

Le rapport de la Commission Boskin : Une rétrospective 10 ans plus tard

Robert J. Gordon¹
*Northwestern University et
National Bureau of Economic Research*

PLUS DE DIX ANS se sont maintenant écoulés depuis la création de la Commission Boskin, plus officiellement connue sous le nom de « Commission consultative pour l'étude de l'indice des prix à la consommation », qui avait été nommée par le Comité des finances du Sénat en juin 1995. Le rapport final de la Commission (Boskin et al., 1996), paru le 4 décembre 1996, concluait que l'indice des prix à la consommation des États-Unis (IPC) surestimait l'inflation de 1,1 point de pourcentage par année pendant la période des délibérations de la Commission, c'est-à-dire 1995-1996. Le rapport laissait entendre que le biais de l'IPC aurait pu être plus élevé avant 1995 et il prédisait qu'il serait moins élevé après 1997.

Une distinction nette doit être faite entre les questions techniques et scientifiques qui ont amené la Commission à son estimation de biais de 1,1 points, ainsi qu'entre les répercussions politiques et redistributives de cette conclusion. Non seulement le rapport de la Commission a-t-il présenté le contexte technique à son esti-

mation du biais global, mais aussi à ses estimations du montant considérable par lequel ce biais avait augmenté le déficit budgétaire fédéral en regardant vers le passé et aussi par lequel il l'augmenterait en regardant vers l'avenir². En indiquant que le biais avait entraîné une croissance excessive des prestations de la sécurité sociale et d'autres indemnités, la Commission a suscité une vive et accablante réaction politique puisque l'AARP (American Association of Retired Persons) envoya ses lobbyistes dans les corridors du Congrès rappeler à la raison les sénateurs et représentants qui s'étaient au départ montrés intéressés à diminuer le déficit budgétaire en corrigeant la formule d'indexation à l'aide d'une partie de l'estimation de biais de la Commission, ce qu'on appelait l'approche d'indexation basée sur « l'IPC moins X ». Notre document laisse de côté les répercussions de l'estimation du biais sur la politique budgétaire pour se concentrer plutôt entièrement sur les questions susceptibles d'intéresser la communauté mondiale des chercheurs dans le domaine de la mesure.

1 L'auteur a été l'un des cinq membres de la Commission Boskin. Les parties du résumé des conclusions de la Commission Boskin et ses réactions aux critiques sont adaptées de Boskin et al. (1998) et Gordon (2000). Les évaluations et opinions présentées ici sont celles de l'auteur et non de l'un ou l'autre des membres de la Commission Boskin. Je remercie Jerry Hausman des échanges utiles que nous avons eus. C. élect. : rjg@northwestern.edu

2 La Commission avait calculé que le biais de 1,1 point ferait augmenter de 1,07 billion de dollars la dette nationale des États-Unis au cours de la période 1997-2008, comparativement à un autre scénario dans lequel la sécurité sociale et les autres programmes faisaient l'objet d'une formule d'indexation qui retranchait le biais des chiffres publiés de l'IPC.

Tableau 1
Estimations des biais de la Commission
Boskin dans l'indice des prix à la
consommation en 1995-1996
 (points par année)

| Source de biais | Estimation |
|---|---------------|
| Substitution de haut niveau | 0,15 |
| Substitution de bas niveau | 0,25 |
| Substitution des points de vente | 0,10 |
| Nouveaux produits/variation qualitative | 0,60 |
| Total | 1,10 |
| Fourchette plausible | (0,80 — 1,60) |

Approche et méthode de la Commission Boskin

La Commission Boskin représentait la première évaluation externe complète de la statistique des prix du pays depuis plus de trois décennies; le précédent rapport était le réputé document de la Commission Stigler (1961). Plusieurs aspects importants distinguaient les deux commissions. Le rapport Boskin concernait uniquement l'IPC, tandis que le rapport Stigler portait aussi sur l'indice des prix à la production (IPP) et les indices des prix à l'agriculture. Le rapport Stigler n'a présenté aucune estimation numérique de biais, alors que le mandat de la Commission Boskin l'enjoignait notamment de calculer une estimation ponctuelle du biais global de l'IPC. La Commission Stigler disposait d'un énorme budget pour commander de nouvelles études, tandis que la Commission Boskin n'avait aucun crédit à cette fin. Le rapport de la Commission Boskin a donc été par nécessité un article de recension fondé en partie sur les études en cours, et non une nouvelle recherche.

L'un des aspects novateurs de la méthode de la Commission a été de répartir l'IPC en 27 catégories puis d'élaborer pour chacune une estimation distincte du biais lié à la variation qualitative. Cela l'a obligé à faire des extrapolations à partir des catégories pour lesquelles des

études existaient déjà (p. ex., pour les ordinateurs personnels et les téléviseurs) afin de les appliquer à des catégories apparentées ne faisant l'objet d'aucune étude (comme pour les jouets électroniques). Les commentateurs ont critiqué la subjectivité de l'estimation du biais de la variation qualitative de la Commission, mais, pour cette dernière, il était tout aussi subjectif de supposer que le biais était exactement égal à zéro dans les catégories qui n'avaient pas fait l'objet d'une recherche antérieure que d'extrapoler les résultats à partir d'études pertinentes.

Résumé des conclusions de la Commission

Conclusions liées à la substitution

Le tableau 1 résume les conclusions de la Commission. Dans cette section, nous abordons les conclusions liées à la substitution, dont les trois premières lignes du tableau font état. Nous verrons ensuite la catégorie des nouveaux produits et la variation qualitative.

L'IPC utilisait des indices à pondérations fixes de Laspeyres qui ne tenaient pas compte des substitutions de produits par les consommateurs. Ces mesures de l'inflation de Laspeyres contenaient en elles-mêmes une limite supérieure, et des études empiriques ont amené la Commission à conclure que cette source de biais s'élevait à environ 0,4 point par année. De ce taux, 0,15 provient des estimations de l'effet de substitution entre les « strates » de haut niveau (pommes ou bananes) et 0,25, de l'effet de substitution entre les catégories de bas niveau (pommes Red Delicious ou pommes Jonathan).

Outre le biais de substitution des produits, on trouve le biais de substitution des points de vente, à la troisième ligne du tableau 1; ce biais dénote la pratique du BLS de laisser de côté les écarts de prix d'un même article d'un point de vente à l'autre. Comme les données sur les prix sont recueillies à l'intérieur des points de vente, les achats de substitution faits par les consom-

mateurs dans des magasins à rabais ne figurent pas dans l'IPC comme une diminution de prix, même si les consommateurs révèlent leurs préférences pour ces points de vente par leurs achats, qu'on peut mesurer par le déplacement constant des parts de marché. Selon nous, cette situation ajoute 0,1 point de biais à la hausse.

Conclusions et recommandations liées aux nouveaux produits et à la variation qualitative

Les trois types de biais de substitution figurant au tableau 1 représentent tout juste un peu moins de la moitié (0,5 point) du biais de 1,1 point qu'avait estimé la Commission Boskin. Un peu plus de la moitié (0,6 point) provient de la difficulté de tenir pleinement compte de la variation qualitative et de l'introduction des nouveaux produits. Depuis Hicks (1940), les économistes savent que l'introduction d'un nouveau produit peut être prise en compte dans un indice du CDV en estimant son prix de réservation et en ajoutant le surplus du consommateur attribuable à l'introduction du produit. Même si elle a accepté ce cadre de travail, la Commission Boskin n'a calculé aucune estimation de la valeur du surplus du consommateur que les nouveaux produits ajoutaient. Elle a plutôt usé de prudence en incluant au premier chef les estimations des dimensions explicites de la variation qualitative ainsi que de l'introduction tardive de nouveaux produits de file dans l'indice. Les magnétoscopes à cassettes, les téléphones cellulaires et d'autres produits ont été ajoutés à l'IPC dix ans ou plus *après* leur arrivée sur le marché et *après* que leur prix eut diminué de 80 % ou plus.

Une étude antérieure permettait de faire une estimation du biais qui se produisait dans l'IPC à la suite de l'introduction tardive de ces nouveaux produits.

La Commission a tenté de cerner les catégories de produits dont les améliorations qualitatives non prises en compte dans l'IPC entachaient l'indice d'un biais. Pour mener à bien cette tâche, elle a examiné séparément 27 sous-composantes de l'IPC pour établir l'étendue du biais qualitatif, le cas échéant, puis elle a calculé une estimation de ce biais pour chacune des 27 catégories. Dans huit catégories, la Commission n'a découvert aucune donnée d'étude ni d'autres facteurs qui auraient indiqué l'existence d'un biais autre que zéro. Dans les 19 autres catégories, elle a attribué un biais qui pouvait s'échelonner aussi haut que 3,0 points de pourcentage par année dans le cas des services médicaux et hospitaliers et 5,6 points pour ce qui est des appareils ménagers et des biens électroniques³. Après avoir pondéré ces 27 estimations de biais en fonction de l'importance relative de chaque catégorie en 1995 (selon les coefficients de pondération des dépenses de 1982-1984), elle a déterminé que le biais global lié à la qualité et aux nouveaux produits s'établissait à 0,6 point par année⁴.

Bien que la Commission ait formulé une estimation ponctuelle du biais lié à la variation qualitative et aux nouveaux produits dans l'IPC, elle n'a pas tenté de quantifier les changements dans la qualité de vie. Néanmoins, après avoir discuté de façon informelle de ces changements dans la qualité de vie, elle a conclu que le « bon » l'emportait sur le « mauvais ». Elle a mentionné

3 Le tableau 2 du rapport de la Commission Boskin a tenté de faire une distinction entre les différentes périodes lors de l'attribution des estimations liées à la variation qualitative et à l'introduction tardive des nouveaux produits. Par exemple, le biais estimatif des médicaments d'ordonnance a été de 3,0 points de pourcentage pour la période 1970-1995 et de 2,0 points pour 1995-1996, qui reflétait le changement méthodologique apporté en 1995 à l'IPC grâce auquel l'introduction de la version générique d'un médicament était considérée comme une diminution de prix.

4 Les appareils ménagers et les biens électroniques sont le seul autre cas où elle a utilisé des coefficients de pondération de rechange provenant des comptes nationaux de revenus et de produits, puisqu'elle jugeait trop peu élevées les pondérations de l'IPC de 1982-1984. Voir Boskin et al. (1996), tableau 2, note a.

une diminution de la pollution de l'air et de l'eau, une réduction de la criminalité par diverses mesures, une baisse des taux de suicide et de mortalité infantile et un prolongement de l'espérance de vie⁵. Elle a aussi mentionné un vaste éventail d'améliorations liées à la qualité des biens et à l'introduction des nouveaux produits, mais elle n'en fait aucune estimation, notamment « la plus grande rapidité et la vibration réduite des avions à réaction, une plus grande fiabilité des appareils ménagers et des automobiles, une meilleure qualité sonore du matériel audio dans les foyers et dans les automobiles, de meilleurs dispositifs de sûreté dans les outils électriques et les tondeuses autopropulsées d'utilisation résidentielle, une diminution du bruit, du poids et du coût d'installation des climatiseurs autonomes et une qualité incommensurablement meilleure de l'image des télécouleurs »⁶. Parmi les autres améliorations pour lesquelles elle n'a calculé aucune estimation, mentionnons l'étendue de la câblodistribution et de la télévision par satellite et la nouvelle disponibilité de l'Internet pour les ordinateurs personnels (un autre produit qui a été introduit dans l'IPC longtemps après son entrée dans les foyers). Dans cette section sur les questions de qualité de vie, la Commission a conclu en disant que « ...la longévité accrue...l'emporte sans doute sur toutes les autres choses. Par conséquent, notre estimation du biais actuel de l'IPC est au mieux probablement sous-évaluée » (Boskin et al., 1996 : 77).

Recommandations de la Commission

La première recommandation dominante de la Commission était que le BLS devrait établir

l'indice du coût de la vie comme objectif de mesure des prix à la consommation. Toutes les autres recommandations, plus spécifiques celles-là, visaient ce but. L'insistance accordée à cette première recommandation peut sembler étrange aux économistes, mais le BLS, depuis des décennies, affirmait explicitement dans ses publications que l'IPC n'était pas un indice du coût de la vie. La Commission a indiqué qu'un indice du coût de la vie fondamentalement valable pourrait et devrait être mis au point⁷.

Dans sa série de recommandations à court terme, la Commission a recommandé de compléter l'IPC unique courant, qui ne peut jamais être révisé (parce qu'il est utilisé dans des contrats juridiques et aux fins de l'indexation) par un second indice « fondé sur la recherche » qui serait publié tous les ans plutôt que tous les mois et qui ferait l'objet d'une révision continue pour y intégrer les résultats des nouvelles recherches. Cet indice mensuel opportun continuerait d'être appelé l'IPC mais il s'acheminerait progressivement vers un indice du coût de la vie grâce à une formule d'indice « superlatif » qui tiendrait compte de l'évolution des paniers de biens tout en abandonnant la formule de Laspeyres aux niveaux supérieur et inférieur d'agrégation.

Au niveau supérieur, la Commission a recommandé au BLS d'abandonner l'hypothèse que les consommateurs ne réagissent aucunement aux variations de prix de proches produits de substitution et d'adopter plutôt un indice « de Tornqvist de queue » (moyenne géométrique pondérée des prix relatifs) ou une autre approximation d'un indice superlatif et, du même coup, les moyennes géométriques des prix relatifs au

5 Le seul aspect négatif grave mentionné a été la hausse des naissances chez les femmes non mariées. Parmi les autres « aspects négatifs incorporels » cités, notons « une plus grande insécurité au travail, une inégalité sans doute plus grande et une diminution des débouchés pour les travailleurs n'ayant terminé que des études secondaires » (p. 76).

6 Cette citation, que nous n'avons pu trouver telle quelle dans le rapport Boskin, provient directement de Gordon (1990:560).

7 Le BLS a indiqué (1997) qu'il avait adopté la recommandation dominante de la Commission au sujet de l'objectif de l'IPC.

niveau d'agrégation élémentaire. Ces changements élimineraient le problème des paniers de biens de moins en moins pertinents reposant sur des habitudes de consommation de dix ans, diminueraient considérablement le biais de substitution et (tout autre) biais de formule et favoriseraient l'introduction plus rapide de nouveaux produits et services dans l'indice.

La distinction entre l'IPC « opportun » et le nouvel indice annuel fondé sur la recherche s'appuie sur la proposition fondamentale voulant que l'IPC mensuel de base ne puisse jamais être révisé. À mesure que les données subséquentes deviendraient disponibles, que les pondérations seraient mises à jour, que les nouveaux biens seraient introduits et que l'historique de leurs variations de prix serait appliquée rétrospectivement, la Commission a recommandé que l'information incorporée dans l'IPC publié fasse alors l'objet d'une révision rétroactive afin d'établir un nouvel indice annuel du coût de la vie au moyen d'une formule compatible « d'indice superlatif » qui ne serait plus à la merci de la disponibilité tardive des pondérations de dépenses nécessaires. Ce nouvel indice du coût de la vie paraîtrait une fois l'an, avec un retard de un an ou deux, et serait corrigé chaque fois que de nouvelles informations seraient disponibles et qu'une nouvelle méthodologie serait appliquée.

Poursuivant avec ses recommandations à moyen terme, la Commission était d'avis que le BLS devait revoir sa méthode d'échantillonnage. La Commission a été stupéfaite du nombre de prix que le BLS relevait pour des produits ordinaires, comme les bananes, qui n'étaient pas sujets à un biais lié à la variation qualitative ou à un nouveau produit, comparativement aux efforts que le BLS consacrait à la collecte de prix des nouveaux produits, comme les téléphones cellulaires, les ordinateurs personnels et les périphériques informatiques. Outre une diminution des relevés de prix à l'égard des pommes et des

bananes, la Commission était d'avis que la collecte de données devait être répartie entre les produits nationaux et locaux. Ce nouveau programme ne chercherait plus à recueillir de données sur les appareils ménagers, les autres biens durables de consommation ni même les fruits et légumes importés (comme les tomates et les bananes) pour chacune des villes — les données sur les produits nationaux pourraient être recueillies dans un plus petit échantillon d'envergure nationale. Des ressources seraient alors libérées pour la collecte de prix de produits locaux dont les composantes seraient susceptibles de varier d'une ville à l'autre, par exemple, le coût des combustibles, le loyer, les services aux ménages et les fruits et légumes non importés.

Critique des conclusions de la Commission et réponse de la Commission

Le rapport de la Commission sur l'IPC a suscité énormément d'attention. La profession économique a, en général, accepté la plupart des conclusions et recommandations, si l'on en juge par les divers symposiums auxquels d'éminents économistes universitaires ont été invités afin de commenter les conclusions de la Commission. Plusieurs sources extérieures ont aussi corroboré ces conclusions, notamment l'étude sur la productivité de la Réserve fédérale (Slifman et Corrado, 1996), l'analyse de Nordhaus (1998) des données d'enquête sur l'évolution du bien-être économique et enfin les analyses perspicaces complémentaires de Diewert (1998) sur les types de biais.

Il vaut la peine de préciser que très peu de critiques ont porté sur les conclusions de la Commission au sujet du biais de substitution, la plupart des critiques ayant plutôt abordé la façon dont elle avait traité les variations qualitatives et les nouveaux produits.

- La Commission n'a pas suffisamment accordé d'attention à la détérioration de la

qualité (Abraham, 1997, U. S. BLS, 1997, Abraham et al., 1998);

- Le BLS apporte déjà de nombreuses corrections qualitatives, que la Commission n'a pas suffisamment soulignées (Abraham, 1997, BLS, 1997, Moulton, 1996, Moulton et Moses, 1997);
- La Commission a produit trop d'estimations rapides et a eu trop tendance à généraliser à des articles apparentés une recherche portant sur un seul article, tant en ce qui concerne la variation qualitative que la pertinence des moyennes géométriques servant à corriger le biais de substitution de bas niveau (Abraham et al., 1998, Nordhaus, 1998);
- Qu'elles soient vraies ou fausses, les estimations de la Commission sont d'un usage limité parce qu'elles ne peuvent être produites à partir d'une procédure mécanique applicable à un programme de prix d'un mois à l'autre (U. S. BLS, 1997, Abraham, 1997);
- Nous aurions dû être plus audacieux dans nos estimations de la valeur des nouveaux produits (Hausman, 1997b, Nordhaus, 1998).

Réponse de la Commission aux critiques⁸

Étant donné que les estimations du biais de substitution de la Commission n'ont à peu près pas été critiquées, il vaut peut-être la peine de préciser que Shapiro et Wilcox (1997) ont indiqué que le biais aurait pu être supérieur d'environ un dixième pourcent à l'estimation de notre rapport, laquelle reposait en grande partie sur des études du BLS⁹. Dans sa réponse à nos recommandations au sujet du biais de substitution de bas niveau, le BLS a signalé que, même si la

substitution entre des produits, comme des chemises blanches et des chemises bleues, est sans doute très élevée, elle peut être très faible entre d'autres produits comme des types particuliers de produits pharmaceutiques (Abraham et al., 1998 :32). Toutefois, les produits pharmaceutiques sont l'exception à la règle et la très grande majorité des 207 strates autorisent largement les substitutions, que ce soit pour les aliments, le logement, le vêtement, les voitures, les pneus, les appareils ménagers, les loisirs ou les soins personnels. De fait, les produits pharmaceutiques figurent pour seulement 1,2 % de la pondération de haut niveau de l'IPC. L'élasticité unitaire de substitution comprise dans la recommandation de la Commission d'utiliser des pondérations géométriques au niveau inférieur a sans doute plutôt pour effet de sous-estimer l'ampleur de la substituabilité au sein de la plupart des strates.

Le débat au sujet du biais lié à la variation qualitative et aux nouveaux produits

La plus grande partie des critiques ont porté sur notre longue analyse du biais relatif à la variation qualitative et aux nouveaux produits ainsi que sur notre enthousiasme à extrapoler une estimation de biais d'une catégorie à l'autre, et cette critique de nos « conjectures » est l'un des principaux thèmes de l'étude de Triplett (2006) dans le présent document. Prétendre qu'un biais de zéro est scientifique, alors qu'une généralisation prudente à partir de produits connexes ou d'un raisonnement pratique manque de précision, a pour conséquence de laisser de côté les renseignements disponibles. Par exemple, même si nous ne mesurerons jamais avec précision la valeur de l'invention de l'avion à réaction, nous

8 J'ai regroupé ici avec mes propres observations les sections du document rédigé conjointement par les membres de la Commission (Boskin et al. 1998).

9 Bon nombre des meilleures études sur le biais de substitution sont l'œuvre de chercheurs du BLS (voir, p. ex., Aizcorbe et Jackman, 1993). Les études reposant sur des systèmes d'équations de la demande à des niveaux élevés d'agrégation arrivent aussi en général à une estimation de 0,2 à 0,25 tant pour ce qui est des données des États-Unis que pour celles d'autres pays. Pour en savoir plus sur l'étude du BLS, voir Greenlees (1997).

savons, en tant qu'économistes, que les triangles du surplus du consommateur ont une superficie positive plutôt qu'égale à zéro.

Pour la plupart de ses estimations de la variation qualitative, la Commission a utilisé les prix relevés de sources indépendantes dont elle a ensuite corrigé minutieusement l'aspect qualitatif. Nous avons recouru à des sources indépendantes de données sur les prix pour nos estimations du biais relatif au logement, aux appareils ménagers, aux appareils radio et téléviseurs, aux ordinateurs personnels, au vêtement, aux transports en commun, aux médicaments d'ordonnance et aux soins médicaux. Les estimations dérivées de ces catégories ont ensuite été extrapolées, parfois de façon partielle, à d'autres catégories comme les articles d'ameublement, les médicaments grand public, les loisirs, les marchandises et les soins personnels. Restait seulement un petit nombre de catégories où nous avons ajouté une estimation de biais à la catégorie de l'IPC faisant déjà l'objet de corrections qualitatives, plutôt que de calculer indirectement l'estimation du biais en retranchant pour la même catégorie une estimation indépendante de l'estimation de l'IPC. Ces catégories étaient les aliments et boissons, les autres services publics, les voitures neuves et d'occasion, l'essence et les dépenses personnelles. Le BLS n'a pas critiqué notre méthode « terre à terre » de résolution du problème. De fait, Moulton et Moses (1997 : 308) indiquent « C'est la première fois qu'une analyse systématique du biais qualitatif est faite catégorie par catégorie, ce qui est une réalisation remarquable de la Commission... cette approche globale nous semble être une méthode logique et utile d'aborder le problème de calcul d'une évaluation globale du biais, et nous nous attendons à ce que ce type de structure soit utile dans l'avenir ».

Quelques critiques de l'extérieur ont prétendu que le rapport de la Commission était vicié parce qu'il n'a pas tenu compte des nombreuses corrections qualitatives qu'apportait déjà le BLS¹⁰. Toutefois, pour la plupart des catégories, l'étendue des corrections qualitatives apportées par le BLS n'a aucune utilité lorsqu'on désire évaluer la méthode utilisée par la Commission pour régler la question des variations qualitatives. Nous avons comparé nos propres données aux indices correspondants de l'IPC — cependant, comme ces indices sont déjà plus ou moins corrigés de la variation qualitative — nos estimations du biais de cette variation qualitative se rapportent au *résidu* qui demeure après le travail du BLS.

Il est cependant quand même instructif d'examiner ce que le BLS appelle « correction qualitative », puisque cela illustre les problèmes énormes et les difficultés de communication dans ce domaine¹¹. Les variations qualitatives font l'objet de très peu de corrections explicites (Nordhaus, 1998). La plus grande partie de la « correction qualitative » indiquée par le BLS, c.-à-d. 1,65 sur les 1,76 point dans Moulton et Moses (1997), provient d'une procédure « d'enchaînement », qui consiste à remplacer un article manquant par un autre (si l'on fait exception des valeurs aberrantes, c'est-à-dire les paires de produits où l'écart implicite qualité-prix dépasse 100 %, la correction qualitative diminue à 0,3 %). Aucun jugement n'est porté sur l'écart de qualité entre l'ancien et le nouveau produit. Environ un article sur trois disparaît à un moment où l'autre pendant l'année et doit être remplacé par un article différent dans la même catégorie générale, par exemple, un grand format par un petit format de yogourt ou un imperméable bleu par un noir. Mais cette procédure n'est pas ce que nous avons en tête lorsque nous parlions de « variation qualitative »,

10 De fait, la plus grande partie du document de Moulton et Moses (1997) n'est pas une critique directe des estimations de la Commission, mais une explication des corrections qualitatives apportées à l'IPC et une tentative d'estimer leur importance quantitative (voir p. 322-348).

11 Une partie de cette section provient de mon exposé publié dans Moulton et Moses (1997).

puisque celle-ci signifie plutôt l'apparence des produits nouveaux et améliorés, ou encore une amélioration en ce qui concerne la vitesse, la durabilité, la diversité, le côté pratique, l'aspect sécuritaire et l'efficacité énergétique.

La catégorie des nouveaux produits est celle où les estimations de biais de la Commission sont sans doute vraiment trop faibles plutôt que trop élevées. Nous n'avons pas tenu explicitement compte de l'introduction tardive de nombreux produits nouveaux dans l'IPC. Nous avons indiqué que la bonne façon de faire consiste à évaluer le surplus du consommateur à partir de l'apparition des nouveaux produits sur le marché, comme l'a démontré explicitement Hicks (1940), puis comme Hausman (1997a, 1999) l'a expliqué et appliqué aux téléphones cellulaires. Nous avons volontairement fait preuve de prudence ici, mais en indiquant toutefois la présence d'un biais asymétrique potentiellement plus ascendant que descendant. À notre avis, nos estimations globales étaient prudentes, car nous avons à la fois omis les nombreux aspects incorporels de la qualité, comme une sécurité accrue des outils électriques de maison ou une meilleure qualité du son des appareils stéréo et de l'image des téléviseurs, et délaissé toute évaluation explicite des produits véritablement nouveaux.

Problèmes d'application

Le BLS a répondu qu'il était très difficile d'appliquer en temps réel dans un programme d'IPC mensuel quelques-unes des recommandations de la Commission en utilisant des règles mécaniques d'application simple. Ces difficultés expliquent pourquoi nous avons proposé au BLS qu'il calcule un second indice, celui-là à paru-

tion annuelle, qui ferait l'objet d'une mise à jour et d'une révision continues sans jamais être définitif. S'il avait été mis en œuvre, ce second indice aurait apaisé une bonne part, mais non la totalité, des inquiétudes du BLS au sujet du caractère pratique de cet indice¹².

Modifications apportées à l'IPC depuis la parution du rapport

Malgré ses premières critiques, le BLS a mis en œuvre de façon remarquablement rapide une partie des recommandations de la Commission. Au même moment, il introduisait d'autres modifications qui avaient été prévues avant la diffusion du rapport de la Commission et pour lesquelles la Commission ne peut s'attribuer aucun mérite. Nous aborderons plus loin le nouvel indice expérimental du BLS qui repose sur des pondérations en chaîne au niveau supérieur; celui-ci ne figure pas dans la liste suivante des améliorations de l'IPC, car il ne fait pas partie du CPI-U de base. Nous dressons ici la liste des plus importantes modifications apportées à l'IPC depuis décembre 1996, date de diffusion du rapport de la Commission¹³. Greenlees (2006) expose un point de vue supplémentaire sur ces modifications dans le présent numéro.

1. Pondération géométrique de bas niveau. À compter des données de janvier 1999, le BLS a appliqué l'estimateur de la moyenne géométrique aux catégories de l'indice qui interviennent pour près de 61 % de toutes les dépenses de consommation de l'IPC. Ce changement devait diminuer le taux d'augmentation de l'IPC d'environ 0,2 point de pourcentage (Dalton, Greenlees et Stewart, 1998), estimation que Greenlees (2006) a par la suite confirmée.

12 Le document de Stewart-Reed (1999) est un projet unique d'IPC rétrospectif fondé sur la recherche, et non une activité annuelle permanente du BLS.

13 La liste des modifications provient d'un document de référence fourni aux membres de la Commission en même temps que les résultats d'une étude de 1999 du General Accounting Office (US GAO, 2000) portant sur les changements de mesure de l'IPC apportés après le rapport Boskin. Nous avons comparé cette liste à celle qui paraît dans Greenlees (2006).

2. Introduction plus rapide des pondérations de haut niveau. Dans ce qui semble être une réponse aux recommandations de la Commission, le BLS a apporté une autre modification importante qui consiste à remplacer les pondérations de haut niveau beaucoup plus rapidement que dans le passé (voir BLS, 1999). Onze années s'étaient écoulées entre l'utilisation, en 1987, des pondérations de 1982-1984 et l'adoption, en 1998, des coefficients de 1993-1995. Plus récemment, cet intervalle est passé à trois ans seulement : les pondérations de 1999-2000 ont été mises en place en janvier 2002 et s'appliquent aux calculs de l'IPC pour les années 2002 et 2003, signifiant par là qu'il s'écoule en moyenne trois ans entre le milieu de la période 1999-2000 servant à calculer les pondérations et la période 2000-2003 pour laquelle l'IPC utilise de telles pondérations. Recourant au même intervalle de trois ans, le BLS a introduit de nouvelles pondérations en janvier 2004, janvier 2006 et ainsi de suite dans l'avenir.

3. Renouvellement de l'échantillon en fonction non plus des catégories mais des articles. En 1998, l'IPC a modifié sa méthode de renouvellement de l'échantillon, changement qui avait été prévu avant la parution du rapport de la Commission (Cage, 1996). Les relevés auprès des points de vente effectués au moyen de longues visites sur place ont été remplacés par des enquêtes téléphoniques assistées par ordinateur, qui autorisent une augmentation de la taille de l'échantillon et une observation des catégories spécifiques présentant une rotation rapide des articles et une apparition fréquente de nouveaux produits.

4. Modifications des méthodes de relevé de prix des services hospitaliers. Dans une autre modification prévue avant la parution du rapport de la Commission et mise en œuvre en janvier 1997, le BLS a amélioré sa façon de relever les prix des services hospitaliers (Cardenas, 1996). Au lieu de l'ancienne méthode, qui

était un simple indice du coût des entrées qui ne tenait pas compte des variations d'utilisation des entrées (p. ex., des séjours plus courts à l'hôpital pour une procédure particulière, ou un traitement dispensé dorénavant à des patients externes plutôt qu'à des patients internes), la nouvelle méthode consiste à relever les prix d'un échantillon de traitements spécifiques à des maladies particulières, plutôt que d'un séjour d'une journée à l'hôpital. Cette méthode avait été adoptée aux fins de l'IPP en 1992¹⁴. Même si l'IPP ne tenait pas explicitement compte des améliorations apportées aux techniques médicales du type de celles examinées dans les études recensées par la Commission Boskin, l'IPP des services hospitaliers a, au cours de la période 1992-1996, augmenté à un taux annuel inférieur de 2,0 à 2,5 points à celui de l'IPC équivalent, ce qui n'est pas loin du biais à la hausse de 3,0 points de pourcentage estimé par la Commission dans l'IPC des services médicaux. Le biais de l'IPC pourrait donc dépasser 3,0 points de pourcentage pour la période antérieure à 1997 si l'on tient compte de la valeur des progrès technologiques.

5. Traitement des mesures obligatoires de contrôle de la pollution comme des augmentations de prix. Comme l'a indiqué Fixler (1998), le BLS, en janvier 1999, a décidé de traiter les nouvelles caractéristiques des véhicules ou du carburant découlant de la réglementation sur la pollution atmosphérique comme une variation de prix plutôt qu'une variation de qualité. Cette méthode, qui inverse une pratique du BLS adoptée depuis 1971, fait suite à une recommandation du rapport de la Commission. Étant donné que la plupart des progrès technologiques introduits dans les automobiles pour diminuer la pollution atmosphérique sont survenus dans les années 70 et 80, cette modification aura très peu d'effets à venir sur l'IPC. Elle représente d'ailleurs un autre exemple du besoin de se doter

14 Triplett (1999, p. 3-4) discute de cette nouvelle méthode.

d'un second indice annuel fondé sur la recherche susceptible de faire l'objet d'une révision rétrospective, et dans ce cas, les révisions auraient pour effet d'augmenter le taux de croissance de l'IPC¹⁵.

6. Indice hédonique de prix pour les produits électroniques. De nouveau dans la foulée de l'IPP, qui recourait à la technique des régressions hédoniques pour corriger le prix des ordinateurs personnels au moins depuis 1991, l'IPC a commencé à utiliser cette même méthode pour les ordinateurs personnels en 1998 et il l'a aussi fait pour les téléviseurs à compter de janvier 1999. Cette technique a été mise de l'avant après l'étude de Moulton, LaFleur et Moses (1998). Greenlees (2006) révèle que cette étude supplémentaire sur la variation qualitative n'a jusqu'ici eu qu'une très faible incidence sur l'IPC d'ensemble, du fait que les pondérations des produits en cause sont minimales et aussi que les petites tailles d'échantillon entravent souvent la confection d'indices hédoniques à partir de l'échantillon régulier de l'IPC.

La grosse surprise : le biais de substitution de haut niveau est plus important que nous le pensions

La liste précédente de modifications s'applique à la version de base la plus souvent citée de l'IPC, connue sous le nom de CPI-U. La liste n'indique pas l'application des pondérations en chaîne au

niveau supérieur, parce que le BLS a décidé de ne pas le faire dans le CPI-U. Dans un exposé détaillé qui a paru dans Cage et al. (2003) et dans Greenlees (2006), le programme de l'IPC a plutôt choisi d'utiliser les pondérations en chaîne non pas dans le CPI-U de base mais dans un nouvel indice appelé le C-CPI-U qu'il prévoit utiliser comme indice supplémentaire officiel plutôt qu'un indice expérimental de recherche.

Après six ans d'expérience avec le C-CPI-U, que le BLS publie actuellement de janvier 2000 jusqu'au plus récent mois, le plus remarquable est que le biais entre les pondérations en chaîne de haut niveau et les pondérations de Laspeyres est beaucoup plus élevé qu'on ne l'aurait cru, y compris le personnel du BLS et la Commission Boskin. Même si les pondérations de Laspeyres dans le CPI-U sont maintenant mises à jour plus fréquemment qu'en 1996, l'écart entre le C-CPI-U et le CPI-U est énorme, s'établissant à 0,38 point de pourcentage par année pour les six années allant de janvier 2000 à janvier 2006¹⁶. Coïncidence étonnante, l'écart entre le déflateur des DCP à pondérations en chaîne et le CPI-U est exactement le même, soit 0,38 points de pourcentage, pour essentiellement la même période, c'est-à-dire du quatrième trimestre de 1999 au quatrième trimestre de 2005¹⁷.

Tous ces faits nous amènent à réexaminer l'importance quantitative de l'évaluation de Boskin et les modifications apportées depuis

15 Gordon (1990:351, tableau 8.10) présente un tableau illustrant la série chronologique des corrections qualitatives apportées par le BLS aux automobiles neuves, corrections qui sont réparties selon qu'il s'agit de facteurs de sécurité, d'exigences environnementales ou d'autres facteurs. Les corrections découlant d'exigences environnementales ont eu pour effet de diminuer le taux d'inflation des prix des automobiles neuves de 1,22 points de pourcentage par année au cours de la période 1967-1985. La Commission Boskin n'a révélé dans son rapport aucun biais net de l'IPC en ce qui concerne les automobiles, considérant qu'un biais à la baisse de 0,94 point de pourcentage par année attribuable aux corrections faisant suite à des exigences environnementales comme une variation qualitative qui venait annuler un biais à la hausse de 0,95 point de pourcentage imputable à l'omission de la durabilité accrue des automobiles dans l'IPC. White (2006) confirme cette façon de faire de la Commission concernant la longévité accrue des automobiles puisque, selon lui, la durée de vie médiane d'une automobile s'élevait à 10,5 ans et à 107 000 milles en 1977 contre 13 ans et 152 000 milles en 2001.

16 Le taux de croissance annuel du CPI-U au cours de cette période de six ans s'est établi à 2,68 % et celui du C-CPI-U, à 2,31 % (l'écart de 0,38 mentionné dans le texte reflète l'erreur d'arrondissement). Il faut noter que les données après 2004 sont préliminaires.

17 Le taux de croissance annuel du CPI-U au cours de cette période s'est établi à 2,75 % et celui du déflateur des DCP, à 2,37 %.

plus de dix ans à l'IPC. La Commission Boskin avait calculé un biais de substitution de haut niveau de 0,15 point et de 0,25 point au bas niveau. On aurait cru qu'une mise à jour plus rapide des pondérations au niveau supérieur et l'adoption des pondérations géométriques au niveau inférieur auraient pour ainsi dire éliminé la totalité de ce biais, sauf peut-être 0,1 point. Mais comme le biais de haut niveau s'élève à 0,38 point depuis six ans, cela signifie que la Commission Boskin, qui se fondait principalement sur une étude antérieure du BLS, a considérablement sous-estimé le biais de substitution de haut niveau¹⁸.

Répercussions des études depuis le rapport de la Commission Boskin

La dernière section de ce document examine les répercussions des études réalisées depuis la parution du rapport de la Commission en 1996. Il s'agit entre autres d'études récentes sur le biais de substitution des points de vente, de données probantes historiques à long termes sur le biais de l'IPC et d'autres recherches sur la variation qualitative et les nouveaux produits.

Le biais de substitution des points de vente et l'effet Wal-Mart

La Commission avait estimé que le biais de substitution des points de vente intervenait pour 0,1 points par année dans le biais global à la hausse de l'IPC, lequel ne tient pas compte des variations de prix entre les magasins à rabais et les magasins à pleins prix, en présumant que l'écart de prix est entièrement neutralisé par une différence de service. Toutefois, l'évolution des parts de marché vient contredire cette hypothèse; lorsque les consommateurs délaissent un magasin à pleins prix en faveur d'un

point de vente à rabais, ils expriment leur désaccord en indiquant que l'écart de prix est plus important pour eux que toute différence de service. De fait, le changement dans les parts de marché depuis 20 ans provient en grande partie du fait que les consommateurs ont délaissé les magasins libre-service à prix élevés, comme Sears et K-Mart, au profit de magasins libre-service à rabais plus efficaces, comme Wal-Mart et Target. Le niveau de service n'est souvent pas en cause puisque les consommateurs passent d'un type de point de vente libre-service à un autre.

Hausman et Leibtag (2005), dont l'étude porte à la fois sur les codes à barres des prix facturés par chaque point de vente de même que sur les données obtenues de panels de ménages susceptibles d'illustrer les habitudes d'achat des ménages au fil du temps, présentent d'importantes nouvelles données probantes sur l'effet Wal-Mart pour ce qui est des aliments consommés à la maison. Les marchands à rabais dans l'étude comprennent des galeries marchandes, des clubs-entrepôts et des marchands de masse, et les sources qu'ils citent estiment que ces points de vente ont commencé à vendre des aliments à la fin des années 80 et qu'ils figuraient, en 2003, pour 25 % des dépenses totales au titre des aliments. L'apparition des points de vente à rabais représente en moyenne 25 % des dépenses alimentaires, dont 20,2 % imputables à l'effet direct des bas prix des galeries marchandes et 4,8 % attribuables à la réaction de la concurrence aux bas prix dans les points de vente classiques. Selon les auteurs, le taux moyen de variation des prix dans les galeries marchandes et dans les points de vente classiques est également similaire. Autrement dit, l'avantage des galeries marchandes provient de leurs prix beaucoup moins élevés lorsque chacun de ces endroits ouvre au public, mais l'IPC ne tient pas compte de cet avantage pour le consommateur.

18 La question est plus complexe, car de nombreuses différences, autres que les pondérations, marquent le CPI-U et le déflateur des DCP, alors que l'écart entre le CPI-U et le C-CPI-U découle uniquement des différences de pondération de haut niveau. Pour cette raison, les écarts identiques mentionnés ci-avant pour les six dernières années étaient sans doute en partie une coïncidence.

Si l'on suppose que l'IPC mesure avec précision la diminution de prix de 4,8 % dans les points de vente classiques, on peut alors calculer l'incidence des galeries marchandes comme étant une part de marché de 25 % multipliée par un écart de prix de 20 %, ou 5 %, répartie sur à peu près 15 ans entre 1988 et 2003, ou comme un biais de substitution des points de vente de 0,33 points de pourcentage par année pour les aliments, dont le poids dans l'IPC s'élève à 12 %. Les aliments interviendraient donc à eux seuls pour 0,04 point de pourcentage du biais de substitution des points de vente que la Commission Boskin avait estimé être de 0,1 point. Les autres biens durables et non durables représentent sans doute le reste. Il est douteux que le biais de substitution total des points de vente soit beaucoup plus élevé que l'estimation de 0,1 point de Boskin parce que les magasins à rabais ne vendent pas de logements, de soins médicaux ni de nombreux autres types de service à la consommation¹⁹.

Le paradoxe de Hulten-Brueghel et ses répercussions sur le biais de la variation qualitative

L'estimation du biais de l'IPC de 1,1 point de pourcentage par année calculée par la Commission Boskin a été explicitement appliquée à la période 1995-1996, et la Commission a indiqué que le biais était plus élevé de 0,25 point avant 1995 et jusqu'en 1978 à cause du prétendu biais de « formule » lié à la formule de la moyenne arithmétique servant à combiner les prix des articles individuels²⁰. Que savons-nous du biais avant 1978? Les conjectures de Nordhaus (1997) et les réponses du participant à sa discussion, Hulten (1997), nous ont amenés à admettre qu'un biais à

la hausse dans l'IPC d'un ordre de grandeur de 1,5 points de pourcentage par année ne pouvait s'étendre rétrospectivement pendant un siècle ou deux sans que le niveau de vie en 1800 (Hulten) ou en 1569 (Gordon, 2005) ne soit invraisemblablement bas. Selon Gordon, qui a étendu l'analyse de Hulten sur un plus grand nombre de siècles passés, un biais annuel de 1,5 point de pourcentage dans l'indice des prix signifie pour 1569 un *revenu annuel médian en prix courants* de seulement 5,60 \$, suffisant pour acheter 0,8 once de pommes de terre par jour, qui ne laisse rien d'autre pour le logement ou la nourriture. Gordon avait choisi 1569, car elle représentait l'année de décès de Pieter Brueghel l'Ancien, dont les joyeux burghers qu'il avait peints « étaient souvent représentés comme obèses, heureux et bien vêtus, avec de solides maisons à l'arrière-plan » (Gordon, 2005, p. 4)²¹.

Pour résoudre le paradoxe, Gordon a précisé que le biais de l'IPC devait avoir été zéro ou même négatif à un moment quelconque dans le passé et, pour valider cette possibilité, il a examiné deux ou trois produits de base, comme le vêtement et le logement. Pour le vêtement, sa principale conclusion repose sur deux méthodes qu'il a appliquées aux mêmes données, en l'occurrence des robes pour femmes provenant du catalogue Sears-Roebuck entre les années 1914 et 1988. Il a ensuite comparé les régressions hédoniques à un indice à modèles appariés qui reprend la méthode de l'IPC d'avant 1988 en comparant les robes d'une année à l'autre qui sont absolument identiques sur le plan de la qualité. On a longtemps dit que la méthode à modèles appariés n'était pas en mesure de tenir compte des augmentations de prix qui accompagnent les nouveaux modèles, et c'est effectivement ce qui s'est

19 Nous signalons que les chaînes à rabais vendent maintenant des coupes de cheveux et que les magasins à grande surface, comme Pet Smart, offrent maintenant des services de vétérinaire et de toilettage pour chiens.

20 L'introduction en janvier 1995 d'une procédure appelée « désaisonnalisation », qu'explique Greenlees (2006), a éliminé en partie le biais lié à la formule.

21 Brueghel a laissé tomber le « h » de son nom dans les dix dernières années de sa vie, mais ses fils ont conservé le « h ».

produit dans les données de Sears. Le taux de croissance annuel de l'indice hédonique a été 2,9 points de pourcentage plus rapide que l'indice à modèles appariés basé sur les mêmes données, et 1,3 points plus rapide que l'IPC des robes pour femmes²². Gordon a même fait une étroite comparaison qualitative entre les robes de 1914 et de 1988, ce qu'on ne peut pas faire avec l'IPC, et a conclu que la qualité dans l'échantillon de robes de Sears s'était dégradée pendant toute la période. Selon lui, l'IPC des vêtements est à peu près exact pour la période 1914-1947, mais est entaché d'un biais à la baisse s'échelonnant de 1,5 points à 2,0 points par année pour la période 1947-1988. Il indique aussi que les améliorations méthodologiques apportées à l'IPC après 1988 ont pu avoir éliminé totalement ou partiellement le biais à la baisse, mais de toute façon, il ne dispose d'aucune donnée probante après cette date reposant sur des régressions hédoniques.

Le logement locatif est la plus importante composante de l'IPC parce que le prix du logement locatif peut être substitué à celui du logement occupé par son propriétaire. Gordon et vanGoethem (2005) examinent une grande diversité de données, notamment une importante série biennale de données sur des appartements recueillies auprès d'un panel provenant de l'Enquête sur le logement aux États-Unis, et concluent que l'IPC du logement locatif souffre d'un biais à la baisse pour la plus grande partie de la période allant de 1914 à 2003, à un taux moyen de près de 1 point de pourcentage par année. Les auteurs constatent que la première

moitié de la période d'après-guerre est celle où l'on a enregistré le biais à la baisse le plus rapide, le même intervalle pour lequel Gordon avait obtenu le biais à la baisse le plus rapide en ce qui concerne le vêtement, et que les améliorations méthodologiques apportées à l'IPC avaient fait passer le biais à la baisse à environ un tiers de point par année entre 1995 et 2003.

Ces résultats relatifs au vêtement et au logement locatif nous obligent à effectuer une révision rétrospective à la baisse des estimations que la Commission Boskin avait calculées au sujet du biais de la variation qualitative. Boskin avait estimé à +1,0 point par année le biais relatif au vêtement, lequel devrait être ramené à zéro²³. Pour ce qui est du logement locatif, Boskin avait estimé le biais à +0,25 points par année, lequel devrait être ramené à l'estimation de -0,46 points par année de Gordon-vanGoethem, qui reposait sur des régressions hédoniques²⁴. En appliquant à ces chiffres les pondérations paraissant dans Boskin, l'estimation du biais de la variation qualitative que la Commission avait produite diminue, passant de 0,612 à 0,429 point par année pour la période 1995-1996.

Recherche sur la variation qualitative après le rapport Boskin : soins médicaux et produits pharmaceutiques

Lorsqu'on examine le biais à la hausse de 3,0 points de pourcentage par année dans l'IPC des services médicaux estimé par la Commission, on constate que 2,0 points sont

22 Ces résultats proviennent de Gordon (2005, tableau 13). Si l'indice à modèles appariés pour Sears a présenté un taux de croissance inférieur de 1,62 % à celui de l'IPC, c'est sans doute que les échantillons de taille différentes ont fait en sorte que l'indice de Sears n'a pas tenu compte d'un plus grand nombre de variation de prix et aussi parce qu'il s'est produit un genre de biais de substitution dans les points de vente qui traduisait les prix relativement faibles de Sears par rapport à ceux des autres marchands pendant les deux premiers tiers de la période échantillonnée.

23 L'estimation de Boskin était fondée sur une version antérieure de l'étude de Gordon qui avait comparé l'IPC à un indice à modèles appariés pour tous les articles vestimentaires (et non pas seulement pour les robes de femmes), d'après les données des catalogues de Sears. L'étude hédonique à l'égard des robes pour femmes n'avait pas encore eu lieu au moment des délibérations de la Commission.

24 Il s'agit-là de la moyenne de leur estimation de -0,58 points pour 1985-1995 et de -0,33 point pour 1995-2003.

attribuables à l'abandon du relevé du prix des entrées en faveur du prix des traitements, appliqué dans l'IPP en 1992 et dans l'IPC en 1997. Cela ne laisse que 1,0 point pour les autres améliorations dans les technologies médicales et, si l'on se fie à des études récentes, les nouvelles technologies médicales seraient plutôt susceptibles de faire diminuer le prix réel des soins médicaux de plus de 1,0 % par année²⁵.

Dans une version plus récente d'une étude que la Commission avait recensée, Cutler, McClellan et Newhouse (1999) constatent un biais à la hausse de 2,0 point de pourcentage lorsqu'ils utilisent les données de dossiers d'hôpitaux pour relever le prix de traitements cardiopathiques au moyen de la méthode classique de l'IPC reposant sur le coût des entrées. Lorsqu'ils ajoutent la valeur de l'espérance de vie plus longue provenant des procédures de traitement améliorées, le biais augmente pour se situer à entre 3,1 points et 3,5 points; d'autres recherches estiment que ce biais s'élève à 5,0 points par année. Dans une étude sur les traitements de la dépression mentale, Frank, Berndt et Busch (1999) laissent entendre que le biais est beaucoup plus important. On ne trouve dans l'IPC aucune composante qui soit directement comparable, mais cette étude sous-entend un biais possible supérieur à 10 point de pourcentage par année²⁶. Ellison et Hellerstein (1999) analysent une vaste série de données sur les prix d'antibiotiques de la catégorie de la céphalosporine et constatent une augmentation des prix de 0,76 % par année pour 1988-1996, par comparaison à une progression de 4,54 % par année pour la composante de la céphalosporine de l'IPP, pour un biais estimé à 3,78 points par année²⁷. Dans sa recension des études disponibles

à ce moment-là, Newhouse (2001, tableau 5) estime qu'un biais à la hausse de 3 points dans l'IPC est peu élevé.

Le nombre d'aspects des soins médicaux faisant l'objet d'une recherche ne cesse d'augmenter, et il semble raisonnable d'extrapoler les résultats de ces études à des domaines susceptibles de présenter des caractéristiques similaires. Shapiro, Shapiro et Wilcox (1999) signalent les nombreuses dimensions liées à la chirurgie de la cataracte. Cette intervention, qui nécessitait déjà une semaine d'hospitalisation, est maintenant devenue une procédure brève dispensée à des patients externes. La période de rétablissement est beaucoup plus rapide, les taux de complication ont diminué et les lentilles intra-oculaires ont remplacé les lourdes lunettes spécialisées d'autrefois. Grâce à la technologie améliorée et comme suite à la diminution radicale des prix, le taux de chirurgie de la cataracte chez les personnes de 65 ans aux États-Unis a progressé d'un facteur de presque quatre. Étant donné que l'intervention se déroule maintenant plus tôt après l'apparition de la maladie, la période d'obscurcissement continu de la vision a presque disparu et a eu d'énormes conséquences sur le bien-être des patients. Les auteurs signalent que l'angioplastie, l'arthroplastie et l'ablation de la vésicule biliaire par laparoscopie procurent des avantages similaires.

Recherche sur la variation qualitative après le rapport Boskin : autres produits

De nouvelles recherches sont apparues pour d'autres produits. Moulton et al. (1998) ont conclu que l'IPC des téléviseurs avait été entaché

25 Une partie de cette recherche figure dans Triplett (1999), ouvrage dont l'introduction complète et perspicace nous présente le meilleur exposé disponible sur les questions, les problèmes, les techniques et les résultats dans ce domaine.

26 Une étude de suivi réalisée par Berndt et al. (2000, p. 15) appuie le premier document et « ne modifie pas de manière importante les conclusions provenant de la première recherche sur le traitement de la dépression ».

27 Les études apparentées auxquelles la Commission a eu accès étaient celles de Griliches-Cockburn (1994) et de Berndt et al. (1996).

d'un biais à la hausse variant de 3 à 5 points entre les années 1993 et 1997. Ohashi (1999) a calculé des indices hédoniques de prix pour les magnétoscopes à cassettes pendant leurs dix premières années sur le marché (1978-1987) avant leur introduction dans l'IPC et a constaté un taux moyen de diminution des prix de 12 % par année pendant cette période. Hausman (1999), critiquant la Commission Boskin d'avoir sous-estimé le biais de l'IPC lié aux téléphones cellulaires, estime que l'IPC des services téléphoniques (en tenant compte de l'importance croissante des téléphones cellulaires) a souffert d'un biais à la hausse allant de 0,8 à 1,9 points par année entre 1985 et 1997.

Abel, Berndt et White (2003) révèlent que les prix des logiciels de Microsoft ont diminué à un taux annuel de 4,26 % pour la période 1993-2001, même sans tenir compte des améliorations qualitatives. White et al. (2004) constatent pour les systèmes d'exploitation des ordinateurs personnels un taux de diminution beaucoup plus rapide de 15 % à 18 % et, pour les progiciels de productivité, de 13 % à 16 %. Chwelos et al. (2004) révèle un taux annuel de diminution encore plus rapide pour les ANP (assistants numériques personnels), lequel varie de 21 % à 26 %.

Si l'on fait exception des études de Hausman sur les Cheerios, les téléphones cellulaires et Wal-Mart, très peu de nouvelles recherches ont eu lieu sur l'incidence des nouveaux produits et des nouveaux points de vente, pourtant les estimations du biais de l'IPC que la Commission Boskin avait calculées pour la variation qualitative et les nouveaux produits reposaient à la base sur une analyse spéculative de la valeur de ces améliorations. L'industrie classique des supermarchés subit actuellement un bouleversement à mesure que les consommateurs déplacent les parts du marché vers les galeries marchandes à prix moins élevés, étudiées par Hausman et Leibtag (2005), et vers la plus grande diversité qu'offrent des marchés de prestige comme

Whole Foods. Cependant, les galeries marchandes à bas prix et les marchés à prix élevés qui mettent l'accent sur les produits biologiques et les aliments préparés à l'interne sont considérés comme de nouveaux produits attrayants, comme le révèle le comportement des consommateurs.

Conclusion

Lorsqu'on examine le rapport de la Commission Boskin dix ans après sa parution, deux questions méritent d'être cernées. En premier lieu, la Commission a-t-elle surestimé le biais de l'IPC pour la période qu'elle a mentionnée, c'est-à-dire 1995-1996? En second lieu, de combien les améliorations apportées à l'IPC ont-elles diminué ce biais?

À la première question, les études récentes sur le vêtement et le logement laissent entendre que l'estimation du biais lié à la variation qualitative et aux nouveaux produits que la Commission avait calculée devrait sans doute être diminuée de 0,2 point de pourcentage par année. Cependant, l'étonnant écart annuel de 0,38 point pour la période 2000-2006 entre le CPI-U et le C-CPI-U à pondérations en chaîne nous amène à penser que l'estimation de 0,15 point de la Commission a largement sous-estimé l'importance du biais de substitution de haut niveau. Cette constatation est particulièrement vraie compte tenu que les pondérations de haut niveau dans l'IPC pour la période 2000-2006, d'où provient l'estimation de 0,38 point, ont été mises à jour beaucoup plus rapidement. Si la Commission avait eu accès à cette information, son estimation du biais de substitution de haut niveau pour la période 1995-1996 aurait dû être de 0,45 à 0,50 point, au lieu de 0,15 point, ce qui aurait plus que neutralisé sa surestimation du biais lié à la variation qualitative et aux nouveaux produits. En rétrospective, il m'apparaît que le biais à la hausse de l'IPC en 1995-1996 a plutôt été plus élevé que l'estimation de 1,1 points de Boskin, s'établissant sans doute à 1,2 ou à 1,3 points.

Le taux de croissance annuel de l'IPC dépasse depuis longtemps celui du déflateur des DCP et représente une importante preuve quant à la nature du biais de l'IPC. Si un tel excédent est remarquable, c'est parce que le déflateur des DCP recourt aux mêmes indices de microprix sous-jacents que l'IPC mais leur applique des pondérations différentes. Comme nous l'avons vu précédemment, le taux de croissance du CPI-U a dépassé de 0,38 point celui du déflateur des DCP entre le 4^e trimestre de 1999 et le 4^e trimestre de 2005, période pendant laquelle la plupart des améliorations de l'IPC existaient déjà. Au cours de la période à laquelle s'appliquent davantage les estimations de biais de la Commission Boskin, c'est-à-dire 1992-1998, la croissance du CPI-U a été de 0,63 % plus rapide que celle du déflateur des DCP. Cet écart par rapport à 1992-1998, qu'on peut uniquement expliquer par les effets de la substitution des articles et des catégories (étant donné que la substitution des points de vente, la variation qualitative et les effets des nouveaux produits sont traités exactement de la même façon dans les DCP), représente à première vue une preuve suffisante que Boskin a pu sous-estimer le biais.

Qu'en est-il de la seconde question, c'est-à-dire les diminutions du biais provenant des améliorations apportées à l'IPC depuis 1996? C'est dans la diminution du biais de substitution de haut et de bas niveaux qu'on a réalisé le plus de progrès, bien que rien n'ait été fait pour résoudre l'épineuse question du biais de substitution des points de vente. Toutefois, à la lumière des vastes écarts qui continuent de marquer les taux de croissance du C-CPI-U et du CPI-U, ces améliorations ont diminué le biais de substitution à partir d'un point plus élevé que la Commission ne l'avait établi. Plusieurs améliorations spécifiques règlent une partie du biais à la hausse relatif à la variation qualitative et aux nouveaux produits que la Commission avait calculé, notamment de nouveaux indices hédoniques pour les téléviseurs et les

ordinateurs personnels de même qu'une meilleure méthode (reposant sur les traitements) servant à mesurer les prix des soins médicaux.

Quelle serait ma propre estimation du biais actuel de l'IPC? Les nouvelles données probantes sur le C-CPI-U nous indiquent que le biais de substitution des catégories et des articles semble toujours être d'environ 0,4 point par année, que le biais de substitution des points de vente demeure à environ 0,1 point par année et que le biais imputable à la variation qualitative et aux nouveaux produits a diminué, passant de 0,4 point à l'époque de Boskin (il corrigeait en baisse le taux de 0,6 point comme on l'explique ci-avant) à sans doute 0,3 point, principalement à cause de l'adoption de la méthode qui délaissait le prix des entrées en faveur du prix des traitements dans la catégorie des soins médicaux. Somme toute, le biais s'établirait à 0,8 point par année.

En terminant, comme l'a fait la Commission Boskin, sur les problèmes de la détérioration et des améliorations non mesurées, ces estimations ponctuelles m'apparaissent largement sous-estimer la valeur des inventions, des nouveaux produits et d'une longévité accrue. Il y a un siècle, nos ancêtres devaient pelleter le charbon, transporter l'eau dans leur logement et la chauffer avant de prendre un bain ou de s'adonner au lavage fastidieux des vêtements. La valeur de l'eau courante, des chauffe-eau, du chauffage à air pulsé alimenté au gaz naturel et de l'air épuré que nous respirons maintenant est énorme, même si on la convertit à un taux de croissance annuel sur une période de plus de 100 ans. Les études récentes sur la valeur d'une plus longue espérance de vie fournissent des taux de croissance du bien-être qui submergent d'une dizaine de points de base ici ou là les délibérations sur le rapport Boskin. Plus particulièrement, Nordhaus (2002) et d'autres études apparentées concluent que la valeur de la longévité accrue au cours du dernier siècle est aussi élevée que celle de la croissance mesurée dans l'ensemble des biens et services hors du domaine de la santé.

Permettez-moi de conclure par une petite anecdote personnelle. Malgré le réchauffement de la planète, il neige encore parfois à Chicago, mais je n'ai pas à sortir la pelle à neige. Ma fidèle souffleuse Toro est un nouveau produit qui n'existait pas il y a 50 ans. L'IPC ne tient pas compte de la valeur de cette invention. Non seulement facilite-t-elle grandement l'enlèvement de la neige par rapport à la pelle ordinaire, mais elle a indirectement contribué à prolonger mon espérance de vie.

Références

- Abel, Jason R., Ernst R. Berndt et Alan G. White (2003) « Price Indexes for Microsoft's Personal Computer Software Products », document de travail 9968 du NBER, septembre.
- Abraham, Katharine G. (1997) « The CPI Commission: Discussion », *American Economic Review*, 87 (2), mai, p. 94-98.
- Abraham, K., John S. Greenlees et Brent R. Moulton (1998) « Working to Improve the Consumer Price Index », *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), hiver, p. 27-36.
- Aizcorbe, Ana M., et Patrick C. Jackman (1993) « The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-1991 », *Monthly Labor Review*, 116 (12), décembre, p. 25-33.
- Berndt, Ernst R., Anupa Bir, Susan H. Busch, Richard G. Frank et Sharon-Lise T. Normand (2000) « The Medical Treatment of Depression, 1991-1996: Productive Inefficiency, Expected Outcome Variations, and Price Indexes », document de travail 7816 du NBER, juillet.
- Berndt, Ernst R., I. Cockburn, et Z. Griliches (1996) « Pharmaceutical Innovations and Market Dynamics: Tracking Effects on Price Indexes for Anti-Depressant Drugs », *Brookings Papers on Economic Activity*, Microeconomics Issue, p. 133-188.
- Boskin, Michael J., E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches et D. Jorgenson (1996) « Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living », Final Report to the Senate Finance Committee, 4 décembre.
- Boskin, Michael J., E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches et D. Jorgenson (1998) « Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living », *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), hiver, p. 3-26.
- Cage, Robert (1996) « New Methodology for Selecting CPI Outlet Samples », *Monthly Labor Review*, 119 (12), décembre, p. 49-61.
- Cage, Robert, John S. Greenlees et Patrick Jackman (2003) « Introducing the Chained Consumer Price Indices », dans Thierry Lacroix (éd.), *International Working Group on Price Indices (Ottawa Group): Proceedings of the Seventh Meeting*, Paris, INSEE, p. 213-246.
- Cardenas, Elaine M. (1996) « Revision of the CPI Hospital Services Component », *Monthly Labor Review*, 119 (12), décembre, p. 40-48.
- Chwelos, Paul D., Ernst R. Berndt et Iain M. Cockburn (2004) « Faster, Smaller Cheaper: An Hedonic Price Analysis of PDAs », document de travail 10746 du NBER, septembre.
- Cutler, David, Mark McClellan et Joseph P. Newhouse (1999) « The Costs and Benefits of Intensive Treatment for Cardiovascular Disease », dans Triplett (éd.), 1999, p. 34-71.
- Dalton, Kenneth V., John S. Greenlees et Kenneth J. Stewart (1998) « Incorporating a Geometric Mean Formula into the CPI », *Monthly Labor Review*, 121 (10), octobre, p. 3-7.
- Diewert, W. Erwin (1998) « Index Number Issues in the Consumer Price Index », *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), hiver, p. 47-58.
- Ellison, Sara Fisher, et Judith K. Hellerstein (1999) « The Economics of Antibiotics: An Exploratory Study », dans Triplett (éd.), 1999, p. 118-143.
- Fixler, Dennis (1998) « Treatment of Mandated Pollution Control Measures in the CPI », *CPI Detailed Report*, septembre, p. 4-7.
- Frank, Richard G., Ernst R. Berndt et Susan H. Busch (1999) « Price Indexes for the Treatment of Depression », dans Triplett (éd.), p. 72-117.
- Gordon, Robert J. (1990) *The Measurement of Durable Goods Prices*. Chicago, University of Chicago Press pour le NBER.
- Gordon, Robert J. (2000) « The Boskin Commission Report and its Aftermath », dans Mick Silver et David Fenwick (éd.), *Proceedings of the Measurement of Inflation Conference*, Cardiff, R.-U., Cardiff University, p. 258-282. Aussi disponible comme document de travail 7759 du NBER, juin.
- Gordon, Robert J. (2005) « Apparel Prices 1914-93 and the Hulten/Brueghel Paradox », dans C. Corrado, E. Diewert et C. Hulten (éd.), *Price Index Concepts and Measurement*, Conference on Research in Income and Wealth, Chicago, University of Chicago Press pour le NBER, à paraître. Également comme document de travail 11548 du NBER, août.
- Gordon, Robert J., et Todd vanGoethem (2005) « A Century of Downward Bias in the Biggest CPI Component: The Case of Rental Shelter, 1914-2003 », dans E. Berndt et C. Hulten (éd.), *Hard-*

- to-Measure Goods and Services: Essays in Honor of Zvi Griliches*, Conference on Research in Income and Wealth, Chicago, University of Chicago Press pour le NBER, à paraître. Aussi comme document de travail 11766 du NBER, novembre.
- Greenlees, John S. (1997) « Expenditure Weight Updates and Measured Inflation », non publié.
- Greenlees, John S. (2006) « Réponse du BLS au rapport de la Commission Boskin », *Observateur International de la Productivité*, Numéro 12, Printemps, p. 25-45.
- Griliches, Z. et I. Cockburn (1994) « Generics and New Goods in Pharmaceutical Price Indexes, » *American Economic Review*, décembre, p.1213-1232.
- Hausman, Jerry (1997a) « Valuation of New Goods Under Perfect and Imperfect Competition », dans Bresnahan, T, et Robert J. Gordon (éd.), *The Economics of New Goods*, Chicago, University of Chicago Press pour le NBER, p. 209-237.
- Hausman, Jerry (1997b) « The CPI Commission: Discussion », *American Economic Review*, 87 (2), mai, p. 94-98.
- Hausman, Jerry (1999) « Cellular Telephone, New Products and the CPI », *Journal of Business and Economic Statistics*.
- Hausman, Jerry, et Ephraim Leibtag (2005) « Consumer Benefits from Increased Competition in Shopping Outlets: Measuring the Effect of Wal-mart », document de travail 11809 du NBER, décembre.
- Hicks, John R. (1940) « The Valuation of the Social Income », *Economica*, 7 (26), mai, p. 105-124.
- Hulten, Charles R. (1997) « Discussion of Nordhaus, » dans Bresnahan T., et R.J. Gordon (éd.), *The Economics of New Goods* (Chicago: University of Chicago Press for NBER) p. 66-70.
- Moulton, Brent R. (1996) « Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence? », *Journal of Economic Perspectives*, 10 (4), automne, p. 159-177.
- Moulton, Brent R., et Karin E. Moses (1997) « Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index », *Brookings Papers on Economic Activity*, 28 (1), p. 305-349.
- Moulton, Brent R., Timothy J. LaFleur et Karin E. Moses (1998) « Research on Improved Quality Adjustment in the CPI: The Case of Televisions », présenté à la Conférence du Groupe d'Ottawa, avril.
- Newhouse, Joseph P. (2001) « Medical Care Price Indices : Problems and Opportunities, the Chung-Hua Lectures », document de travail 8168 du NBER, mars.
- Nordhaus, William D. (1997) « Do Real-Output and Real-Wage Measures Capture Reality? The History of Light Suggests Not », dans Bresnahan T., et R. J. Gordon (éd.), *The Economics of New Goods*, Chicago, University of Chicago Press pour le NBER, p. 29-66.
- Nordhaus, William D. (1998) « Quality Change in Price Indexes », *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), hiver, p. 59-68.
- Nordhaus, William D. (2002) « The Health of Nations: The Contribution of Improved Health to Living Standard », document de travail 8818 du NBER, mars.
- Ohashi, Hiroshi (1999) « Quality-Adjusted Price Indexes for Home Video Cassette Recorders in the US, 1978-87 », présenté au NBER Summer Institute, 21 juillet.
- Shapiro, Matthew D., et David W. Wilcox (1997) « Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI », document de travail 5980 du NBER, mars.
- Shapiro, Irving, Matthew D. Shapiro et David W. Wilcox (1999) « Quality Improvement in Health Care : A Framework for Price and Output Measurement », document de travail 6971 du NBER, février.
- Slifman, L., et C. Corrado (1996) « Decomposition of Productivity and Limit Costs », *Occasional Staff Studies*, Federal Reserve Board, 18 novembre.
- Stewart, Kenneth J., et S. B. Reed (1999) « CPI Research Series Using Current Methods, 1978-98 », *Monthly Labor Review*, 122 (6), juin, p. 29-38.
- Stigler, George (éd.) (1961) *The Price Statistics of the Federal Government. Report to the Office of Statistical Standards*, Bureau of the Budget, New York, National Bureau of Economic Research, 1961.
- Triplett, Jack (éd.) (1999) *Measuring the Prices of Medical Treatments*, Washington, Brookings.
- Triplett, Jack (2006) « Dix ans après le rapport de la Commission Boskin », *Observateur International de la Productivité*, Numéro 12, Printemps, p. 46-67.
- U.S. Bureau of Labor Statistics (1997) « Measurement Issues in the Consumer Price Index », *June 1997, response to the U.S. Congress*, Joint Economic Committee.
- U. S. Bureau of Labor Statistics (1999) « Scheduled Updates for Expenditure Weights in the Consumer Price Index », *CPI Detailed Report*, février, p. 5-6.
- U. S. General Accounting Office (2000), *Consumer Price Index: Update of Boskin Commission's Estimate of Bias*, Washington, rapport provisoire, janvier.
- White, Alan G., Jaison R. Abel, Ernst R. Berndt et Cory W. Monroe (2004) « Hedonic Price Indexes for Personal Computer Operating Systems and Productivity Suites », document de travail 10427 du NBER, avril.
- White, Joseph B. (2006) « Cars Last Longer, Driving a Shift in All Aspects of the Auto Sector », *Wall Street Journal*, 28 février p. D3.