre au sérieux.

Les classifications sont les noyaux de la statistique économique, elles regroupent les données économiques en unités que les économistes utilisent dans leur analyse. Les classifications — autrement dit, les groupes — sont essentielles à l'analyse économique parce que la façon dont les données sont groupées limite les analyses qui peuvent en découler. Il est donc surprenant que les économistes accordent si peu d'attention à leurs classifications — contrairement aux biologistes qui comprennent l'importance d'établir les classifications d'après une théorie.

La théorie des classifications économiques est la théorie économique de l'agrégation. Pour l'IPC, les études pertinentes sont peu nombreuses, les principales étant Pollak (1975), Blackorby et Russell (1978) et Triplett (1990). Selon la théorie, les groupes de l'IPC (« fruits », ou l'agrégation de niveau supérieur « aliments ») dépendent de la séparabilité de la fonction d'utilité directe ou indirecte. Il est évidemment difficile d'appliquer empiriquement la théorie, mais il est maintenant possible de suivre d'autres abstractions théoriques (comme le biais de substitution), de sorte que celle-ci pourrait aussi le devenir à condition qu'on déploie les efforts suffisants.

Comme l'a suggéré la Commission, les meilleurs groupes sont susceptibles de faciliter l'analyse de la substitution de bas niveau. Il est regrettable que le BLS ait récemment mis en place une nouvelle classification pour l'IPC qui ne fait aucunement référence à la théorie économique. De plus, les organismes internationaux semblent déterminés à appliquer des approches théoriques, comme en font foi les nouveaux manuels des indices de prix internationaux. D'autres études s'imposent sur la théorie, et le BLS (et d'autres) devraient tenter de

produire des classifications qui se rapprochent davantage de la théorie, tâche qui posera un défi.

Conclusion (et aspects politiques)

Le rapport de la Commission a eu une très grande influence et une foule de ses conclusions résistent aux études qui sont réalisées depuis ce temps. Les sections III et IV de ce document laissent entendre que son examen du biais relatif à la variation qualitative et des méthodes d'estimation des composantes de base de l'IPC aurait avantage à être reformulé si la Commission produisait son rapport aujourd'hui. Je soupçonne que les membres de la Commission n'ont pas présumé que leur document allait résister au temps. De plus, on ne doit pas les blâmer si les conjectures qui ont par la suite été faites à leur image n'ont pas toujours suivi les meilleures pratiques (section II).

Dans son commentaire du document de Shapiro et Wilcox (1996 : 154), Greg Mankiw était d'avis que « le débat actuel au sujet de l'IPC constitue en réalité un débat politique sur la façon de sabrer dans les droits réels acquis et sur le montant de leur diminution ». Très juste.

La Commission a rédigé un document technique portant sur la mesure de l'IPC. Il est indéniable que tous les membres savaient pourquoi le Congrès s'intéressait tellement aux menus détails de l'IPC : les récriminations du sénateur Monynihan au sujet des déficits interminables n'ont pas été exprimées en privé. Être sensibilisé à l'environnement politique n'est pas la même chose qu'en être captif, cependant le rapport de la Commission a effectivement repris la plus grande partie des arguments de l'époque et a même succombé au charme des déclarations politiques lorsqu'on regarde les mots qu'il a choisis pour décrire l'effet des erreurs de mesure de l'IPC sur les dépenses de la sécurité sociale.

Dans le débat qui a suivi la parution du rapport de la Commission, des accusations

politiques ont été portées. Il aurait dû être possible d'avoir un débat sur les mérites du rapport de la Commission sur l'IPC, qui n'aurait pas cherché à savoir si les personnes à charge de la population obtenaient ou non leur juste part (cela n'a jamais été défini, mais fait partie du débat) du produit social. De toute façon, les spécialistes devraient savoir qu'améliorer l'exactitude de l'IPC ne revient pas à améliorer la base de répartition pour les personnes à charge ni même à améliorer la base d'indexation de leurs paiements de la sécurité sociale. Zvi Griliches l'a d'ailleurs dit dans son témoignage devant le Comité des finances du Sénat, et il est sans doute éclairant de constater que sa sagesse à ce sujet n'a rallié qu'un très petit consensus (voir toutefois les passages éloquentes dans les documents de Berndt et Baily dans ce symposium).

Bon nombre des critiques formulées à l'égard du rapport de la Commission reflétaient le souhait que les prestations versées aux bénéficiaires de la sécurité sociale ne soient pas diminuées, plutôt qu'une opinion équilibrée sur l'IPC ou sur le rapport de la Commission. On ne peut nier que des non-spécialistes ont critiqué des parties du rapport, ce qui a contribué au caractère politique du débat : à l'époque, la presse avait cité une agente immobilière qui avait déclaré (dans le langage des économistes et non dans celui de l'agente) que les fonctions hédoniques pour le logement ne passaient pas par l'origine¹⁶.

C'était inévitable. Ce n'est pas tellement l'IPC lui-même qui intéressait le Congrès, mais plutôt (comme l'avait affirmé franchement un membre du Congrès) trouver le moyen d'amener le BLS à diminuer le déficit afin que le Congrès n'ait pas à voter sur cette question. Une controverse antérieure (1981) avait déjà porté sur l'indexation des prestations de la sécurité

sociale par l'IPC : au beau milieu du débat, le sénateur Goldwater avait présenté un projet de loi interdisant toute modification des méthodes de l'IPC qui aurait eu pour effet de diminuer les prestations de la sécurité sociale. Mélanger la politique et la statistique favorise rarement la statistique économique. J'ai vu beaucoup de débats politiques sur la statistique économique et ils portent toujours sur un élément (sauf la statistique) caché.

Nous devons poursuivre nos discussions des méthodes de l'IPC, mais il est encore plus impératif de débattre des principes derrière la répartition des ressources destinées à la population à charge, ce qui comprend non seulement les paiements de la sécurité sociale, mais aussi ceux de l'assurance-maladie. Mais les deux débats doivent être séparés. Le débat sur l'IPC tenu il y a dix ans a effectivement servi à contre-carrer le débat sur la question plus importante.

Références

- Adelman, Irma (1958) « A New Approach to the Construction of Index Numbers », *Review of Economics and Statistics* 40, p. 240-249.
- Advisory Commission to Study the Consumer Price Index (1996) voir Boskin et al.
- Aizcorbe, Ana M., et Patrick C. Jackman (1993) « The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-91: Anatomy of Price Change », *Monthly Labor Review* 116:12 (décembre), p. 25-33.
- Anglin, Paul M., et Michael R. Baye (1987) « Information, Multiperiod Search, and Cost-of-Living Index Theory », *Journal of Political Economy*, 95(6) (décembre), p. 1179-1195.
- Armknrecht, Paul, et Donald Weyback (1989) « Adjustments for Quality Change in the U.S. Consumer Price Index », *Journal of Official Statistics* 5:2, p. 107-123.
- Baye, Michael R (1985) « Price Dispersion and Functional Price Indices », *Econometrica* 53:1, janvier, p. 213-223.
- Berndt, Ernst R., Zvi Griliches et Joshua G. Rosett (1993) « Auditing the Producer Price Index :

16 L'agente critiquait la mesure du prix par pied carré que la Commission avait calculée dans son exposé sur le logement. « Le prix par pied carré diminue à mesure qu'augmente la superficie en pieds carrés. » Bette Gorman, citée par John M. Berry, *Washington Post*, 19 décembre 1996, page E10.

- Micro Evidence from Prescription Pharmaceutical Preparations », *Journal of Business and Economic Statistics* 11(3), juillet, p. 251-264.
- Blackorby, Charles, et Robert R. Russell (1978) « Indices and Subindices of the Cost-of-Living and the Standard of Living », *International Economic Review* 19:1, février, p. 229-240.
- Blow, Laura, et Ian Crawford (2001) « The Cost of Living with the RPI: Substitution Bias in the UK Retail Prices Index », *Economic Journal*, 111(472) (juin), p. F357-382.
- Boskin, Michael J., Ellen R. Dulberger, Robert J. Gordon, Zvi Griliches et Dale Jorgenson (1996) « Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living », Final Report to the Senate Finance Committee, Advisory Commission to Study the Consumer Price Index, 4 décembre, disponible à <http://www.ssa.gov/history/reports/boskinrpt.html>
- Boskin, Michael (2005) « Causes and Consequences of Bias in the Consumer Price Index as a Measure of the Cost of Living », *Atlantic Economic Journal* 33, p. 1-13.
- Bradley, Ralph (2005) « Pitfalls of Using Unit Values as a Price Measure or a Price Index », *Journal of Economic and Social Measurement*, 30 (1), 39-61
- Braithwait, Steven D (1980) « The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes », *American Economic Review* 70(1), mars, p. 64-77.
- Camba-Mendez, Gonzalo, Vitor Gaspar, et Mark Wynne (2001) *Measurement Issues in European Consumer Price Indices and the Conceptual Framework of the HICP*, Frankfurt et Londres, European Central Bank et Centre for Economic Policy Research.
- Carruthers, A. G., D. J. Sellwood et P. W. Ward (1980) « Recent Developments in the Retail Prices Index », *The Statistician*, vol. 29, n° 1, p. 1-32.
- Christensen, Laurits R., et Marilyn E. Manser (1976) « Cost-of-Living Indexes and Price Indexes for U.S. Meat and Produce, 1947-1971 », dans Nestor E. Terleckyj, réd., *Household Production and Consumption*, Conference on Research in Income and Wealth, Studies in Income and Wealth 40, 399-446, New York, Columbia University Press pour le National Bureau of Economic Research.
- Covas, Francisco, et Joao Santos Silva (1999) « Outlet Substitution Bias », *Bank of Portugal Economic Bulletin*, septembre, p. 77-85.
- Dalén, Jorgen (2002) « Personal Computers in Different HICPs », document présenté au Brookings Workshop, « Hedonic Price Indexes: Too Fast? Too Slow? Or Just Right? », Washington (D.C.), 1^{er} février, disponible sur le site Internet de la Brookings Institution.
- Diewert, W. Erwin (1995) « Axiomatic and Economic Approaches to Elementary Price Indexes », NBER Working Paper No. 5104, mai, Cambridge (MA), National Bureau of Economic Research.
- Ducharme, Louis Marc, réd., (1997) *Biais dans l'IPC : Les expériences de cinq pays de l'OCDE*, Statistique Canada, Série analytique, Division des prix, n° 10, Ottawa, Statistique Canada, n° 62F0014MPB au catalogue.
- Feenstra, Robert C., et Matthew D. Shapiro (2003) « High-Frequency Substitution and the Measurement of Price Indexes », dans Robert C. Feenstra et Matthew D. Shapiro, réd., *Scanner Data and Price Indexes*, National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth, vol. 64, Chicago et Londres, University of Chicago Press, p. 123-146.
- Gordon, Robert J. (2003) « A Century of Downward Bias in the Most Important Component of the CPI: The Case of Rental Shelter, 1914-2003 », dans Ernst R. Berndt et Charles R. Hulten, réd., *Hard to Measure Goods and Services: Essays in Honor of Zvi Griliches*, volume de la conférence CRIW-NBER à paraître.
- Gordon, Robert J. (2004) « Apparel Prices and the Hulten-Bruegel Paradox », dans Carol Corrado, W. Erwin Diewert et Charles R. Hulten, réd., *Price Index Concepts and Measurement*, volume de la conférence CRIW-NBER à paraître.
- Hendel, Igal, et Aviv Nevo (2002) « Sales and Consumer Inventory Behavior », National Bureau of Economic Research Working paper 9048.
- Hill, Peter (1997) « La mesure de l'inflation et des variations du coût de la vie », préparé pour la Conférence des statisticiens européens, réunion commune CEE/OIT sur les indices des prix à la consommation, Genève, 24-27 novembre.
- Hoffmann, Johannes (1998) « Problems of Inflation Measurement in Germany », document de discussion 1/98, groupe de recherche économique de la Deutsche Bundesbank, Frankfurt, Allemagne, Deutsche Bundesbank.
- Konüs, A. A. (1925) Traduit en anglais et publié sous le nom « The Problem of the True Index of the Cost of Living », *Econometrica* 7 (janvier) 1939, p. 10-29.
- Krone, Theodore M., Leonard I. Nakamura et Richard Voith (2002) « The CPI for Rents: A History », Brookings Program on Economic Measurement, document disponible sur le site Internet de la Brookings Institution.
- Lebow, D. E., J. M. Roberts et D. J. Stockton (1994) « Monetary Policy and 'The Price Level' »,

- Washington (D.C.), Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Lebow, David E., et Jeremy B. Rudd (2003) « Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand? », *Journal of Economic Literature* (43), p. 159-201.
- Liegey, Paul R. Jr. (1993) « Adjusting Apparel Indexes in the Consumer Price Index for Quality Differences », dans Murray F. Foss, Marilyn E. Manser et Allen Young, réd., *Price Measurements and Their Uses*, Conference on Research in Income and Wealth, Studies in Income and Wealth 57, 209-226. Chicago, University of Chicago Press pour le National Bureau of Economic Research.
- Lequillier, Francois (1997) « L'indice des prix à la consommation en français surestime-t-il l'inflation? », chapitre 3 dans Ducharme, réd., (1997).
- Manser, Marilyn E. (1975) « A Note on Cost-of-Living Indexes and Price Indexes for U.S. Food Consumption », BLS Working Paper 57, Washington (D.C.), U.S. Bureau of Labor Statistics.
- Manser, Marilyn E., et Richard J. McDonald (1988) « An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-85 », *Econometrica* (juillet), 909-930.
- McCarthy, Jonathan, et Richard Peach (2002) « Housing Trends in the 90's: Measurement in the CPI », Brookings Program on Economic Measurement, document disponible sur le site Internet de la Brookings Institution.
- McCarthy, Phillip J. (1961) « Sampling Considerations in the Construction of Price Indexes with Particular Reference to the United States Consumer Price Index », Staff Paper number 4 du Price Statistics Review Committee (1961).
- Moulton, Brent R., et Karin E. Moses (1997) « Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index », *Brookings Papers on Economic Activity* (1), p. 305-349.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (1997) « Synthesis Paper on Shortcomings of the Consumer Price Index Measure of Inflation for Economic Policy Purposes », Paris, OECD, Economics Department, document n° ECO/CPE/WP1(97)12, septembre.
- Oulton, Nicholas (1995) « Do UK Price Indexes Overstate Inflation? », *National Institute Economic Review* 0(152), 60-75.
- Pollak, Robert A. (1975) « Subindexes of the Cost of living », *International Economic Review*, 16(1) (février), p. 135-150. Réimprimé dans Robert A. Pollak, *The Theory of the Cost-of-Living Index*, chapitre 2, p. 53-70, 1989, Oxford, R.-U., Oxford University Press.
- Pollak, Robert A. (1998) « The Consumer Price Index: A Research Agenda and Three Proposals », *Journal of Economic Perspectives* 12(1), 69-78, hiver.
- Price Statistics Review Committee (1961) *The Price Statistics of the Federal Government*, U.S. Congress, Joint Economic Committee, Government Price Statistics, Hearings, Part 1. 87th Congress, 1st Session, 1961; aussi publié sous : National Bureau of Economic Research, General Series, Number 73.
- Randolph, William C. (1988) « Housing Depreciation and Aging Bias in the Consumer Price Index », *Journal of Business and Economic Statistics* (juillet), 359-371.
- Randolph, William C. (1988) « Housing Depreciation and Aging Bias in the U.S. Consumer Price Index », *Journal of Economic and Business Statistics*, 6-3, 241-246, mai.
- Reinsdorf, Marshall (1993) « The Effect of Outlet Price Differentials on the U.S. Consumer Price Index », dans Murray F. Foss, Marilyn E. Manser et Allen Young, réd., *Price Measurements and Their Uses*, Conference on Research in Income and Wealth, Studies in Income and Wealth 57, 227-260, University of Chicago Press pour le National Bureau of Economic Research.
- Reinsdorf, Marshall B. (1998) « Formula Bias and Within-Stratum Substitution Bias in the US CPI », *Review of Economics and Statistics* 80, n° 2., mai, p. 175-187.
- Reinsdorf, Marshall, et Brent R. Moulton (1997) « The Construction of Basic Components of Cost-of-Living Indexes », dans *The Economics of New Goods*, Timothy F. Bresnahan et Robert J. Gordon, réd., University of Chicago Press, 1997, p. 397-423.
- Reinsdorf, Marshall, et Jack E. Triplett (2004) « A Review of Reviews: Eighty Years of Professional Thinking About the CPI », présenté à la conférence NBER-CRIW sur la mesure des prix, Vancouver, juin.
- Ribe, Martin (2002) « Quality Adjustment (QA) for New Cars in Austria and Sweden », document présenté au Brookings Workshop, « Hedonic Price Indexes: Too Fast? Too Slow? Or Just Right? », Washington (D.C.), 1^{er} février, disponible sur le site Internet de la Brookings Institution.
- Rossiter, James (2005) « Measurement Bias in the Canadian Consumer Price Index », Ottawa, Banque du Canada, document de travail 2005-39, décembre.
- Saglio, A. (1994) « Comparative Changes in Average Price and a Price Index: Two Case Studies », dans Statistique Canada (1994).

- Schultz, Bohdan J. (1994) « Choice of Price Index Formulae at the Micro-Aggregation Level: The Canadian Empirical Evidence », dans *Statistique Canada* (1994).
- Schultze, Charles, et Christopher Mackie, réd. (2002) *At What Price? Conceptualizing and Measuring Cost-of-Living and Price Indexes*, Panel on Conceptual, Measurement, and Other Statistical Issues in Developing Cost-of-Living Indexes, Committee on National Statistics, National Research Council, Washington (D.C.), National Academy Press.
- Shapiro, Matthew D., et David W. Wilcox (1996) « Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation », dans Ben S. Bernanke et Julio Rotemberg, réd., *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge (MA), MIT Press, p. 93-142.
- Shiratsuka, Shigenori (1999) « Measurement Errors in Japanese Consumer Price Index », Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper Series (WP-99-2). février. [Ce document est un résumé d'un ouvrage plus long publié en japonais.]
- Silver, Mick, et Saeed Heravi (2001) « Scanner Data and the Measurement of Inflation », *Economic Journal*, 111(472), juin, p. 383-404.
- Statistique Canada (1994) *Conférence internationale sur les indices de prix : documents et rapport final* (première réunion du Groupe de travail international sur les indices de prix), Ottawa, Canada, novembre.
- Statistique Canada (1995) *Document de référence de l'indice des prix à la consommation*, Ottawa, Canada, ministre de l'Industrie, juillet, n° 62-553 au catalogue.
- Timmer, Marcel, et Robert Inklaar (2005) « Productivity Differentials in the U.S. and EU Distributive Trade Sector: Statistical Myth or Reality? », Research Memorandum GD-76, Gronigen Growth and Development Centre, University of Gronigen, avril.
- Triplet, Jack E. (1971) « Quality Bias in Price Indexes and New Methods of Quality Measurement », dans Zvi Griliches, réd., *Price Indexes and Quality Change: Studies in New Methods of Measurement*, Cambridge (MA), Harvard University Press, p. 190-194.
- Triplet, Jack E. (1990) « The Theory of Industrial and Occupational Classifications and Related Phenomena », 1990 *Annual Research Conference Proceedings*, 9-25, U.S. Bureau of the Census (août).
- Triplet, Jack E. (2001) « Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework for a Consumer Price Index? », *The Economic Journal* 111, n° 472, juin, F311-F334.
- Triplet, Jack E. (2003) « Using Scanner Data in the Consumer Price Indexes : Some Neglected Conceptual Considerations », dans Robert C. Feenstra et Matthew D. Shapiro, réd., *Scanner Data and Price Indexes*, National Bureau of Economic Research, Studies in Income and Wealth, vol. 64, Chicago et Londres, The University of Chicago Press, p. 151-162.
- Triplet, Jack E. (2004) *Handbook on Hedonic Indexes and Quality Adjustments in Price Indexes*, Directorate for Science, Technology and Industry, Paris, Organization for Economic Co-operation and Development, STI Working Paper 2004/9, Document DST/DOC2004/9.
- Triplet, Jack E., et Barry P. Bosworth (2004) *Services Productivity in the United States: New Sources of Economic Growth*, Washington (D.C.), Brookings Institution Press.
- Wynne, Mark A., et Fiona Sigalla (1993) « A Survey of Measurement Biases in Price Indexes », *Federal Reserve Bank of Dallas*, Research Paper 9340, octobre.
- Wynne, Mark A., et Diego Rodriguez-Palenzuela (2001) « Measurement Bias in the HICP: What Do We Know and What Do We Need to Know? », document présenté à l'atelier de CEPR/ECB sur les questions de mesure des indices de prix, Frankfort, novembre.