

BIAIS DES INDICES DE PRIX À LA CONSOMMATION : OÙ EN EST-ON ?

François Lequiller

1. Le fond du débat¹

Aiguillonné par plusieurs années de débat sur une possible surestimation de l'inflation aux Etats-Unis, le Sénat américain a appelé une commission d'économistes, présidée par un professeur de Stanford, M.J. Boskin, à rapporter sur cette question. Cette commission lui a remis un rapport final en décembre 1996 qui soutient l'existence d'une surestimation de la hausse des prix par l'IPC des Etats-Unis de 1,1 % par an pour les années postérieures à 1996 et de 1,3 % pour les années antérieures. En d'autres mots, la « commission Boskin » affirme que la « vraie » inflation au stade de la consommation des ménages serait plus faible de 1,1 % par an au chiffre qui sera publié par le BLS ² dans les années futures. Par exemple, si l'IPC américain augmentait de 3,0 % l'an prochain, il faudrait comprendre, d'après la commission, que la véritable hausse n'aura été que de 1,9 %.

Comme il s'agirait d'une surestimation qui se cumulerait d'une année sur l'autre, elle serait mécaniquement égale à 11,5 % au bout de 10 ans ³. Or l'IPC est directement utilisé aux Etats-Unis pour indexer les prestations sociales et les tranches de l'impôt sur le revenu. Dans un cas comme dans l'autre, une surestimation conduirait à un creusement intempestif du déficit fédéral. Ainsi, les prestations versées seraient trop élevées et les impôts reçus seraient minorés (du fait d'une hausse trop rapide des tranches de l'impôt sur le revenu). La commission a estimé que la dette publique serait plus élevée d'environ 1000 milliards de dollars en 2008 de ce simple fait. Dans cette période de débats houleux sur le déficit fédéral, elle n'hésitait pas à qualifier la surestimation de l'IPC de « quatrième poste de dépense du budget fédéral après les prestations sociales, les dépenses de santé et la défense ».

Une telle surestimation aurait des conséquences également très importantes sur de nombreuses autres mesures macro-économiques. C'est le cas par exemple du

1. Cette partie de l'article est un simple résumé de Lequiller, 1997.

2. *Bureau of Labor Statistics*, l'homologue américain de l'Insee pour l'IPC.

3. Cette extrapolation repose sur une hypothèse de constance du biais dans le temps qui n'a pas été vraiment explorée. Elle suppose également que le BLS n'apportera pas des corrections à ses méthodes dans le futur.

nombre de ménages en dessous du seuil de pauvreté. Un économiste américain (Baker, 1996) a ainsi calculé que plus de la moitié des ménages américains auraient été classés en 1962 en dessous du seuil de pauvreté actuel si l'on acceptait les conclusions de la commission Boskin. Ce résultat, peu vraisemblable, a contribué à alimenter la critique des conclusions de la commission.

D'où proviendrait cette surestimation de l'indice des prix ? La commission Boskin, reprenant des travaux très fournis, particulièrement aux Etats-Unis, recensait quatre sources de surestimation.

Tableau 1 : USA: surestimation de l'indice des prix à la consommation

Sources de surestimation	Etats-Unis
	Valeur estimée en % annuel pour les années postérieures à 1996
Substitution au niveau agrégé	0,15
Substitution au niveau détaillé	0,25
Nouveaux produits	0,60
Nouveaux circuits de distribution	0,10
Total	1,10

Source : rapport Boskin.

Les deux premières sources de surestimation (substitution aux niveaux agrégé et détaillé) proviendraient d'une seule cause: la mauvaise prise en compte par les formules de calcul et les pondérations utilisées par les indices de prix des effets de la substitution que les ménages opèrent entre produits. La troisième source de surestimation (nouveaux produits) proviendrait de la mauvaise évaluation par les statisticiens des améliorations de la qualité des nouveaux produits. La quatrième et dernière source de surestimation proviendrait d'une mauvaise prise en compte des baisses de prix concomitantes aux gains de parts de marché des nouveaux circuits de commercialisation (super, hypermarchés...).

Substitution entre produits : le problème des pondérations et des formules d'indice

Le problème posé aux constructeurs de l'IPC par la substitution des produits provient de ce que les ménages modifient leur panier de consommation *en même temps* que les prix varient. Comme on va le voir, un IPC dont les pondérations

reposeraient sur des informations obsolètes ou sur des formules de calcul ne tenant pas compte des substitutions pourrait avoir tendance à surestimer l'inflation.

Plaçons-nous d'abord dans le cas d'un consommateur *unique* et essayons de calculer son indice de prix entre une période de base et la période courante. On définit l'indice de prix pour ce consommateur entre ces deux périodes comme le taux de croissance de sa dépense budgétaire qui lui permet de conserver, avec les prix courants, le même niveau de satisfaction qu'à la période de base. C'est l'idée de la préservation du « pouvoir d'achat ». C'est aussi l'idée de l'indice « idéal », dit à utilité constante (IUC).

Si tous les prix des produits variaient proportionnellement, cet indice de prix serait très facile à calculer. Il suffirait de choisir l'un des produits et d'en observer la variation de prix. On sait cependant que la hausse (ou la baisse) moyenne des prix masque des variations contrastées entre produits. En d'autres termes, les prix relatifs se modifient avec le temps en même temps que le mouvement général de hausse ou de baisse. Pour calculer l'indice de prix de notre consommateur, il faut donc faire entrer en ligne de compte, sinon la totalité des produits qu'il consomme, au moins un échantillon qui en soit représentatif et effectuer une *moyenne* des variations de prix des produits qui le composent. Se pose alors immédiatement la question de la pondération avec laquelle chacun des produits doit rentrer dans cette moyenne. La pondération qui s'impose est bien sûr fondée sur la quantité consommée. *L'indice de prix est donc le résultat d'une moyenne faisant entrer en ligne de compte des variations de prix pondérées par les dépenses correspondant aux quantités consommées.* Ceci ne suffit pas à le définir car il y a alors encore de multiples possibilités d'effectuer cette moyenne. En particulier, non seulement les prix ont changé entre la période de base et la période courante mais aussi *les quantités des produits consommés*. Que faut-il prendre alors comme quantités pour calculer les pondérations de l'indice de prix ? Les quantités consommées de la période de base ? Celles de la période courante ? Ou une moyenne des quantités de la période de base et de la période courante ?

La théorie des indices ne donne pas de réponse définitive et unique même dans le cas d'un seul consommateur et encore moins dans le cas de multiples consommateurs. Elle indique cependant que, sous certaines hypothèses, l'une des meilleures approximations d'un indice idéal serait l'indice de Fisher résultant d'une moyenne entre un indice basé sur les pondérations de la période de base (indice de Laspeyres) et d'un indice basé sur les pondérations de la période courante (indice de Paasche). La théorie montre aussi que, le plus souvent, l'indice de Laspeyres a tendance à surestimer l'indice de Fisher (et l'indice de Paasche à le sous-estimer). *L'idée simple derrière ce résultat est que l'indice de Laspeyres donne un poids trop important aux produits dont le prix augmente le plus, alors que ces produits vont logiquement voir leur poids diminuer dans le budget des consommateurs, dès lors que ceux-ci admettent une certaine substitution entre produits à utilité constante.*

Cependant, le calcul d'un indice de Fisher est, dans la pratique, impossible, tout au moins en cours d'année et dans les délais brefs réclamés pour un indice tel que l'IPC. D'abord, il demande la connaissance des pondérations de la période courante qui ne sont connues qu'avec des délais importants. Pour calculer l'indice de Fisher de 1998 par rapport à 1990 par exemple, il faudrait notamment pouvoir disposer des quantités consommées annuellement en 1998. Ceci n'est bien entendu pas possible *en cours* d'année 1998. Ensuite, on ne dispose tout simplement pas d'informations sur les pondérations pour les niveaux détaillés de calcul de l'indice.

C'est pourquoi la plupart des pays calculent l'IPC sous la forme d'un indice de Laspeyres, c'est-à-dire en utilisant des pondérations fixes issues de la période de base ou tout simplement, au niveau détaillé, des pondérations égales pour les produits, donc par définition fixes. Suivant les pays, l'année sur laquelle ces pondérations sont estimées est plus ou moins récente. Plus cette année sera ancienne, plus la surestimation pourrait être forte. Inversement, plus cette année sera récente plus la surestimation sera faible, voire négligeable. En France, les pondérations qui permettent d'obtenir l'indice d'ensemble à partir des indices des « postes »⁴ sont mises à jour tous les ans à partir de données récentes. À l'opposé, aux Etats-Unis, la base de pondération est beaucoup plus ancienne.

Une décomposition en plusieurs niveaux

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

Aux Etats-Unis comme en France, on peut décomposer le processus d'agrégation qui permet d'obtenir l'indice d'ensemble à partir des relevés de prix élémentaires en plusieurs étapes. La première étape, qu'on appellera « niveau détaillé », sera l'étape de calcul permettant d'obtenir les indices très détaillés (on les appelle souvent « micro-indices ») représentant des catégories de produits très fines (les « variétés ») pour une région géographique déterminée (les « agglomérations »). Ils sont obtenus à partir des relevés de prix dans les divers points de vente de l'agglomération considérée. Une deuxième étape sera le calcul de l'indice d'ensemble à partir de ces micro-indices. C'est ce que la commission Boskin a appelé « niveau agrégé ». À chacune de ces étapes, une formule de Laspeyres est utilisée (ou était utilisée en

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

France, comme on le verra). Pour le niveau agrégé, les pondérations proviennent en France de la comptabilité nationale. Dans le cas des Etats-Unis et de la plupart des autres pays européens, les pondérations reposent sur les enquêtes publiques sur les dépenses des ménages. Pour le niveau le plus détaillé, du fait de l'absence d'information, l'usage est d'accorder à chaque produit un poids égal et fixe⁵. À chacune de ces étapes, une surestimation (qu'on appellera par la suite « biais de substitution ») plus ou moins importante pourrait intervenir.

Estimations des biais de substitution

La commission Boskin a estimé qu'il y avait un biais de substitution agrégé de 0,15 % par an pour les Etats-Unis sur la base d'une structure de pondérations de l'IPC US qui remonte actuellement à 1982-1984, c'est-à-dire à plus de treize ans. Elle s'est appuyée sur des calculs de simulation effectués aux Etats-Unis qui montrent en effet que, dans les conditions actuelles, un indice de Laspeyres dont les pondérations remontent à environ dix ans augmente plus vite d'environ 0,1 % à 0,3 % par an par rapport au même indice calculé en utilisant une formule de Tornqvist (très proche de la formule de Fisher). D'où le chiffre de 0.15% l'an retenu par la commission Boskin et qui apparaît dans le tableau 1.

Quant au biais de substitution de niveau détaillé, la commission l'a estimé en comparant l'indice actuel, calculé en utilisant comme micro-indice une moyenne arithmétique des rapports de prix (correspondant à une formule de Laspeyres classique avec des pondérations égales), à un indice calculé en utilisant une moyenne géométrique. Comme nous le verrons plus bas, cette moyenne géométrique correspond, sous certaines hypothèses, dont celle d'une élasticité de substitution égale à 1, à l'IUC. A d'autres écarts près, la comparaison de ces deux indices sur plusieurs années montre un écart de 0.25% par an. D'où, le chiffre de 0.25% qui apparaît dans la deuxième ligne du tableau 1.

Mais, au delà des biais de substitution, pratiquement la moitié du biais total de 1.1% l'an avancé par la commission Boskin porte sur ce qu'elle a qualifié de biais sur les nouveaux produits. De quoi s'agit-il ?

Nouveaux produits

Une des difficultés majeures de la construction des indices de prix réside dans la contradiction qu'il y a entre la fixité des produits nécessaire au principe même de

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

calcul d'une comparaison des prix à deux périodes différentes et la réalité économique qui est faite d'apparition de nouveaux produits ⁶ et de disparition de produits obsolètes.

À chaque disparition/remplacement, le prix du produit qui remplace le produit que l'on ne retrouve plus sur les rayons doit néanmoins être comparé au prix de ce dernier. Pour évaluer la variation des prix entre l'ancien et le nouveau, il faut corriger le rapport des prix de l'éventuelle différence de qualité entre les deux produits ⁷. Par exemple, si on remplace un modèle de voiture sans climatisation avec le même modèle mais équipé de la climatisation, on ne pourra bien sûr pas comparer directement leurs prix. Il faudra estimer le « prix » de la climatisation, par exemple en se fondant sur le prix qui était donné dans le catalogue du constructeur lorsque la climatisation était en option, et l'ôter du prix du nouveau modèle pour aboutir à la variation des prix « à qualité égale ». Dans cet exemple cette opération apparaît comme relativement facile, l'estimation de la valeur de l'option « climatisation » étant relativement simple. On conçoit aisément que dans d'autres cas ce traitement puisse être beaucoup plus difficile, la notion de qualité, et plus encore son estimation chiffrée, étant souvent insaisissable.

Les constructeurs d'indice de prix reconnaissent volontiers qu'il y a là une source majeure de problème. La théorie simple des indices n'est pas très éclairante puisqu'elle suppose, par définition, que les produits existent à la période de base et à la période courante. Or ce n'est précisément pas le cas. La référence de la théorie au principe de conservation du *niveau d'utilité* du consommateur permet cependant d'éclairer l'objectif que doit se fixer le statisticien. Quand un produit en remplace un autre, la variation de prix doit être calculée après avoir ramené les deux produits à un niveau d'utilité égale. Mais déjà difficile à cerner dans le cas d'un consommateur, cette notion l'est encore plus pour des millions de consommateurs. Des erreurs se produisent donc très certainement et de nombreux économistes, dont ceux de la commission Boskin, pensent que, *nos économies concurrentielles conduisant à une amélioration globale de la qualité et de la gamme des produits*, la majorité des erreurs de traitement dans l'indice des prix se produisent dans un sens, celui de la sous-estimation de l'amélioration de la qualité, et qu'il y a donc globalement une surestimation de l'inflation.

Plusieurs études approfondies, utilisant des données réelles et basées sur des méthodes rigoureuses, ont été publiées qui vont effectivement dans le sens d'un constat de sous-estimation par l'IPC de l'augmentation de la qualité et donc de surestimation de l'inflation. L'étude la plus large et la plus citée est américaine et concerne tout le secteur des *biens durables* aux Etats-Unis (Gordon, 1990). Elle

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

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

situait la surestimation à 1 % par an pour les années soixante-dix pour ces produits pris globalement⁸. Pour fixer les idées, les biens durables représentent 10 % de l'indice d'ensemble en France. L'impact mécanique de cette surestimation sur ce dernier serait donc de 0,1 %. En procédant à des extrapolations de ce type d'études et en se basant sur des hypothèses ad hoc qui apparaissent maintenant assez hasardeuses, la commission Boskin s'est donc lancé dans une estimation, classe de produit par classe de produit, d'un biais. Elle aboutit ainsi à un chiffre global de 0,6 % par an.

Les raisonnements faits par la commission sont le plus souvent intéressants. Cependant, nombreux sont ses critiques américains ou étrangers qui ont utilisés pour qualifier son approche le mot de « *guesstimates* ». Ainsi, certaines des estimations (sur les fruits et légumes, par exemple) n'ont pas résisté à l'analyse. D'autres estimations paraissent également exagérées. Enfin la commission a écarté les cas où des erreurs dans les méthodes actuelles pourraient conduire au contraire à sous-estimer l'inflation. Au total, le chiffre de 0,6% d'estimation du biais des nouveaux produits a concentré sur lui l'essentiel des critiques de ceux qui se sont opposés aux conclusions de la commission.

Nouveaux circuits de commercialisation

La dernière source de surestimation proviendrait d'un biais lié à un mauvais traitement des gains de parts de marché des grandes surfaces qui vendent à un prix plus bas. Aux Etats-Unis comme en France, de nouveaux circuits de distribution à prix plus bas se sont multipliés, gagnant année après année des parts de marché de plus en plus importantes aux dépens des circuits de distribution traditionnels. Il s'agit de l'essor bien connu des grandes surfaces. D'abord portant sur les super puis les hypermarchés, le mouvement a été relayé ces dernières années par l'apparition des « *hard-discounters* » et, dans le secteur des services, par les chaînes de franchisés par exemple dans le secteur de l'entretien automobile ou des travaux photographiques. Le même phénomène est apparu dans le secteur des transports aériens du fait de la dérégulation.

Or on va voir que la méthode de calcul de l'indice des prix à la consommation, aux Etats-Unis comme en France, pourrait ne pas tenir totalement compte des baisses de prix que peuvent ressentir les consommateurs d'une région ou d'un marché lorsqu'un nouveau magasin ou un nouveau producteur de service s'y installe.

Dans le cas d'un nouveau magasin, la méthode utilisée par l'IPC revient à introduire les nouveaux relevés de prix à un niveau d'indice égal à l'indice des prix des

8. Gordon aboutit à une surestimation de 1,54 % par an sur la période 1947-1983 se décomposant en 2,21 % sur la période 1947-1960, 1,24 % sur la période 1960-1973 et 1,05 % sur la période 1973-1983.

anciens relevés de cette agglomération. Par exemple, si le prix du litre de soda dans l'agglomération A était de 12F en décembre 1996 conduisant à un indice de 112,3, base 100 en 1990, et qu'une nouvelle grande surface s'était installée dans cette même agglomération dans laquelle on relevait pour la première fois un prix de 8F le litre à la même période, le niveau de départ de l'indice élémentaire correspondant au soda dans cette nouvelle grande surface sera aussi égal 112,3. Sa fusion avec les autres indices de l'agglomération ne conduira donc pas à une baisse de l'indice de prix du soda dans l'agglomération⁹. L'indice n'enregistrera une variation que si les petits commerçants (ou les autres moyennes ou grandes surfaces) dont on suivait les prix auparavant baissaient eux-mêmes leur prix du fait de la concurrence de la nouvelle grande surface.

Tout se passe donc en fait comme si les statisticiens considéraient que, à produit égal, la totalité de la différence de prix entre les deux circuits de distribution était en quelque sorte due à une différence de qualité du service commercial. Il est vrai que les actes d'achat dans un commerce traditionnel et dans une grande surface ne sont pas équivalents même dans le cas où le produit vendu serait strictement le même. La proximité du lieu de résidence, les services personnalisés rendus au client, la convivialité ont été souvent cités en faveur des circuits traditionnels. L'essor des grandes surfaces ne s'explique d'ailleurs pas seulement par des prix plus bas. Il est largement lié à la civilisation de l'automobile, au développement des banlieues et à l'équipement des ménages en congélateurs, tous phénomènes permettant des achats groupés et importants et correspondant à un service commercial différent. Cependant, l'acuité de la concurrence et des « guerres de prix » entre circuits de commercialisation, que traduisent les gains continus de parts de marché des grandes surfaces, permettent tout aussi sûrement de penser que l'hypothèse implicite des statisticiens revenant à considérer que la totalité de la différence de prix s'explique par la différence de service est exagérée.

Il y a donc là une source évidente de surestimation de la hausse des prix tout simplement par omission des baisses de prix liées au développement des grandes surfaces. Le traitement statistique approprié consisterait à pouvoir estimer la valeur que le consommateur accorde à un déplacement de ses achats d'un type de commerce à un autre. Certaines études ont été faites aux Etats-Unis sur ce sujet mais n'ont pas abouti encore à des procédures opérationnelles. Une proposition pourrait être de considérer que la moitié de la différence de prix entre les circuits de

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

commercialisation est une différence de prix et l'autre moitié une différence de service. Mais ceci peut paraître aussi arbitraire que l'hypothèse actuelle.

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

Peut-on considérer ce chiffre de 0,1 % dont la base de départ a été estimée sur les années quatre-vingt comme représentatif pour les années futures ? D'un côté, il est probable que le développement très rapide des grandes surfaces soit maintenant ralenti. En France, la récente loi qui rend plus difficile la création de nouvelles grandes surfaces va dans ce sens. Ceci tendrait donc à retenir un chiffre inférieur. D'un autre côté, l'estimation originale de 0,2 % pourrait être elle-même sous-estimée car elle n'a pas totalement pris en compte le phénomène des nouveaux circuits de distribution et de la dérégulation dans le secteur des services, des transports et des télécommunications. Le développement des chaînes de franchisés dans les secteurs de l'entretien automobile et des travaux photographiques en constituent des exemples frappants de même que l'effet spectaculaire sur les prix et les parts de marché de la dérégulation dans le transport aérien domestique. C'est ainsi que, dans le secteur du transport aérien en 1993, la comptabilité nationale française a estimé un indice de prix sensiblement plus faible que l'indice des prix à la consommation correspondant. Il y a encore aussi de larges réserves de « guerres de prix » par de nouveaux entrants dans les secteurs de la banque et de l'assurance par exemple avec la banque et l'assurance par téléphone et sans parler des possibilités d'achat à distance par Internet. Au total, on ne peut donc pas écarter la possibilité d'une légère surestimation, due à une prise en compte incomplète des nouveaux circuits de commercialisation, comprise dans une fourchette de 0,05 à 0,15 % par an pour la France. Ces chiffres recourent celui retenu par la commission Boskin pour les Etats-Unis.

2. Un débat très chaud....qui s'est calmé apparemment très vite...

Malgré toutes les critiques qui ont suivi, il faut d'abord reconnaître que la commission Boskin a réussi à garder à son rapport un bon niveau scientifique. L'annonce de ses conclusions n'en a pas moins fait l'effet d'une bombe à l'aune des reprises traditionnelles des médias sur la statistique. Pour une fois les médias américains ont braqué leurs projecteurs sur la statistique, dans un climat qui est devenu rapidement très polémique. Il faut dire que l'enjeu politique était de taille puisque le Sénat menaçait de corriger l'IPC de son biais pour faire diminuer les indexations des diverses dépenses fédérales et ainsi parvenir à équilibrer plus facilement le budget. Le président de la FED, Alan Greenspan, un des inspirateurs de la commission Boskin, a d'ailleurs bataillé ferme au Congrès pour que ses conclusions soient retenues. On en était à deux doigts.

Et puis, deux phénomènes se sont produits. D'une part, le BLS, soutenu par une communauté grandissante de statisticiens américains et étrangers, a fait valoir que les conclusions de la commission n'étaient pas si incontestables que cela et qu'il ne fallait pas se précipiter. Ensuite, les hommes politiques américains ont visiblement découvert à ce moment qu'ils avaient finalement d'autres priorités que celles d'intervenir dans la mesure de la variation des prix. La raison principale en est probablement que tout le monde s'est aperçu alors qu'il n'y avait pas besoin de corriger l'IPC pour parvenir à un équilibre du budget fédéral. La croissance américaine se porte si bien que les rentrées fiscales font exploser les prévisions les plus optimistes et que les nouvelles simulations à moyen terme du déficit montrent qu'il sera équilibré sans aucune mesure spécifique. Se rajoutant à cela, certains hommes politiques se sont rendu compte que d'intervenir sur la mesure du coût de la vie pouvait ne pas être très rentable électoralement. Cela fait perdre les voix des pauvres dont les prestations sont indexées sur l'IPC. Cela peut aussi faire perdre les voix des classes moyennes, dans la mesure où les tranches du barème de l'impôt sur le revenu sont également indexées sur l'indice des prix. Moins d'indice des prix signifie que plus de gens passent dans le barème supérieur, ce qui n'est évidemment pas populaire, surtout aux Etats-Unis. Au total, la classe politique s'est apparemment encore plus rapidement désintéressée du sujet qu'elle ne l'avait saisi. Mais ce n'est pas le cas d'Alan Greenspan qui a fait une intervention remarquée sur les problèmes de mesure de l'inflation à un récent congrès d'économie aux Etats-Unis (Greenspan, 1998). Le rapport Boskin n'a donc pas eu de conclusion institutionnelle. Cela ne doit en aucune façon diminuer son mérite principal qui est d'avoir relancé les études sur la mesure de la variation des prix. En passant, il a permis d'ailleurs au BLS d'obtenir des crédits de recherche plus importants !

Les instituts de statistique étaient évidemment les plus concernés par les conclusions de la commission. Leur réactions « moyennes » peut être résumée ainsi. Une assez grande unanimité s'est formée pour reconnaître l'existence d'un danger de biais de

substitution agrégé. Cependant de nombreux pays, dont la France, ont souligné que la situation américaine (pondérations vieilles de plus de dix ans) était exceptionnelle. Une des solutions consiste évidemment à mettre à jour beaucoup plus rapidement les pondérations, ce que beaucoup de pays font. Une assez grande unanimité s'est aussi formée pour reconnaître le danger du biais de substitution détaillé. Par contre, les solutions sont encore discutées. Les pays européens ont introduit récemment la moyenne géométrique dans leur indice au niveau le plus détaillé. Le BLS hésite toujours à le faire et propose des pistes de recherche plus sophistiquées. On y reviendra plus bas. La réalité d'un biais de circuits de commercialisation est également relativement partagée par les statisticiens, mais son ampleur est discutée et peu de solutions concrètes y sont apportées.

Par contre, la plupart des instituts de statistique qui se sont exprimés se sont montrés très sceptiques sur l'évaluation de 0.6% du biais de nouveaux produits. Ce chiffre leur paraît très exagéré. Cependant, tous reconnaissent que les méthodes pratiques d'évaluation du changement de qualité des produits sont largement en dessous de ce qui est souhaitable et tous fixent comme priorité d'action des études dans ce sens. Nous en verrons des exemples plus bas. Enfin, l'une des pistes des plus fécondes d'études, d'ailleurs recommandée par la commission Boskin, apparaît être l'utilisation des données en provenance de panels de distributeurs. Nous en verrons également quelques exemples.

La réaction de l'Insee

L'Insee a publié un article complet qui a été largement commenté en France (Lequiller, 1997). Ses messages essentiels étaient les suivants. En premier lieu, l'IPC français n'est pratiquement pas sujet au biais de substitution agrégé, car il utilise des pondérations de l'année $n-2$, très proche des pondérations courantes. C'est ce qui explique la valeur nulle de la première ligne du tableau 2. Ensuite, l'utilisation de la moyenne géométrique et l'abandon de la moyenne arithmétique des rapports de prix depuis le début 1997 pour un grand nombre de variétés permet également de le mettre à l'abri du biais de substitution détaillé. C'est ce qui explique la valeur nulle de la troisième ligne du même tableau 2. Par contre, un biais résiduel faible (entre 0.05 et 0.10%) pourrait subsister à un niveau défini comme « intermédiaire ». Par ailleurs, l'article admettait également un biais de circuit de commercialisation compris entre 0.05 et 0.15%. On en a vu l'explication plus haut. Enfin, il concluait qu'il n'était pas possible de donner une estimation d'un biais quelconque pour les nouveaux produits. Il ajoutait qu'il lui semblait, qu'en tout état de cause, le 0.6% du rapport Boskin était largement surestimé.

Tableau 2 : France : surestimation de l'indice des prix à la consommation

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

La réaction du BLS

La réaction du BLS américain a fait l'objet d'une note officielle publiée en juin 1997 (BLS, 1997). En premier lieu, le BLS confirme qu'il accepte le cadre théorique de l'IUC, indice à utilité constante (voir Lequiller, 1997) ainsi que la commission Boskin le recommandait. Cette prise de position « conceptuelle » n'est pas nouvelle aux Etats-Unis, mais elle était moins affirmée auparavant. Elle est souvent encore contestée en Europe. Mais le BLS fait remarquer qu'entre le cadre théorique et l'application pratique de celui-ci, il y a une grande marge. Le calcul d'un indice de Fisher, qui est l'objectif affiché, est ainsi impossible sauf avec un retard de plusieurs mois sinon années. Le BLS refuse toujours le principe d'un indice de Laspeyres chaîné, apparemment car il n'a pas de fondement théorique absolu. Il est vrai qu'il n'y a pas, en toute rigueur, de relation simple entre un indice de Laspeyres chaîné et l'indice de Fisher (Greenlees, 1997). Cependant, le BLS reconnaît implicitement qu'il doit mettre à jour ses pondérations plus rapidement qu'auparavant. Il admet par ailleurs le montant du biais de substitution agrégé de 0.15%. Il récuse par contre l'estimation de 0.25% de biais de substitution détaillé. L'argument, sur lequel nous reviendrons, est que la moyenne géométrique n'est pas forcément la formule de référence puisqu'elle présuppose une élasticité de substitution de 1, qui est une hypothèse parmi d'autres, forte pour certains produits, faibles pour d'autres. Nous verrons plus bas les propositions intéressantes que le BLS fait en faveur de formules plus souples. Le BLS conteste également le montant de 0.1% du biais de nouveaux circuits de commercialisation. Il affirme que les données sur lesquelles la commission s'est fondé surestimaient le problème.

Mais la réaction la plus forte concerne le biais de nouveaux produits. Dans une analyse détaillée des estimations faites par la commission, le BLS met en avant de

nombreuses imperfections et confirme qu'il y a eu « un biais sur le biais ». D'abord, sur 19 des catégories de produits pour lesquelles la commission avait estimé qu'il y avait un biais, il fait remarquer que l'estimation repose sur des a priori subjectifs. Pour deux exemples précis (fruits et légumes, essence) pour lesquels le BLS a trouvé des données permettant d'aller au-delà de cette subjectivité, il trouve des résultats bien inférieurs à ceux de la commission. Pour quatre autres catégories importantes (les loyers, les vêtements, les voitures neuves et d'occasion) les données utilisées par la commission apparaissent viciées (Moulton-Moses, 1997, Triplett, 1997). Par contre, pour le reste des produits (essentiellement les biens durables « high-tech » et les biens et services liés à la santé), le BLS reconnaît que la commission s'est appuyé sur des sources sérieuses et que ses critiques sont plus fondées.

Cette critique de la critique de la commission s'accompagne d'un vigoureux programme de recherche dont les axes sont multiples: publication d'indices expérimentaux utilisant la moyenne géométrique (1999) et une formule d'indice « superlatif » (publication officielle en 2002); mise à jour plus fréquente des pondérations; tests de nouvelles formules de micro-indices; introduction de méthodes nouvelles de prise en compte de l'augmentation de la qualité (régression hédoniques, prix de services « groupés » pour les services hospitaliers et médicaux).

Les autres instituts de statistique

Les instituts anglais et canadien se sont également exprimés sur la question (Ducharme, 1997). Les Canadiens soulignent que le biais de leur IPC devrait être beaucoup plus faible que celui des Etats-Unis par le fait que, comme en France, certaines des méthodes de calcul introduites dans les années récentes avaient devancé les critiques faites par la commission Boskin. Ainsi au Canada les pondérations sont mises à jour tous les 4 ans, au lieu de tous les dix ans aux Etats-Unis. Stat Can annonce par ailleurs qu'ils vont passer à une mise à jour annuelle. La moyenne géométrique a été généralisée depuis 1995. Les nouveaux produits sont introduits beaucoup plus rapidement qu'aux Etats-Unis. Comme les statisticiens français et américains, les Canadiens contestent l'ampleur du biais de nouveaux produits et affirment qu'il n'est pas possible de donner un chiffre. Ils annoncent des initiatives pour l'introduction de méthodes hédoniques notamment pour les produits de l'habillement.

Tableau 3 : Canada : surestimation de l'indice des prix à la consommation

Sources de surestimation	Canada
	Valeur estimée en % annuel pour les années postérieures à 1996
Substitution au niveau agrégé	0,10-0,20
Substitution au niveau intermédiaire	0,00-0,10
Substitution au niveau détaillé	-
Nouveaux circuits de distribution	0,0-0,10
Total hors nouveaux produits	0,10-0,40
Nouveaux produits	?
Total y compris nouveaux produits	?

Pour l'ONS britannique (Fenwick, 1997), la réaction au rapport Boskin est beaucoup plus prudente encore. D'emblée, le cadre de référence à l'indice à utilité constante est rejeté. Comme en France, les pondérations de l'indice de prix britannique sont mises à jour tous les ans réduisant sérieusement le risque de biais de substitution agrégé. Concernant les autres biais, l'ONS, toujours aussi très prudent demande des études préalables sur la moyenne géométrique et l'introduction de nouvelles méthodes d'estimation de la qualité avant de prendre une quelconque décision.

3. Quatre pistes d'études méthodologiques

La plupart des critiques ont porté sur l'ampleur du biais tel qu'il était estimé par la commission. Mais ceci ne doit pas masquer que, en fait, nombreux sont les statisticiens qui admettent l'existence des problèmes de fond qui ont été signalés par la commission et qui préconisent de relancer très sérieusement des initiatives pour améliorer les méthodes des indices de prix. Quatre pistes essentielles semblent prendre corps. La première porte sur les formules d'indice. La seconde sur les régressions dites « hédoniques ». La troisième sur la notion de service groupé. La quatrième sur l'utilisation des données dites « scanner ».

Formules d'indice

Les principaux résultats à rappeler sont les suivants: le cadre théorique de référence est la théorie de l'indice à utilité constante (IUC); on s'efforce d'approximer l'IUC;

l'indice de Fisher en est une bonne approximation. Dans ce cadre, on peut prouver aussi que dans le cas où les courbes d'utilité du consommateur ont une forme Cobb-Douglas ($Aq_1^a q_2^b$), la moyenne géométrique pondérée par les valeurs des dépenses est la forme exacte de l'IUC. Transplanté dans le cas des micro-indices, dans lequel les dépenses sont implicitement égales pour tous les produits, on en déduit que la moyenne géométrique simple est égale à l'IUC si les fonctions d'utilité sont des Cobb-Douglas.

On peut retrouver ces deux derniers résultats facilement.

Soit le programme de maximisation sous contrainte: $Max u(q_1, q_2) = Aq_1^a q_2^b$, sous la contrainte $y = p_1 q_1 + p_2 q_2$. La différentiation du Lagrangien conduit aux équations suivantes :

$$a = \frac{p_1 q_1}{y} \text{ et } b = \frac{p_2 q_2}{y}.^{10}$$

On en tire :

$$y = \left(\frac{p_1}{a}\right)^a \left(\frac{p_2}{b}\right)^b u(q_1, q_2).$$

L'IUC étant égal au ratio du budget correspondant au nouveau vecteur de prix à *utilité constante* sur le budget initial, on peut donc écrire :

$$I_U = \frac{y(1) \text{ à utilité constante}}{y(0)}, \text{ soit}$$

$$I_U = \frac{\left(\frac{p_{1,1}}{a}\right)^a \left(\frac{p_{2,1}}{b}\right)^b u(q_1, q_2)}{\left(\frac{p_{1,0}}{a}\right)^a \left(\frac{p_{2,0}}{b}\right)^b u(q_1, q_2)}, \text{ qui, parce que les valeurs de la fonction } u \text{ au}$$

numérateur et au dénominateur sont égales par construction, se simplifie en :

¹⁰ On gardera en mémoire ce résultat intermédiaire qui indique que, par construction, pour une fonction d'utilité de type Cobb-Douglas, la pondération de chaque produit dans les dépenses totales du consommateur est égale à a (ou b) et *reste donc fixe*.

$$I_U = \left(\frac{P_{1,1}}{P_{1,0}} \right)^a \cdot \left(\frac{P_{2,1}}{P_{2,0}} \right)^b, \text{ qui est la moyenne géométrique, CQFD.}$$

La moyenne géométrique pondérée par la part de chaque produit dans les dépenses du consommateur est donc l'indice IUC pour une fonction d'utilité de type Cobb-Douglas. On se rappelle que pour une Cobb-Douglas la part d'un produit dans la dépense ne change pas (en d'autres mots, la pondération en valeur ne change pas). Tout se passe donc comme si, lorsque les consommateurs perçoivent un changement dans les prix relatifs, ils substituent les quantités de produits de façon à garder les parts dans les dépenses fixes. Le produit qui augmente le plus verra sa consommation diminuer, le produit qui augmente le moins sa consommation augmenter. L'élasticité de substitution est égale à 1. Cette hypothèse n'est certainement pas vérifiée dans le long terme pour les grands postes de la consommation puisque l'on sait bien que, par exemple, le poids des services s'est accru significativement dans l'indice alors que leur prix s'est accru plus vite que la moyenne. Par contre, au niveau des micro-indices et dans le court terme, pareille hypothèse apparaît plus réaliste que la totale fixité des quantités, typique de l'indice de Laspeyres¹¹.

Mais si ce raisonnement permet de justifier l'utilisation de la moyenne géométrique, il ne l'autorise que sous l'hypothèse d'une élasticité de substitution particulière, ici égale à 1. Si l'élasticité de substitution est nulle (cas de biens complémentaires), c'est plutôt l'indice de Laspeyres qu'il faudrait utiliser. Comment choisir entre l'un et l'autre ? L'idée la plus rigoureuse consisterait donc à trouver une formule de calcul avec un paramètre prenant en compte le degré de substituabilité. Une proposition récente a été faite par Moulton (Moulton, 1996).

S'appuyant sur une classe assez large de fonctions de coût de type CES (à élasticité

de substitution constante), $c(u, p) = u \left[\sum a_k^\sigma p_k^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)}$, il montre, suivant un

raisonnement analogue à celui ci-dessus, que l'IUC correspondant à cette fonction d'utilité s'écrit:

$$I_{IUC} = \left[\sum_k s_{0k} (P_{tk} / P_{0k})^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)},$$

¹¹ On peut prouver également assez facilement, et même graphiquement, que l'indice de Laspeyres est égal à l'IUC lorsque les courbes d'indifférence sont de type « Léontieff », i.e., sans substitution aucune.

où s_{0k} est la part de la dépense en produit k à la période de base. L'idée serait donc d'utiliser cette formule. Il ne resterait plus alors qu'à estimer pour chaque classe de produits l'élasticité de substitution σ . Les données pour l'estimer existent pour une partie au moins de la consommation des ménages, sous la forme des données scanner. Mais savoir si on peut résumer les substitutions à l'intérieur d'une classe de produits représentant des dizaines de produits différents en un chiffre unique est une question qui reste à explorer.

Les régressions hédoniques

Sous ce vocable savant, il s'agit simplement des méthodes de traitement des changements de qualité reposant sur l'économétrie. Dans la plupart des cas aujourd'hui, l'hypothèse qui est faite pour remplacer un produit par un autre est que la différence de prix au moment où les deux produits sont observés sur le marché représente la différence de qualité. Cette hypothèse est particulièrement simpliste. Dans l'exemple des ordinateurs où, souvent, les améliorations de la qualité sont accompagnés d'une baisse des prix, plusieurs études ont montré que cela conduisait très certainement à une sous-estimation de la baisse des prix. Les méthodes hédoniques consistent à décomposer le prix d'un produit dans les prix de ces principales caractéristiques en s'appuyant sur un modèle économétrique. En effet, dès qu'il y a plus d'une caractéristique, l'économétrie est indispensable. La méthode n'est pas nouvelle, elle date de plusieurs décennies. En France, elle est utilisée couramment pour estimer l'indice des prix des micro-ordinateurs à la production (PVI) depuis le début des années 90. Elle avait d'ailleurs été utilisée dans l'IPC français dans les années 60 et 70 mais avait été abandonnée depuis, plus faute de moyens apparemment que du fait d'une décision méthodologique.

Le rapport Boskin a relancé les études dans ce domaine. Ainsi en France, plusieurs études ont été conduites récemment dans la division Prix à la consommation. L'une porte sur les lave vaisselles et l'autre, encore à un stade exploratoire, sur l'habillement. D'après les notes internes de l'Insee (Bascher, 1997), le modèle sur les lave-vaisselle se révèle concluant. Le prix du lave-vaisselle est estimé en fonction du nombre de programmes, du nombre de températures, du degré de bruit, de la catégorie du producteur, du type de point de vente. Il apparaît sur les quelques mois d'utilisation de cette nouvelle méthode qu'elle donne des résultats peu différents de la méthode utilisée auparavant. La période de test est cependant trop courte pour porter un jugement définitif.

Le domaine de l'habillement est probablement le plus intéressant car les méthodes actuelles y sont particulièrement critiquables (Lequiller, 1997). La différence de prix entre deux produits observés pratiquement à un an d'intervalle est souvent complètement annulée, étant affectée de fait implicitement à un discutabile effet de mode. Cependant, le domaine est évidemment très complexe. Il y a cependant au

moins des espoirs de voir des progrès s'accomplir puisque les études sont menées d'emblée sur un plan international avec un groupe de travail européen incluant la France, la Suède, la Finlande et le Royaume-Uni. Une des idées à la base de ces groupes de travail était qu'on pouvait envisager un partage des tâches entre pays, compte tenu de la mondialisation de plus en plus grande des marchés. La recherche progresse en France puisqu'un modèle hédonique pour les chemises pour hommes a été estimé (Bascher, 1997). Ses résultats ont été comparés avec ceux des autres pays et on envisage sa mise en application.

Outre les problèmes ardu d'estimation statistique et le coût de constitution des la base de données, une des difficultés, souvent sous-estimée, réside dans la mise en pratique des résultats de ces modèles. En France, pour les biens durables, tous les remplacements de produits sont centralisés par l'équipe parisienne chargée de l'estimation des effets-qualité qui peut donc intervenir pratiquement en temps réel sur les choix statistiques faits par les enquêteurs. Pour l'habillement, un tel système n'existe pas et la tendance actuelle serait plutôt l'inverse. Une voie à explorer réside peut-être dans les matrices de remplacement ainsi que proposé par un statisticien anglais dans le cas des téléviseurs (Silver, 1997). Ces matrices, estimées centralement, seraient utilisées par les enquêteurs sur le terrain pour calculer les prix des produits de remplacement.

Le groupage des services médicaux

Depuis un certain temps, certains économistes remettent en question les modalités même de suivi de certains produits-services. L'exemple le plus parlant est celui des services médicaux. La question est simple. Faut-il suivre séparément, avec un poids fixe pour chacune de ces prestations, le prix de la chambre d'hôpital et de l'appendicectomie ou faut-il suivre le prix de l'ensemble de la prestation ? Les résultats sont évidemment très différents. Au cours des dernières années, les techniques opératoires sont devenues de plus en plus légères permettant une convalescence à l'hôpital plus réduite. Ceci a contribué à faire baisser très sensiblement le prix global de la prestation d'ensemble. Il est clair qu'un indice de prix construit à partir d'une prestation décomposée ne reflétera pas la même baisse de prix. Il se peut même que chacun des morceaux de la prestations globale ait connu une stabilité sinon une hausse de son prix. Auquel cas, malgré toute mise à jour régulière des pondérations, l'indice montera ou stagnera mais ne baissera pas.

Les constructeurs de l'IPC américain ont opté, depuis janvier 1997, pour la voie de la prestation globale pour les services hospitaliers. Le prix suivi est celui d'une facture globale d'un patient subissant une intervention d'un certain type. Ce suivi va permettre au BLS de repérer tout changement dans le volume du traitement au cours du temps et de le traiter en conséquence. Pour le moment les décisions des autres instituts de statistique n'ont pas été rendues publiques.

Les données « scanner »

Depuis longtemps, des sociétés d'études de marché réunissent des données très détaillées sur les prix de vente et les quantités consommées de produits de grande consommation. Ces données leur servent pour les études (très chèrement payées) que les industriels ou les distributeurs commandent pour mettre au point leurs produits, suivre l'effet des campagnes publicitaires ou d'autres formes de promotion. Aujourd'hui, avec les possibilités de l'informatique, certaines de ces sociétés réunissent de manière routinière toutes les données de caisse (c'est à dire prix moyens et quantités vendues) de plusieurs centaines d'hypermarchés et supermarchés pour tous les produits vendus sous forme de code-barre. Ces données représentent un fond exceptionnel, proche de l'univers (bien qu'il ne couvre pas les petits circuits de commercialisation), pour un ensemble significatif de la consommation des ménages (estimé à 13% aux Etats-Unis).

La société Nielsen a proposé aux instituts de statistique de plusieurs pays (France, Canada, Etats-Unis, Suède, Pays-Bas) des extraits gratuits de ces données détaillées à fins d'études. Ces dernières sont très prometteuses, d'autant plus, qu'avec les progrès en rapidité de mobilisation des données, on ne peut plus rejeter l'hypothèse que, dans un futur pas si lointain, cette source de données pourrait être utilisée de manière courante pour le calcul des IPC. Ces données ne seraient évidemment pas gratuites. Mais pour le moment aucune étude sérieuse de prix n'a encore été faite.

La première observation exprimée par tous ceux qui ont manipulé ces données est la masse énorme que cela représente. Même les disques durs des plus gros micros que l'on possède ont du mal à stocker les données pour quelques produits pour quelques mois! L'univers, dans sa complexité, éclate au grand jour ! Une fois cette difficulté levée (la règle du 20-80, 20% des produits représente 80% des ventes, est bien utile), les résultats sont riches.

La première piste d'étude porte très naturellement sur l'apport révolutionnaire que représente pour les constructeurs d'indices de prix les *quantités consommées en relation avec les prix observés*. A partir de ce moment, on peut calculer toutes sortes d'indices mensuels (ou même hebdomadaires) « vrais » au niveau détaillé, en lieu et place des micro-indices très pauvres qui sont actuellement utilisés: Laspeyres, Paasche, Fisher, sous formes directes ou chaînées, valeurs unitaires (sur les produits, sur les magasins). Les études concluent nettement en défaveur du Laspeyres chaîné (tout à fait catastrophique au niveau mensuel détaillé). Le Fisher se situe toujours nettement en dessous du Laspeyres, ainsi que la théorie le prévoyait. Le Fisher chaîné apparaîtrait comme une bonne option. (Hawkes, Dalen, Bradley-Cook-Leaver-Moulton, de Haan-Opperdoes, 1997).

Le calcul de valeurs unitaires au lieu d'indices de prix permet d'analyser des « effets circuits d'achat » qui se confirment comme importants. On peut faire des moyennes

pour un produit très précis donné sur différents magasins (effet circuit d'achat), ou des moyennes par magasin pour des produits peu différents (traitement des nouveaux produits en variété homogène). Mais, bien que permettant toutes les analyses sur l'impact sur les indices de prix des gains de part de marchés dues à des promotions ou à des guerres de prix entre grandes chaînes de distribution, ces données ne permettent cependant pas d'analyser les gains sur d'autres circuits de commercialisation (marchés, magasins traditionnels) qui ne font pas partie de l'échantillon. Ces données ne permettent pas non plus de suivre systématiquement les effets de l'ouverture d'un nouveau magasin dans une région.

Par ailleurs, a méthodes constantes, ces données permettent de mettre à jour beaucoup plus rapidement les pondérations annuelles de l'indice des prix, y compris, en y ajoutant des données de panels de consommateurs, sur les parts de marchés des circuits de commercialisation. Le biais de substitution « intermédiaire » pourrait ainsi être résolu. Ceci est en bonne voie en France.

La deuxième grande voie d'étude porte sur la réduction des erreurs d'échantillonnage par la mise en place de procédures plus sophistiquées de choix d'échantillon et tout simplement par accroissement de la taille de l'échantillon (cependant de Haan-Opperdoes font remarquer que l'échantillon « scanner » est beaucoup plus riche en terme de produits mais pas en terme de magasins). Des procédures de sélection probabiliste de variétés en fonction de la taille des ventes peuvent être mises en place à faible coût. (Bradley-Cook-Leaver-Moulton, de Haan-Opperdoes, 1997). Scobie (1996) fait apparaître que la richesse des données permet d'intégrer des produits non standards (marques peu connues, volumes unitaires plus importants) que les IPC ont tendance à exclure par simplification.

Enfin, la dernière voie d'étude porte sur l'utilisation de ces données pour repérer les nouveaux produits, accélérer leur introduction dans l'indice, et améliorer cette intégration (traitement de l'effet qualité). Le repérage des nouveaux produits et de leur poids est rendu évidemment beaucoup plus aisé. Chose moins connue, ces bases de données contiennent des caractéristiques précises pour les produits permettant d'envisager l'utilisation de méthodes hédoniques sur une beaucoup plus grande échelle qu'aujourd'hui (la barrière à l'entrée pour les méthodes hédoniques est le coût de constitution de la base de données), (Silver, 1997).

BIBLIOGRAPHIE

- BAKER D., « The Overstated CPI Can It Really Be True », *Challenge*, sep./oct., pp. 26-33, États-Unis, 1996
- BASCHER J. « Le modèle hédonique français sur la chemise: premiers résultats et comparaisons internationales », *mimeo Insee* (note 429/F320 du 26/12/97), 1997
- BRADLEY R., COOK B., LEAVER S., MOULTON B., « An Overview of Research on Potential Uses of Scanner Data in the US CPI », *Third meeting of the International Group on Price Indices*, Voorburg, Netherlands, April 16-18, 1997
- DE HAAN J., OPPERDOES E., « Estimation of the Coffee Price Index using Scanner Data », *Third meeting of the International Group on Price Indices*, Voorburg, Netherlands, April 16-18, 1997
- DUCHARME, L-M., « L'IPC Canadien et la question des biais: le présent et l'avenir », dans « *Biais de l'IPC: les expériences de cinq pays de l'OCDE* », Série analytique de la Division des prix, Statistique Canada, 1997
- BLS, « Measurement Issues in the Consumer Price Index », *Site Internet du BLS* (stats.bls.gov/cpihome.htm), Juin 1997
- BOSKIN M., DULBERGER E., GRILICHES Z., GORDON R. ET JORGENSEN D. « *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living* », Final Report to the Senate Finance Committee, décembre, États-Unis, 1996
- DALEN J., « Experiments with Swedish Scanner Data », *Third meeting of the International Group on Price Indices*, Voorburg, Netherlands, April 16-18, 1997
- DUBEAUX D. ET SAGLIO A., « Modification des circuits de distribution et évolution des prix alimentaires », *Économie et Statistique*, n° 285-286, pp. 49-58, 1995.
- FENWICK D., « The Boskin Report from a United Kingdom Perspective », dans « *Biais de l'IPC: les expériences de cinq pays de l'OCDE* », Série analytique de la Division des prix, Statistique Canada, 1997
- GORDON R., *The Measurement of Durable Goods Prices*, University of Chicago Press for the NBER, États-Unis, 1990
- GREENSPAN A., « Remarks by Chairman of the Board of the US FED », Annual Meeting of the American Economic Association and American Finance Association, Chicago, 3/1/1998.

HAWKES W., « Reconciliation of Consumer Price Index Trends with Corresponding Trends in Average Prices for Quasi-Homogeneous Goods using Scanning Data », *Third meeting of the International Group on Price Indices*, Voorburg, Netherlands, April 16-18, 1997

GREENLEES J., « Expenditure Weight Updates and Measure Inflation », *Third meeting of the International Group on Price Indices*, Voorburg, Netherlands, April 16-18, 1997

LEQUILLER, F., « L'indice des prix surestime-t-il l'inflation ? », *Economie et Statistique*, n°303, Insee, 1997.

MOULTON B., « Constant Elasticity Cost-of-Living Index in Share-Relative Form », *BLS mimeo*, 1996

MOULTON B., MOSES K., « Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index », *Brookings Papers on Economic Activity*, 1997

PRIME M ET SAGLIO A., « Indices de prix et prix moyens : une étude de cas », *Économie et Statistique*, n° 285-286, pp. 35-48, 1995.

SAGLIO A., « Changement de tissu commercial et mesure de l'évolution des prix », *Économie et Statistique*, n° 285-286, pp. 9-33, 1995.

SCOBIE H., « Potential Uses of Scanner Data in the Production of Price Indexes- A case Study using Coffee Data », *mimeo Statistique Canada*, 1996

SILVER M, IOANNIDIS C., HAWORTH M., « Hedonic Quality Adjustments for Non Comparable Items for CPIs », *Third meeting of the International Group on Price Indices*, Voorburg, Netherlands, April 16-18, 1997

TRIPLETT J., « The Post 73 Consumption Slump: Myth or Reality ? », *The Federal Reserve of Saint Louis Review*, 1997