

La mesure des prix dans les domaines de la santé et de l'action sociale : quelques problèmes méthodologiques

Christophe Barret, Jacky Bonotaux et François Magnien*

Construire des indices de prix pour les biens et les services de santé ou les services relevant d'une action sociale soulève de nombreuses difficultés. En premier lieu, celui du concept même de prix puisque existent pour ces biens et services des prix « bruts », prix de marché auxquels ils seraient proposés en l'absence de politique sociale, et des prix « nets », représentant le prix effectivement acquitté par le consommateur après prise en charge de tout ou partie du coût par un organisme de Sécurité sociale ou, plus généralement, par une administration.

Le choix entre indices de prix « bruts » et indices de prix « nets » n'est pas anodin, les différences d'évolutions pouvant être importantes, notamment dans le cas d'une modification des remboursements de Sécurité sociale. On établit les conditions exactes dans lesquelles une telle modification induit des évolutions contraires des prix bruts et nets.

L'assurance santé, proposée par les mutuelles, les institutions de prévoyance et les sociétés d'assurance en complément de la Sécurité sociale, soulève aussi un difficile problème de prix. Il conviendrait, idéalement, de suivre les prix nets – primes versées diminuées des indemnités reçues – alors que, pratiquement, on ne peut mesurer que l'évolution des prix bruts, les primes. En première approximation, l'écart d'évolution induit est le double de l'écart d'évolution entre les primes versées et les indemnités reçues.

Les prix nets de certains services, les crèches notamment, dépendent des revenus des ménages. Intégrer correctement leur évolution au calcul de l'indice des prix soulève toute sorte de problèmes mais permet ensuite d'analyser les déterminants de l'élasticité des prix aux revenus, exercice riche d'enseignement dans le domaine de l'action sociale.

* Christophe Barret, Jacky Bonotaux et François Magnien appartenaient à la division Prix à la consommation de l'Insee lorsque les travaux présentés dans cet article ont été réalisés.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les problèmes posés par la construction des indices de prix sont multiples. La notion même de prix soulève des difficultés aussi bien conceptuelles que méthodologiques. Ainsi, les politiques sociales agissent notamment par le biais des prix de certains produits de consommation. Les prix des biens et services de santé – services des médecins, des dentistes, médicaments, etc. – sont en effet pris en charge pour une part variable par la Sécurité sociale. D'autres prix sont modulés en fonction des revenus ou d'autres caractéristiques des consommateurs : composition familiale et âge notamment. Il en est ainsi des services donnant lieu au versement de prestations sociales : crèches, repas dans un restaurant scolaire ou universitaire, dans un restaurant d'entreprise ou d'administration, etc.

Pour ces produits, il y a donc des prix « bruts », prix de marché auxquels ils seraient proposés en l'absence de politique sociale, et des prix « nets », prix acquittés en définitive par le consommateur après prise en charge de tout ou partie du coût par la Sécurité sociale, ou, plus généralement, par une administration. Dans le cas d'un médicament, le prix brut est celui du produit vendu en pharmacie, le prix net est le ticket modérateur qui peut ensuite être remboursé par une assurance santé complémentaire. La question du prix à prendre en compte dans un calcul d'indice se pose donc naturellement. Il s'agit d'une question délicate, ne serait-ce que par la diversité de ses aspects économiques, politiques et méthodologiques.

Économique d'abord. Si les arguments économiques ont occupé une place centrale, bien que parfois contestée, dans les débats sur la protection sociale, la nécessité d'une mesure en « volume » fiable des effets que ces arguments impliquent est incontestable. Or, le choix entre un indice des prix « nets » ou « bruts » n'est pas anodin. Maintenant, coexistent les deux types d'indices : l'indice de prix à la consommation (IPC) « national », dans lequel les prix sont suivis en bruts, et l'indice « harmonisé » (IPCH) dans le cadre de l'Union européenne, avec des prix nets (cf. encadré 1). Les écarts d'évolution entre l'IPC et l'IPCH peuvent être importants. D'abord, les pondérations des produits concernés sont très différentes. Ensuite, les évolutions des prix de ces produits diffèrent selon l'approche suivie. Ainsi, en juillet 2000, le glissement annuel des prix de la santé était de 1,4 % dans l'IPCH, mais seulement de 0,3 % dans l'IPC. L'effet sur l'indice d'ensemble fut sensible, le glissement de l'IPCH dépassant de 0,3 point

celui de l'IPC (1). De telles situations mettent en évidence les enjeux politiques implicites au choix des indicateurs statistiques. Par exemple, les salaires, notamment le Smic, ainsi que certaines prestations sont indexés sur l'indice des prix. De fait, la comparaison des indices nationaux et harmonisés dans les quatre plus grands États de l'Union européenne montre des divergences d'évolutions : faibles pour la France mais sensibles en Allemagne et surtout au Royaume-Uni (cf. graphique I).

Les difficultés méthodologiques sont également importantes. Ainsi, les prix d'un certain nombre de services d'action sociale sont liés aux revenus des ménages. Comment dès lors traiter l'augmentation de ces revenus ? Ce problème revêt d'ailleurs plusieurs aspects : faut-il prendre en compte tout ou partie de cette évolution ? Comment, dans une approche de type Laspeyres de calcul de l'indice, intégrer l'évolution retenue ? Autre difficulté : le changement de qualité des produits. Par nature délicat à gérer dans un indice de prix brut, il prend une forme particulière dans un contexte de prix nets.

L'assurance santé complémentaire soulève également un problème de choix entre prix bruts et prix nets, à un double titre, même si la terminologie brut/net a un sens différent ici. D'une part, les prix sont différenciés entre les assurés. En effet, pour des raisons d'action sociale, les mutuelles et les institutions de prévoyance pratiquent souvent une tarification variable selon les revenus. Par ailleurs, afin de réguler le « risque moral » (2), les sociétés d'assurance, mais aussi certaines mutuelles, ont recours, entre autres, à une différenciation des tarifs et des prestations entre assurés. D'autre part, un problème spécifique aux assurances se pose : la question du choix entre le suivi des *primes*, versées aux assureurs par les assurés, et le suivi du *service* de diversification des risques rendu aux assurés. Cette question a été naturellement tranchée, avec un large consensus des États membres de l'Union européenne s'agissant de l'IPCH, en faveur des primes : la mesure du service perd en effet largement son sens dans le rythme *mensuel* de calcul des indices de prix. En outre, même s'il ne constitue pas, comme on le verra, une bonne approxima-

1. Il s'agit d'une situation particulière : l'écart IPC-IPCH en glissement annuel a généralement été de l'ordre de 0,1-0,2 point au cours des dernières années.

2. C'est-à-dire le fait qu'étant assurés, les ménages s'exposent davantage au risque donc augmentent celui-ci.

tion à court terme de l'évolution des prix des services d'assurance, l'indice des primes est plus robuste, ses biais éventuels semblant moindres à moyen terme.

Prix bruts dans l'IPC, prix nets dans l'IPCH

Les prix « bruts » des biens et services de santé – services des médecins, des dentistes, analyses de laboratoires, produits pharmaceutiques, montures de lunettes, prothèses auditives, etc. – suivis depuis longtemps dans l'IPC, le sont en « net » dans l'IPCH depuis janvier 2000. Le choix entre un suivi des prix nets ou bruts a été longuement débattu à la fin des années 1990, lors de la construction de l'IPCH, les États membres étant divisés sur cette question. Les tenants des prix bruts ne manquaient pas d'arguments.

Au premier rang de ceux-ci, les disparités importantes des politiques sociales, qui conduisent à un partage entre les ménages et l'État du financement des dépenses de santé assez différentes d'un pays à un autre. Ces disparités militaient pour un système de prix adapté à la notion de « consommation effective des ménages », récemment introduite dans les comptes nationaux (SEC 95) car totalement comparable entre États. En matière d'IPC, les pratiques sont en effet hétérogènes : prix bruts en France, prix nets en Allemagne et au Royaume-Uni par exemple.

Autre argument en faveur des prix bruts : le rôle de l'IPCH comme indicateur d'inflation. Les pays favorables aux prix bruts avançaient que le suivi des prix de la santé en net rendrait l'indice tributaire de décisions gouvernementales, brouillant ainsi la mesure du processus inflationniste pur de l'économie. Un événement, en

Encadré 1

QUELS PRIX DANS L'IPCH POUR LA SANTÉ ET LA PROTECTION SOCIALE : LE RÈGLEMENT EUROPÉEN

Le règlement n° 2166/1999 du Conseil de l'Union européenne établit les « mesures détaillées concernant les normes minimales pour le traitement des produits dans les secteurs de la santé, de l'enseignement et de la protection sociale dans l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) ». Ce règlement instaure deux principes fondamentaux :

- (i) les prix doivent être *nets de remboursements* ;
- (ii) leurs variations *résultant de changement des revenus* doivent être prises en compte.

Les « remboursements » sont en effet le plus souvent fonction du revenu dans les secteurs de la santé et de l'action sociale.

Le règlement européen précise ce qu'il faut entendre par « remboursement ». Il se réfère pour cela aux concepts de la comptabilité nationale (SEC 95) : il s'agit de *transferts sociaux en nature* et non de *prestations sociales en espèces*. Rappelons qu'en comptabilité nationale, les prestations sociales en espèces, non affectées à la couverture d'une dépense particulière, font partie du *revenu disponible* dont les emplois sont d'une part la *dépense de consommation des ménages* et d'autre part l'*épargne*. Lorsque l'on ajoute au revenu disponible les transferts sociaux en nature, on obtient le *revenu disponible ajusté* dont les deux emplois sont la *consommation effective* des ménages et, encore, l'*épargne*. Ainsi :

- l'IPCH correspond à la notion de dépense de consommation (donc de revenu disponible) : il ne prend en compte que les *prix nets*, c'est-à-dire après déduction des transferts sociaux en nature ;

- l'IPC renvoie à la notion de consommation effective (donc de revenu disponible ajusté). Il prend en compte les *prix bruts* qui intègrent les transferts sociaux en nature.

La difficulté est de faire la part entre ce qui est un revenu (prestation en espèces) et un remboursement (transferts sociaux en nature) : les allocations de logement, les bourses scolaires ou universitaires sont considérées comme des revenus et non déduites des prix aussi bien dans l'IPC que dans l'IPCH. Par contre, les aides reçues dans le cas des assistantes maternelles ou bien des crèches sont des prestations en nature donc retirées du prix dans l'IPCH.

L'expression « remboursement » est utilisée abusivement. En fait, souvent les ménages ne paient que le prix net : il n'y a pas à proprement parler de « remboursement ». Il en est ainsi des médicaments avec le tiers payant. Dans le cas des repas, qu'ils soient consommés dans un restaurant scolaire ou d'entreprise, des frais d'internats scolaires ou des crèches, c'est dès le paiement que peut également s'appliquer la tarification liée au revenu. Par contre, en ce qui concerne la dépense effectuée pour les employés de maison, les déménagements, les dépenses annexes liées aux cures thermales, les hébergements de vacances, le remboursement a lieu après paiement total du service.

D'autres secteurs font intervenir des remboursements, souvent eux aussi liés aux revenus, comme l'assurance complémentaire santé.

Allemagne, avait frappé les esprits. Dans l'IPC allemand, la santé est suivie en net : les médicaments remboursables et les autres, objet d'un ticket modérateur d'un faible montant. En 1997, le gouvernement allemand, dans le cadre de la réforme de l'assurance maladie, relève coup sur coup très fortement le ticket modérateur, de 19 % en février puis de 77 % en juillet. Malgré le très faible poids du ticket modérateur dans l'indice (0,25 %), l'effet sur l'indice d'ensemble est massif : le glissement annuel de l'IPC allemand atteint + 1,8 % en juillet alors que celui de l'IPCH n'est que de + 1,5 %.

Le choix entre une approche brute ou nette a également des incidences politiques au niveau national. L'indice des prix permet en effet d'indexer les bas salaires en vue de préserver leur pouvoir d'achat. Avec un suivi des prix en net, l'État reprendrait d'une main, par une moindre hausse du Smic, ce qu'il aurait donné de l'autre, par une augmentation des prestations de la Sécurité sociale.

Pourtant, après de longues discussions qui ont nécessité un arbitrage au niveau du Conseil européen, la majorité des États membres, soutenue par Eurostat, a adopté un règlement prévoyant le suivi des prix nets des remboursements éventuels par les administrations, notamment les organismes de sécurité sociale (3) (cf. encadré 1). Deux

types d'arguments ont entraîné une adhésion majoritaire à l'approche « nette ». D'une part, la possibilité de traiter le secteur non marchand (hôpitaux, éducation pour l'essentiel), trop complexe pour l'approche « brute », d'autre part la difficulté d'observation de prix bruts pour certains pays où les ménages acquittent directement le ticket modérateur sans qu'il existe de prix brut public.

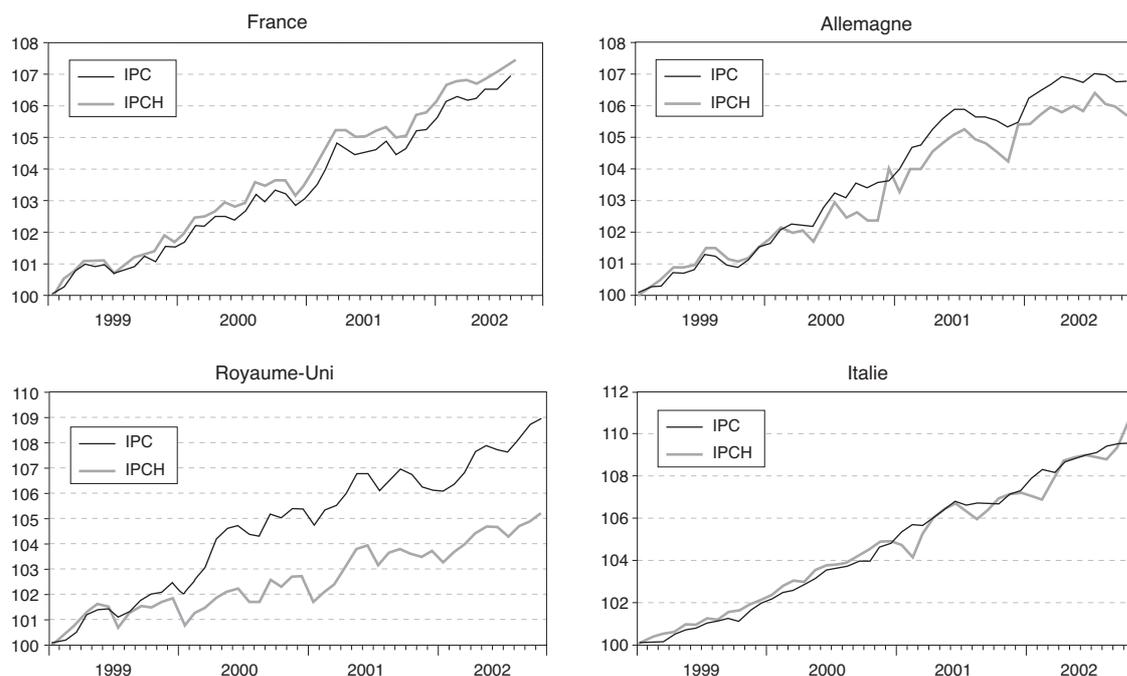
Ainsi, dans le domaine de la santé, les évolutions en net, avec l'IPCH, et en brut, avec l'IPC, sont sensiblement différentes : les variations mensuelles sont certes (presque toujours) de même sens mais elles sont d'une amplitude souvent plus importante avec les prix nets (cf. graphique II).

Biens et services de santé : une relation complexe entre prix bruts et prix nets

Pour les produits de santé, les prix nets se déduisent des prix bruts par soustraction du rembour-

3. Journal officiel des Communautés européennes, Règlement n° 2166/1999 du Conseil sur le traitement de la santé, de l'enseignement et de la protection sociale dans l'IPCH, 8 octobre 1999.

Graphique I
L'indice des prix à la consommation (IPC) et l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) pour la France, l'Allemagne, le Royaume-Uni et l'Italie (base 100 en janvier 1999)



Source : Eurostat.

sement r de la Sécurité sociale : $p^{net} = p^{brut} - r$. Ce remboursement s'obtient en appliquant un *taux* t à un *tarif de référence* π : $r = t\pi$. Le prix brut est égal à ce prix de référence augmenté d'un *dépassement* d (4) :

$$p^{brut} = \pi + d \quad (1)$$

Le prix net s'exprime lui aussi à partir du tarif de référence et du dépassement :

$$p^{net} = (1 - t)\pi + d \quad (2)$$

Il apparaît ainsi clairement que les deux acteurs de la formation des prix de santé sont, d'une part, la Sécurité sociale et, d'autre part, les praticiens qui fixent les dépassements.

Les deux modes d'action de la Sécurité sociale – tarif de référence ou taux de remboursement – ont des effets différents : toutes choses égales par ailleurs, une modification du tarif de référence affecte aussi bien les prix d'offre (bruts) que ceux payés par les ménages (nets), alors qu'une modification de taux de remboursement, plus rare, n'affecte que ces derniers. Toutefois, même si les remboursements de Sécurité sociale restent inchangés, les évolutions des prix bruts, l'IPC, et des prix nets, l'IPCH, seront sensible-

ment différentes car les dépassements pèsent plus lourd dans les derniers. Plus précisément, on a la relation (5) :

$$\tau^{Net} = k\tau^{Brut} \quad (3)$$

dans laquelle τ^{Net} (resp. τ^{Brut}) désigne le taux d'évolution des prix nets (resp. bruts) par rapport à la période de base (6) et k est une constante : le rapport de la dépense brute à la dépense nette, également à la période de base. Cette relation est établie en annexe 1. C'est parce que le coefficient k est supérieur à 1 que les variations de l'indice des prix nets sont globalement (tant que les paramètres de remboursement de la Sécurité sociale restent inchangés) plus amples que celles de l'indice brut.

Ce phénomène transparait sur le graphique II, qui présente les indices IPC et IPCH de l'ensemble des biens et services de santé. Ce graphique fait également apparaître parfois des évolutions inverses de l'IPC et de l'IPCH, con-

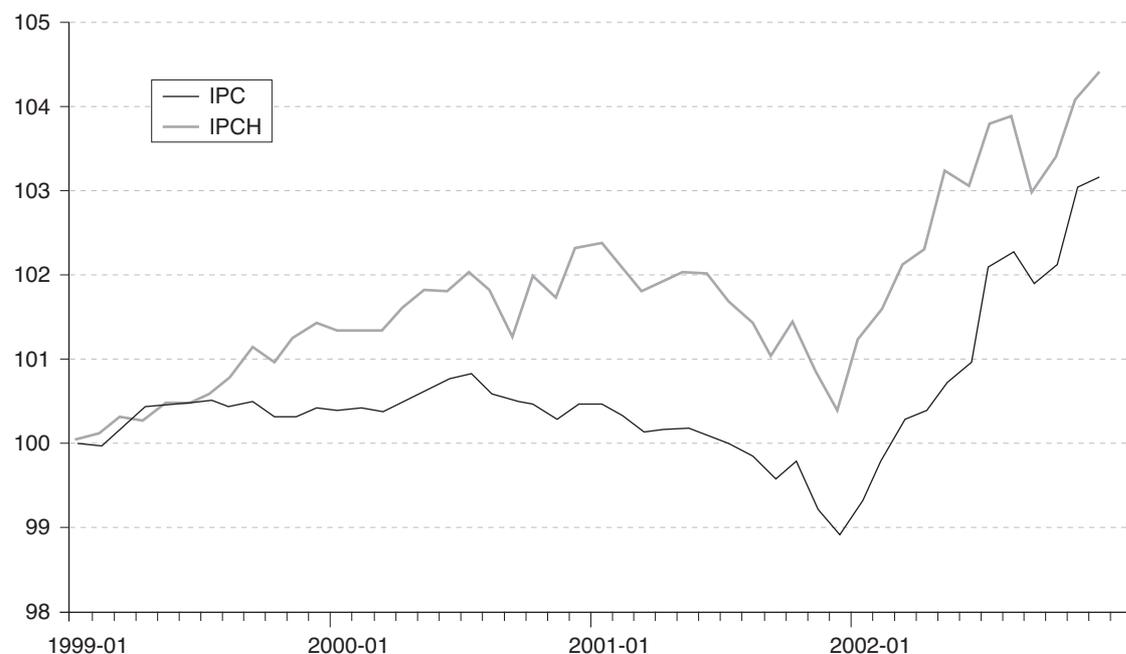
4. Pour les biens, sont concernés les « dispositifs médicaux » : optique, appareils auditifs, bandages, etc.

5. Tant que les paramètres de remboursement de Sécurité sociale restent inchangés.

6. Le mois de décembre précédent, aussi bien pour l'IPC que pour l'IPCH.

Graphique II
Les indices de prix IPC et IPCH de la santé (1) de 1999 à 2002

Base 100 en janvier 1999



1. Produits pharmaceutiques, autres produits médicaux, produits et appareils thérapeutiques, services médicaux et paramédicaux, services dentaires, services hospitaliers.
Source : Insee.

traies à la relation (3). Elles résultent donc de changements des tarifs de référence ou bien des taux de la Sécurité sociale. Toutefois, l'indice d'ensemble des produits de santé est trop agrégé pour faire ressortir clairement le lien entre de telles modifications et les évolutions opposées des deux indices. Il faut pour cela « descendre » à un niveau plus fin, celui des *services des médecins* par exemple.

Le graphique III présente les indices correspondants pour les années 1999 et 2000, période suffisante pour illustrer l'analyse. Au cours de ces deux années, les modalités de remboursement de la Sécurité sociale sont restées inchangées, sauf en mars 1999, marqué par une hausse de 12 % des actes de radiologie, et en mai 2000, avec une hausse sensible du prix moyen des visites à domicile des médecins généralistes du fait d'une majoration de 60 francs pour les personnes âgées de plus de 75 ans atteintes d'une affection de longue durée. On observe alors des évolutions divergentes de l'IPC et de l'IPCH : dans les deux cas, l'IPCH baisse alors que l'IPC augmente.

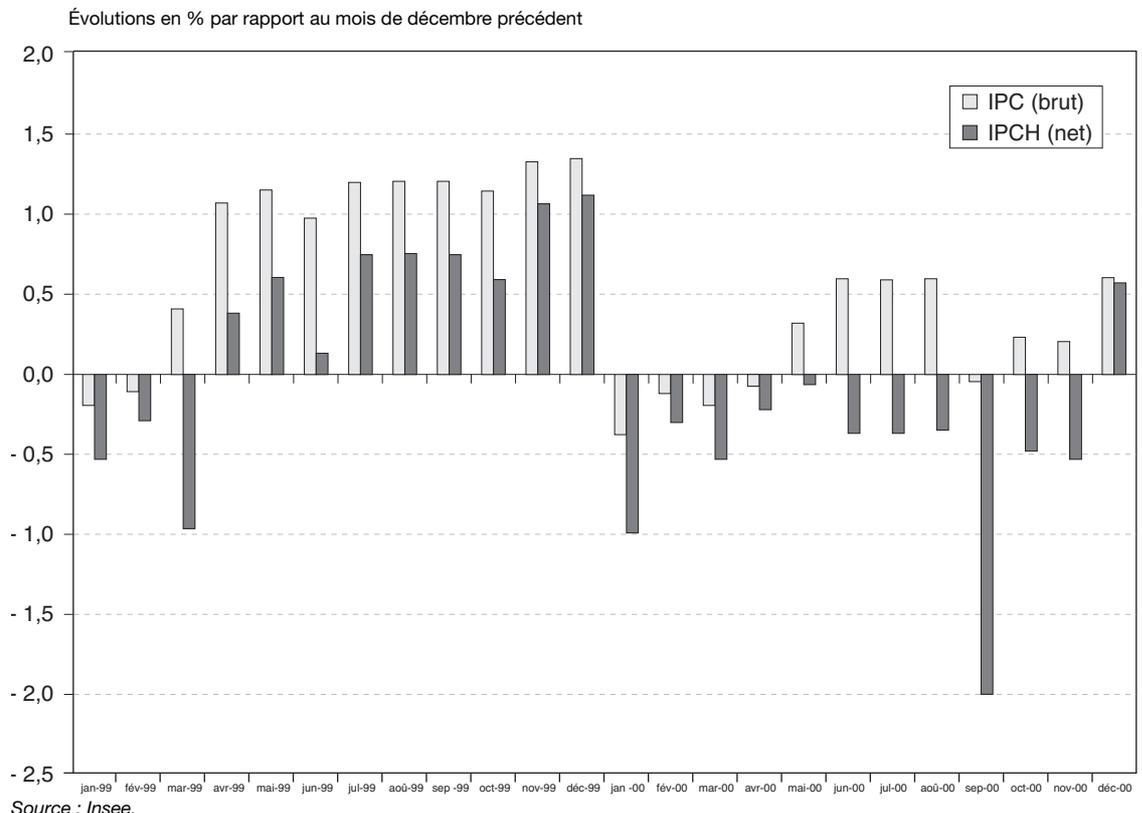
De fait, lorsque la Sécurité sociale révisé ses tarifs de référence (ou ses taux de remboursement), la relation entre les évolutions brutes et nettes devient plus complexe que la relation (3).

Elle dépend fondamentalement, surtout s'agissant des médecins et des dentistes, de leur réaction à une modification des paramètres de remboursement de la Sécurité sociale. Une hausse (baisse) du tarif de référence sera en général *partiellement compensée* par une baisse (hausse) des dépassements (cf. relation (1)). Au total, les prix bruts augmenteront (diminueront) tout de même. Par contre, le poids des dépassements étant plus important dans les prix nets (cf. relation (2)), leur diminution (augmentation) pourra conduire à une baisse (hausse) des prix nets. C'est ce qui s'est produit en mars 1999 puis en mai 2000 (cf. graphique III).

Pour que la réduction des dépassements conduise à une évolution des prix nets de sens opposé à celle des prix bruts, il faut qu'elle soit importante mais pas trop, sans quoi les deux types de prix baisseront. L'effet sur les évolutions comparées des prix bruts et des prix nets d'une variation des tarifs de référence n'est donc pas simple, même si les taux de remboursement restent fixes. On montre (cf. annexe 1), dans ce cas, que les prix bruts et nets évoluent en *sens inverse* si et seulement si :

$$\frac{\tau_{Dep}}{\tau_{Ref}} \in] -\alpha, -\beta [\quad (4)$$

Graphique III
Les indices de prix IPC et IPCH des services des médecins en 1999 et 2000



où τ^{Dep} (resp. τ^{Ref}) désigne le taux d'évolution des dépassements (resp. des tarifs de référence) par rapport à la période de base et α (resp. β) est la part de la *dépense de référence* (resp. du *ticket modérateur*) dans le total des *dépassements* à la période de base.

On peut d'ailleurs décrire complètement la relations entre les évolutions comparées des prix bruts et nets d'une part et celles des tarifs de référence et des dépassements d'autre part (7) (cf. annexe 1). Cette relation est représentée par la courbe sur le schéma 1. Considérons, par exemple, une hausse des tarifs de référence. Si les dépassements ne baissent pas assez ($\tau^{Dep} > -\beta\tau^{Ref}$), voire augmentent aussi, indices brut et net augmentent tous les deux. Si $\tau^{Dep} = -\beta\tau^{Ref}$, alors l'indice brut augmente toujours mais l'indice net reste stable : il y a neutralisation exacte de la hausse du ticket modérateur par un mouvement contraire des dépassements. Si $-\alpha\tau^{Ref} < \tau^{Dep} < -\beta\tau^{Ref}$ alors (relation (4)) l'indice brut augmente toujours mais maintenant l'indice net recule. Si $\tau^{Dep} = -\alpha\tau^{Ref}$ alors l'indice net recule encore mais maintenant l'indice brut est stable : il y a neutralisation exacte des changements de tarifs de référence par un mouvement contraire des dépassements. Enfin, si $\tau^{Dep} < -\alpha\tau^{Ref}$ alors indices net et brut diminuent tous les deux.

Le schéma 1 fait apparaître des situations limites dont l'analyse est intéressante. D'une part,

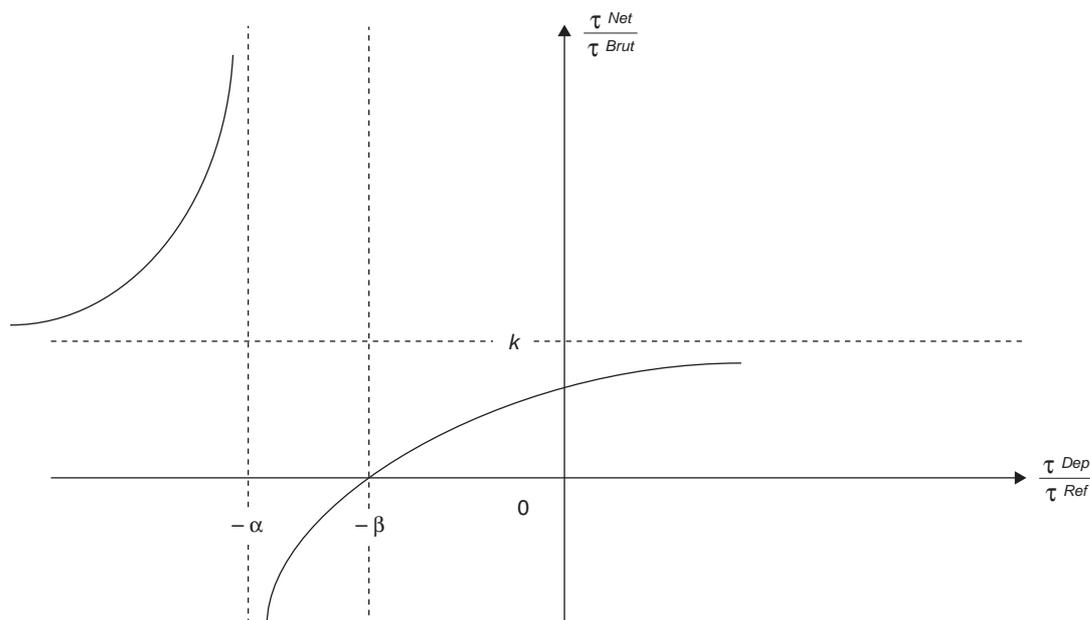
lorsque l'évolution du tarif de référence devient négligeable, c'est-à-dire que l'on se rapproche de la situation examinée précédemment, caractérisée par l'absence de modification des remboursements de Sécurité sociale. Le ratio τ^{Dep}/τ^{Ref} tend alors vers l'infini (plus ou moins) de sorte que le ratio τ^{Net}/τ^{Brut} tend vers la valeur asymptotique k : on retrouve ainsi la relation (3). D'autre part, lorsque le ratio τ^{Dep}/τ^{Ref} passe par la borne $-\alpha$ l'évolution des prix bruts s'annule (cf. *supra*), si bien que le ratio τ^{Net}/τ^{Brut} « explose ». Une telle « explosion » s'est produite septembre en 2000 (cf. graphique III) : alors que depuis mai les évolutions des prix bruts et nets étaient systématiquement opposées, autrement dit que la relation (4) était satisfaite, en septembre le ratio τ^{Dep}/τ^{Ref} sort de la fourchette et « descend » juste en dessous de la borne $-\alpha$: les prix bruts sont alors quasi stables ($-0,1\%$ pour l'IPC par rapport à décembre 1999) alors que les prix nets (l'IPCH) reculent de $-2,1\%$ ($\tau^{Net}/\tau^{Brut} = 36$).

Effets comparés d'un changement de qualité sur les indices bruts et nets

Le traitement des changements de qualité des produits dans le calcul des indices de prix est difficile. Le cas des médicaments, qui posent le

7. Toujours dans l'hypothèse de taux de remboursement inchangés.

Schéma 1
Évolutions relatives des prix bruts et nets en fonction de celles des tarifs de référence et des dépassements



problème des nouveaux produits est bien connu. Avec les services des médecins et des dentistes, les « produits » dont on relève le prix, croisement d'un type d'acte, de la spécialité du praticien et de son mode de conventionnement, sont supposés suffisamment homogènes pour que le problème de la qualité ne se pose pas. Le calcul des prix moyens est affecté par le changement de mode de conventionnement des praticiens, phénomène rare, pour lequel le changement de tarification des actes est considéré comme une variation pure de prix car il est peu probable que les médecins modifient leurs habitudes de travail dès qu'ils changent de conventionnement.

Un aspect nouveau du traitement de l'« effet qualité » est apparu avec le suivi concomitant des prix nets et des prix bruts : les corrections devant être effectuées sur chacun des deux indices sont-elles identiques ? Rappelons que dans l'IPC comme dans l'IPCH, chaque mois le prix d'un article est comparé à son prix du mois de décembre précédent, le « prix de base ». Lorsque la qualité d'un produit change, on recalcule un nouveau prix de base (prix en décembre précédent du nouveau produit). Le rapport entre le nouveau prix de base et l'ancien est l'« effet qualité » :

$$eq_{m/m-1} = \frac{pb_{j,m}}{pb_{i,m-1}} \quad (5)$$

en désignant par pb (resp. pc) les prix de base (resp. courants), m un mois et i, j un article suivi dans l'indice le mois $m-1$ et son remplaçant le mois m . On établit aisément (8) qu'il s'agit de la composante de l'évolution du prix entre les mois $m-1$ et m qui résulte exclusivement du changement de qualité :

$$\frac{pc_{j,m}}{pc_{i,m-1}} = ep_{m/m-1} eq_{m/m-1} \quad (6)$$

le terme $ep_{m/m-1}$ mesurant l'évolution « pure » de prix. La connaissance de l'effet qualité permet donc, à partir de l'évolution apparente de prix, d'en déduire l'évolution pure.

Dans le cas des biens de santé, appareils et matériels thérapeutiques (optique, prothèses auditives, etc.), cette analyse est mise en œuvre pour les prix bruts dans le calcul mensuel de l'IPC. Par contre, le traitement de l'effet qualité dans le cadre des prix nets soulève une difficulté conceptuelle : ces prix sont ceux de quels

produits ? Ou encore, quelle est la notion de « volume » qui s'y rattache ? Deux points de vue (au moins) sont possibles : soit il s'agit des produits sous-jacents aux prix bruts, soit il s'agit seulement d'une *partie* de ces produits, mesurée par la part, à la période de base, du prix net dans le prix brut du produit. Dans la première approche, retenue pour le calcul de l'IPCH, le produit étant *physiquement* le même en brut comme en net, le changement de qualité aussi :

$$eq_{m/m-1}^{Net} = eq_{m/m-1}^{Brut} \quad (7)$$

soit :

$$eq_{m/m-1}^{Net} = \frac{pb_{j,m}^{Brut}}{pb_{i,m-1}^{Brut}} \quad (8)$$

En déflatant la dépense de consommation des ménages (cf. encadré 1) avec l'IPCH, on obtient le même « volume » qui en déflatant leur consommation effective par l'IPC.

Assurance santé complémentaire : d'abord définir le produit

Les dépenses de santé nettes des remboursements de Sécurité sociale sont à la charge des ménages. Plus de 80 % d'entre eux ont recours à une assurance santé complémentaire pour y faire face. Un autre règlement européen en a imposé l'introduction dans l'IPCH en janvier 2000 (Journal officiel des Communautés européennes, 1999a).

L'assurance santé complémentaire permet de mutualiser les coûts, après les remboursements de la Sécurité sociale, engendrés par les troubles de santé, qu'ils soient liés à des maladies ou des accidents. Il existe certes des classifications des maladies, celle du CreDES ou bien la Classification Internationale des Maladies, mais en fait ces maladies ne sont appréhendées par les assureurs, et donc dans un indice de prix de l'assurance santé, qu'au travers de la *série de consommation de produits* qu'elles entraînent. Ainsi, par exemple, une affection comme la grippe peut engendrer la série de consommation des produits de santé suivante : une visite chez un médecin généraliste conventionné, l'achat de médicaments, le recours au service d'un auxiliaire médical (infirmière). Cependant, une

8. En faisant l'hypothèse que les prix sont des prix d'équilibre et que leur rapport reflète celui des « volumes ».

affection *différente* (une angine, une entorse, etc.) peut entraîner la *même* série de consommation de produits de santé. Ainsi, le *risque* encouru par les assurés n'est finalement pas (pour l'assureur) de contracter une maladie, mais de devoir recourir à la *consommation de divers produits de santé* (cf. tableau 1).

Tableau 1
Les risques couverts par l'assurance complémentaire santé sont nombreux

1. Biens médicaux
1.1. Produits pharmaceutiques
1.2. Appareils, accessoires, prothèses (hors dentaires)
1.3. Optique
<i>Montures</i>
<i>Verres</i>
<i>Lentilles</i>
2. Services médicaux
2.1. Médecins (généralistes ou spécialistes)
<i>Conventionnés</i>
<i>Visites</i>
<i>Consultations</i>
<i>Non conventionnés</i>
<i>Visites</i>
<i>Consultations</i>
2.2. Auxiliaires médicaux
<i>Infirmiers, kiné, etc.</i>
<i>Radiologie</i>
<i>Actes de laboratoire</i>
2.3. Dentistes
<i>Soins</i>
<i>Prothèses acceptées par la Sécurité sociale</i>
<i>Orthodontie acceptée par la Sécurité sociale</i>
<i>Prestations refusées par la Sécurité sociale</i>
2.4. Hôpitaux
<i>Forfait hospitalier</i>
<i>Chambre particulière</i>
<i>Frais d'accompagnement</i>
2.5. Maternité
<i>Soins</i>
<i>Forfait naissance</i>
2.6. Cures thermales
<i>Avec accord de la Sécurité sociale</i>
<i>Soins</i>
<i>Forfait</i>
<i>Sans accord de la Sécurité sociale</i>
<i>Soins</i>
<i>Forfait</i>
2.7. Transport (ambulance)

L'assureur propose à l'assuré de prendre en charge une *partie* de la dépense p^{net} résultant de la consommation de chacun de ces produits de santé et restant à sa charge une fois pris en compte le remboursement de la Sécurité sociale. Ce remboursement complémentaire est en effet « plafonné ». Formellement, il a l'expression suivante :

$$\lambda_K(p^{net}) = \inf \{ p^{net}, K \} \quad (9)$$

Le « plafond » d'indemnisation K , fixé par l'assureur, est d'une expression assez complexe. Il dépend en effet du taux de remboursement de la Sécurité sociale t et du tarif de référence π : $K = \alpha(t)\pi + \beta$. Le coefficient β est un forfait, principalement sur les actes en optique ou dentaires. Mais, en général, ce forfait vaut zéro. On parle de couverture inférieure, égale ou supérieure au ticket modérateur selon que α est inférieur, égal ou supérieur à 1. L'expression du coefficient α en fonction du taux de remboursement de la Sécurité sociale est variable selon les assureurs et les contrats (cf. encadré 2).

Un exemple éclairera ce mécanisme de plafonnement. Il s'agit de la consultation d'un médecin spécialiste facturée 425 francs (la dépense brute). Le tarif de référence est de 150 francs, le dépassement est donc de 275 francs. La Sécurité sociale rembourse au taux de 70 %, soit 105 francs, laissant un ticket modérateur de 45 francs. Après remboursement par la Sécurité sociale, la dépense restant à la charge du patient est de 45 + 275 francs, soit 320 francs. Le remboursement de l'assureur complémentaire selon le type de couverture et la valeur de τ (cf. encadré 2) est indiqué dans le tableau suivant :

τ	Type 1	Type 2	Type 3	$\tau/(1 + \tau)$
80 %	15	84	120	0,44
100 %	45	105	150	0,50
200 %	195	210	300	0,66
300 %	320	315	320	0,75
400 %	320	320	320	0,80

Les cases grisées correspondent aux contrats ne donnant lieu qu'à une prise en charge partielle de la dépense nette de l'assuré. On observe que la garantie de type 2 offre une couverture supérieure à celle de la garantie de type 1 pour les valeurs de τ égales à 80, 100 et 200 % qui correspondent à un ratio $\tau/(1 + \tau)$ inférieur au taux de remboursement de la Sécurité sociale (70 %).

Le versement de prestations par les assureurs est la contrepartie de versements de primes par les

ménages. Les indices de prix des assurances sont depuis longtemps l'objet d'un débat sur l'opportunité de suivre les primes plutôt que le prix du service d'intermédiation fourni par les assureurs (en gros, les primes versées diminuées des prestations reçues). On ne l'abordera pas ici. La pratique et un règlement européen ont de toutes façons tranché en faveur des primes. Ce sont elles que l'on suit dans l'IPC et l'IPCH depuis janvier 2000 (9).

Pour comprendre la construction de cet indice de prix, il convient d'abord de clarifier la définition du produit dont on suit le prix. Un produit d'assurance doit être regardé comme un « billet de loterie » qui procure un paiement $\lambda_K(x) = \inf\{x, K\}$ lorsqu'un aléa x se réalise (c'est-à-dire $x > 0$). Cet aléa est la dépense nette résultant de la consommation de produits de santé au sens du tableau 1. La loi de probabilité de cette dépense est variable d'un individu à un autre : elle dépend de l'âge, du sexe, de la profession exercée, de l'état de santé, de la situation familiale si l'assuré couvre des ayants droit, etc. Avec le plafond K , elle détermine le prix (la prime) du produit d'assurance. Pour un type de couverture K donné, il y a donc autant de produits d'assurance qu'il y a de lois. Formellement, un produit d'assurance est ainsi défini par la donnée d'une couverture K et d'une loi de probabilité μ quant au niveau de la dépense nette résultant de la réalisation du risque. En fait, un produit d'assurance santé complémentaire couvre de nombreux risques, plus

d'ailleurs que ne le font les contrats d'assurance automobile ou habitation. Un produit d'assurance est donc une famille $(K_i, \mu_i)_i$ où i parcourt les différents risques énumérés dans le tableau 1.

À chaque catégorie d'assurés, définie par le croisement des critères d'âge, de sexe, de composition familiale, etc. et dont les modalités peuvent être nombreuses (une dizaine de tranches d'âge par exemple), correspondent les mêmes lois relatives aux divers risques encourus. L'adéquation entre lois d'occurrence des risques et catégories d'assurés est d'autant meilleure que l'on multiplie les critères et affine leurs modalités. Les assureurs appliquent les mêmes tarifs (pour un niveau de couverture donné) au sein de chaque catégorie. D'une catégorie à une autre, ces tarifs sont cependant différents, soit pour réduire le risque moral, soit dans un souci d'action sociale. La construction d'un indice de prix nécessite donc de recueillir une information très riche auprès des opérateurs : la répartition, pour chaque couverture, des assurés par catégorie. L'indice est en effet de type Laspeyres : les prix $p_{K, \mu}$ des produits (K, μ) où, on l'a vu, K est un système de couvertures et μ peut être regardé comme une classe d'assurés présentant des risques voisins,

9. Les assurances automobile et habitation ont été introduites en janvier 1996 et janvier 1997 respectivement.

Encadré 2

LES DIFFÉRENTS TYPES DE COUVERTURES EN ASSURANCE SANTÉ COMPLÉMENTAIRE

Les assureurs proposent trois types de « plafonds » K .

Type 1

Augmenté du remboursement r de Sécurité sociale, il s'agit d'un taux τ (supérieur à t) du tarif de référence auquel on ajoute un forfait β pour certains actes :

$$K + r = \tau\pi + \beta$$

Ainsi :

$$K = (\tau - t)\pi + \beta \quad \text{donc} \quad \alpha(t) = \tau - t$$

Type 2

Un taux τ du remboursement de la Sécurité sociale (augmenté éventuellement d'un forfait) :

$$K = \tau r + \beta$$

Ainsi :

$$K = \tau t \pi + \beta \quad \text{donc} \quad \alpha(t) = \tau$$

Type 3

La Sécurité sociale rembourse un taux t du tarif de référence π . L'assureur propose d'augmenter ce taux d'un taux τ (augmenté éventuellement d'un forfait) :

$$K + r = (t + \tau)\pi + \beta$$

Ainsi :

$$K = \tau\pi + \beta \quad \text{donc} \quad \alpha(t) = \tau$$

Dans la pratique, $\tau = 200\%$, 300% ou davantage. On a $\tau - t$ et $\tau t \leq \tau$, l'effet du paramètre β étant négligeable, de sorte que la garantie de type 3 est préférable (1) aux deux autres. La hiérarchie entre les garanties 1 et 2 dépend des taux τ et t : 2 est préférable à 1 si $t > \tau/(1 + \tau)$.

1. Avant considération du prix du contrat.

sont pondérés à la période de base (décembre de l'année précédente) et la période sous revue (un mois quelconque de l'année en cours) par les effectifs de la classe μ à la période de base. L'indice élémentaire relatif aux produits offrant une couverture K est donc :

$$I_{K,\mu}^{m/0} = \frac{\sum_{\mu} q_{K,\mu}^0 p_{K,\mu}^m}{\sum_{\mu} q_{K,\mu}^0 p_{K,\mu}^0} \quad (10)$$

où l'exposant renvoie à la période (0 est le mois de décembre précédent, m le mois courant) et $q_{K,\mu}^0$ est le nombre d'assurés appartenant à la classe de risque μ et de couverture K le mois de base. Ces indices élémentaires sont ensuite agrégés pour parvenir à l'indice d'ensemble (cf. encadré 3).

Les indices français et allemand des prix de l'assurance santé complémentaire sont très voisins (cf. graphique IV). Les prix des contrats sont essentiellement révisés en janvier. La situation est très différente au Royaume-Uni : très forte et régulière hausse de prix (+ 30 % en trois ans) avec des révisions continues en cours d'année.

De l'indice des primes à l'indice des services d'assurance

Le montant total P_t des primes à la période $t = 0$ ou 1, augmenté du solde Δ_t des revenus de placements et des provisions, se décompose en deux termes : S_t la rémunération du service et C_t les indemnités reversées aux assurés : $P_t + \Delta_t = S_t + C_t$. L'indice de prix du service S est approximé, dans l'IPCH et l'IPC, par celui des primes P . Introduisons le « biais d'approximation » (BA) par la relation : $\tau_S = \tau_P + BA$, dans laquelle τ_S désigne le taux de croissance de l'indice des services et τ_P celui de primes. Ce biais est le correctif à ajouter à l'évolution des primes pour obtenir celui du service. Quelle est l'ampleur de ce biais d'approximation ? On peut s'en faire une idée à partir des évolutions des montants qui apparaissent dans l'égalité comptable précédente. L'évaluation de ces montants, réalisée dans le cadre de la comptabilité nationale, est toutefois délicate : elle doit prendre en compte les trois catégories d'assureurs, les données ne sont disponibles qu'à un rythme annuel, il est difficile de faire la part entre le risque « santé » et les autres risques couverts (le risque « prévoyance » notamment). Il s'agit cependant de dégager des ordres de

Encadré 3

LE CALCUL DE L'INDICE DE PRIX DE L'ASSURANCE SANTÉ COMPLÉMENTAIRE

Le concept de base est celui de *produit d'assurance* ou de *contrat* fournissant une *couverture* donnée pour un *niveau de risque* donné, donc une *catégorie d'assurés* donnée. Une catégorie d'assurés est définie par le croisement de nombreux critères – tranche d'âge, sexe, composition familiale, tranche de revenus, etc. – dont les modalités peuvent être nombreuses (une dizaine de tranches d'âge par exemple). Le nombre de contrats distincts sous-jacents à une couverture peut donc être très élevé. Le contrat a un prix unique contrairement à la couverture puisqu'elle dépend du niveau de risque donc de la catégorie d'assurés qu'elle concerne. Il convenait donc d'échantillonner dans *l'univers des contrats*. On a d'abord éclaté cet univers en quatre strates par croisement de deux critères : le type d'assureur, *société* ou *mutuelle/institution de prévoyance*, et le type de contrats, *individuels* ou *collectifs*.

Un tirage en grappe de contrats

Dans chacune des strates, des *assureurs*, ont été tirés, qui constituent les unités primaires de l'échantillonnage (1). À cet effet, un tirage aléatoire avec probabilités inégales, proportionnelles aux montants des primes ou cotisations, a d'abord été effectué à partir du volet assurance de l'enquête PCV96. Toutefois, le refus de participer à l'échantillon de certains assureurs, la forte concentration de la profession (un petit

nombre d'assureurs couvre la majorité des assurés), l'évolution rapide du marché (fusion, acquisition, aussi bien d'ailleurs chez les mutuelles et institutions de prévoyance qu'entre sociétés) a contraint à abandonner cette approche pour celle du « cut-off ». Un autre argument en défaveur d'un tirage à probabilités inégales est la forte hétérogénéité des assureurs en termes de chiffres d'affaires. Une telle procédure de sondage est en effet peu précise dans ce cas, une révision atypique de prix par un petit assureur de l'échantillon (qui en représentent beaucoup d'autres) pouvant avoir un fort impact sur l'indice d'ensemble. Finalement, 14 sociétés ont été retenues pour les contrats individuels et 11 pour les contrats collectifs. Pour les mutuelles et instituts de prévoyance, 21 ont été retenus pour les contrats individuels et 13 pour les contrats collectifs. Au total, le chiffre d'affaires des assureurs de l'échantillon (environ 40 milliards de francs en 1999) représente près de 40 % du chiffre d'affaires total du secteur (plus de 100 milliards en 1999).

Chacun de ces assureurs offrant un nombre conséquent de couvertures, seuls les plus importantes ont été retenues (couvrant généralement 70 à 80 % des

→

1. Un assureur est ici regardé comme un ensemble de contrats.

grandeur, la démarche ne prenant évidemment pas en compte les changements de qualité et relevant d'une approche en termes de prix moyens (encore faudrait-il tenir compte de l'évolution de la démographie des assurés). Le graphique V-A indique une corrélation assez grossière entre les évolutions à court terme des primes et celles du service mais meilleure pour les évolutions à moyen terme. Surtout, l'indice des primes, beaucoup plus régulier que celui du service, paraît beaucoup plus robuste, ce qui est un avantage pour faire partie de l'IPC.

On peut analyser la formation du biais d'approximation. En introduisant le ratio $\eta = S_0/(S_0 + C_0)$ et en exploitant le fait que Δ_t est faible devant S_t et C_t , le biais d'approximation admet l'expression suivante (cf. annexe 2) :

$$BA \approx (\eta^{-1} - 1)(\tau_P - \tau_C) + \eta^{-1} \frac{\Delta_0}{P_0} (\tau_\Delta - \tau_P) \quad (11)$$

Encadré 3 (fin)

assurés). Par contre, tous les contrats associés aux diverses couvertures ont été retenus afin de prendre en compte la grande variabilité des révisions tarifaires entre catégories d'assurés auxquelles procèdent les assureurs pour un même produit.

Le cas particulier des contrats collectifs

La procédure d'échantillonnage des contrats collectifs est particulière. On a stratifié l'univers des contrats d'entreprises suivant leur taille (gros, moyens et petits contrats). À l'intérieur de chacune de ces strates, un échantillon d'une dizaine d'entreprises a été tiré. L'évolution suivie des cotisations des salariés est relative à une famille représentative.

Une adaptation aux données disponibles

On a adapté au mieux l'échantillonnage des contrats (et par conséquent le calcul de l'indice) de chaque assureur à l'information qu'il était capable ou disposé à fournir. Les bases de données des assureurs ne sont pas toujours adaptées aux besoins d'informations statistiques. Au total, le nombre de produits échantillonnés est indiqué dans le tableau ci-dessous.

L'indice d'un assureur

La structure de la clientèle d'un assureur par produits (collectifs ou individuels) évolue assez lentement. En outre, même lorsqu'ils cessent de commercialiser un produit, les assureurs sont dans l'obligation de maintenir les contrats aussi longtemps que leurs détenteurs le souhaitent. En conséquence, l'indice d'un assureur est un indice de Laspeyres. On le calcule d'abord au niveau d'une couverture donnée K suivant la relation (10). On en déduit l'indice de l'assureur en agrégeant ces indices à l'aide des chiffres d'affaires à la période de base.

L'indice de l'ensemble des sociétés pour les contrats individuels

La structure des chiffres d'affaires des sociétés pour les contrats individuels évolue assez sensiblement, ce qui suggère d'utiliser une moyenne géométrique pour agréger leurs indices. Cette moyenne est pondérée par la part du chiffre d'affaires des sociétés dans l'ensemble des assureurs de la strate à la période 0 (décembre de l'année précédente). En effet, la moyenne géométrique est un indice à « utilité constante » lorsque les choix des assurés sont relatifs à une fonction d'utilité de type Cobb-Douglas, qui prend bien en compte les substitutions entre produits.

L'indice de l'ensemble des sociétés pour les contrats collectifs et celui des mutuelles et institutions de prévoyance

L'absence de substitution entre contrats collectifs, qu'il s'agisse des sociétés, mutuelles et institutions de prévoyance, et le peu de substitution entre les contrats individuels des mutuelles et des institutions de prévoyance (l'adhésion à certaines mutuelles nécessite généralement des conditions (professionnelles, géographiques, etc.)) suggère l'utilisation d'un indice de Laspeyres avec les mêmes pondérations que précédemment. En effet, l'indice de Laspeyres coïncide avec l'indice à utilité constante sous l'hypothèse que les choix des assurés soient relatifs à une fonction d'utilité à facteurs complémentaires, donc sans substitution.

L'indice d'ensemble

L'indice d'ensemble de l'assurance complémentaire santé est la moyenne, encore une fois pondérée par les chiffres d'affaires, des indices de quatre strates – contrats individuels des sociétés, contrats collectifs des sociétés, contrats individuels des sociétés et des institutions de prévoyance, contrats collectifs des mutuelles et des institutions de prévoyance.

	Sociétés			Mutuelles/IP			Total
	Individuel	Collectif	Total	Individuel	Collectif	Total	
Produits	273	393	666	131	204	335	1001

soit, la valeur du ratio η étant proche d'un tiers :

$$BA \approx 2(\tau_P - \tau_C) - 3 \frac{\Delta_0}{P_0} (\tau_\Delta - \tau_P) \quad (12)$$

Dans ces expressions, τ_P , τ_C et τ_Δ désignent respectivement les taux de croissance des primes, des prestations et du solde des revenus de placements et des provisions. Le montant des produits de placements est faible comparé à celui des primes, de sorte qu'en première approximation :

$$BA \approx 2(\tau_P - \tau_C) \quad (13)$$

Il apparaît ainsi que le biais résultant de l'approximation de l'indice de prix du service par celui des primes est très sensible au différentiel d'évolution $\tau_P - \tau_C$ entre les primes perçues et les indemnités versées et qu'il est d'autant plus grand que le montant du service est faible par rapport aux primes. Le graphique V-B montre que l'estimation de BA par la relation précédente est fiable, et surtout que ce biais d'approximation est important et erratique.

Le problème des prix liés aux revenus

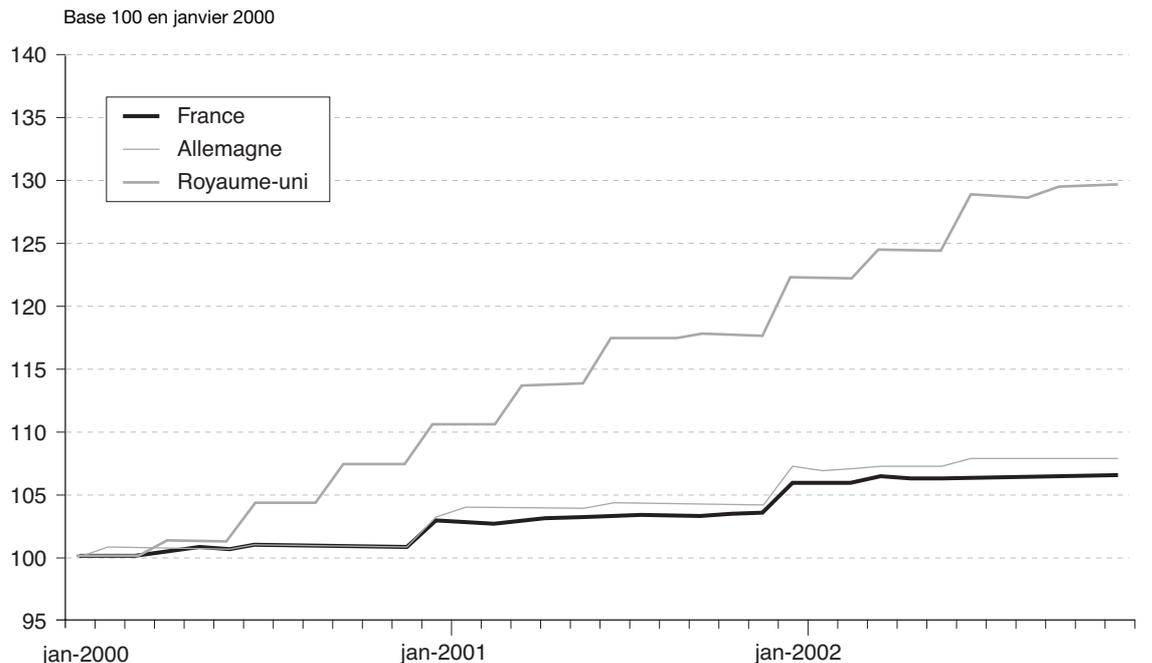
Revenons au problème des prix nets dans la santé et l'action sociale. Dans le domaine de la

santé, la réduction de prix correspond au remboursement de la Sécurité sociale. On en a longuement analysé le mécanisme – tarifs de référence et taux – et l'effet sur la mesure de l'inflation. Dans le cas de l'action sociale, la réduction de prix obéit à une logique différente. Elle est modulée en fonction du statut social du consommateur, composition familiale et ressources notamment (cf. encadré 4). De façon analogue à l'assurance santé complémentaire, la population est classée à partir de ces critères et les prix nets sont variables entre les classes, le prix brut étant le prix le plus élevé.

Parmi les critères qui définissent les classes, il y a les ressources, un critère décisif dans la détermination du prix net à acquitter par les ménages. Le concept de ressources pris en compte dans la fixation des prix est cependant variable (10) selon les produits et même pour un produit donné lorsque les barèmes de tarification sont établis au niveau local. D'une part, ces ressources peuvent se limiter aux salaires ou bien intégrer les allocations, prestations et pensions. D'autre part, il peut s'agir des ressources totales de la famille ou bien des ressources par unité de consommation (le « quotient familial »). La suite de l'analyse sera illustrée à l'aide d'un exemple

10. Le règlement reste vague sur ce point (*Journal officiel des Communautés européennes (1999b)*).

Graphique IV
L'indice de prix de l'assurance santé complémentaire en France, en Allemagne et au Royaume-Uni



Source : Eurostat.

important, celui des services rendus par les crèches, dont l'indice de prix est suivi en brut (IPC) et en net (IPCH) depuis janvier 2000. Le graphique VI éclaire, dans ce cas, sur la diversité des situations possibles quant à la prise en compte des ressources dans les tarifs.

L'indice de Laspeyres lorsque les prix sont liés aux revenus

Comme pour les assurances, il est possible de construire un indice de Laspeyres à partir de la distribution des effectifs des consommateurs par classes. L'approche laspeyrienne, fondement du calcul de l'indice des prix, demande une analyse particulière dans le cas où les prix dépendent des revenus. Un peu de formalisme est nécessaire : R désigne le revenu, Φ_0 (resp. Φ_1) sa distribution au sein de la population à la période 0 (resp. 1) et $p_0(R)$ (resp. $p_1(R)$) le prix du service en fonction du revenu également aux périodes 0 et 1. L'évolution des prix résulte, d'une part, de l'évolution tarifaire stricto sensu (la formule de tarification p_0 en fonction du revenu devient p_1) et, d'autre part, de l'évolution des revenus : un revenu R devient $f(R)$, par exemple une augmentation uniforme des revenus d'un taux γ : $f(R) = (1 + \gamma)R$ pour tout revenu R . Une hausse des revenus a pour effet d'augmenter la dépense des ménages. D'une part, sous l'action d'un pur effet prix résultant, par exemple, du basculement de certains revenus dans la tranche tarifaire supérieure. D'autre part, sous l'effet d'un accroissement (11) des « volumes », une hausse de revenu stimulant la consommation. Le règlement européen demande de ne pas prendre en compte ce second effet en considérant que les

habitudes de consommation sont maintenues. Autrement dit, l'indice est un Laspeyres dans lequel les « quantités » sont les effectifs par revenus. À la période de base, $\Phi_0(R)dR$ consommateurs ont des revenus compris entre R et $R + dR$. On valorise leur consommation au prix qu'ils paient : $p_0(R)$. À la période 1, leurs revenus seront compris entre $f(R)$ et $f(R + dR)$ donc, dans une optique laspeyrienne, on valorise au prix $p_1(f(R))$ la consommation des mêmes $\Phi_0(R)dR$ consommateurs. Ainsi, lorsque les prix sont liés aux revenus, l'indice de Laspeyres a l'expression suivante :

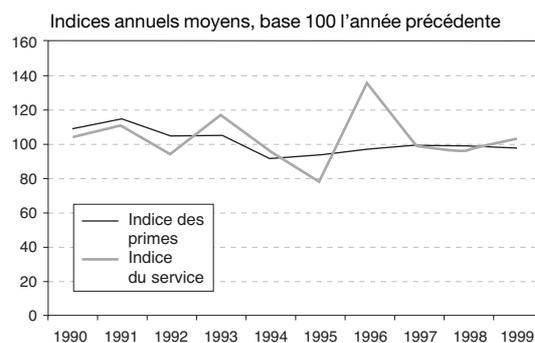
$$I_{1/0} = \frac{\int_0^{\infty} p_1(R)\Phi_0(R)dR}{\int_0^{\infty} p_0(R)\Phi_0(R)dR} \quad (14)$$

Une question difficile est toutefois le choix de la fonction f qui permet de passer des revenus de la période 0 à ceux de la période 1. Le principe d'un indice de Laspeyres est de déterminer des évolutions de prix pures à panier constant en quantité et qualité. Ici le problème ne vient pas du produit consommé (on suppose que le service rendu est le même pour tous), mais de la population utilisatrice. En effet, on doit figer les caractéristiques des consommateurs, car elles peuvent avoir un effet sur les ressources prises en compte, donc raisonner sur une base d'évolution de revenus « hors GVT » (effet glissement, vieillesse, technicité).

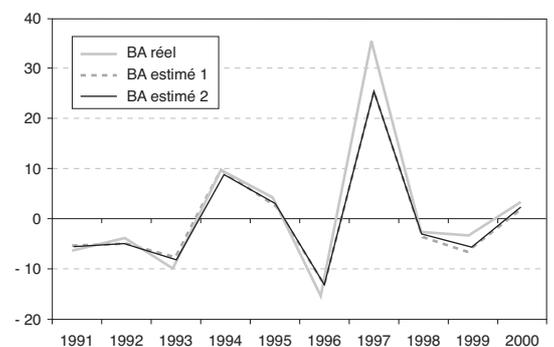
11. Pour les biens « supérieurs ».

Graphique V
Indice des prix de l'assurance santé et biais d'approximation

A - Indices des primes et des services d'assurance santé



B - Le biais d'approximation (BA) et son estimation



1. En négligeant le terme lié aux revenus de placements.
2. En prenant en compte le terme lié aux revenus de placements.

On cherche en effet à garder constante la structure de cette population entre les deux périodes, donc garder constantes les variables qui influent sur les salaires (et donc sur les revenus) comme le niveau de formation et de qualification, la structure d'emploi par secteur d'activité, l'ancienneté dans l'emploi, en ne faisant varier que les caractéristiques individuelles exogènes.

On pourrait aussi raisonner en termes de panel, c'est-à-dire comparer les revenus aux périodes 0 et 1 d'un échantillon d'utilisateurs de la période 0. L'intérêt serait d'éliminer les effets de structure les plus apparents mais avec l'inconvénient sérieux d'en introduire d'autres. Ainsi la population en 1 aurait un an de plus qu'en 0, donc, s'agissant d'une population de jeunes ménages, plus de qualification, d'expérience professionnelle et d'ancienneté dans l'emploi d'où, toutes choses égales par ailleurs, des revenus salariaux plus importants. S'appuyer sur de telles évolutions de revenus conduirait à intégrer des effets de « GVT positif » en reprenant le vocabulaire habituellement utilisé dans les analyses de salaires, et déboucherait sur des évolutions de revenus surestimées (soit un effet opposé à celui de l'option décrite précédemment).

En pratique, on doit donc rechercher un indice de revenus « hors GVT », représentatif de l'évolution des revenus des consommateurs du service. Le *proxy* retenu est l'indice du salaire

mensuel brut de base calculé (à structure constante) trimestriellement par le Ministère du Travail.

Il est assez remarquable de pouvoir exprimer, avec un changement de variable approprié, l'indice de Laspeyres comme un *indice de valeur unitaire* (cf. annexe 3) :

$$I_{1/0} = \frac{\int_0^{\infty} p_1(R)\Phi_1(R)dR}{\int_0^{\infty} p_0(R)\Phi_0(R)dR} = \frac{\bar{p}_1}{\bar{p}_0} \quad (15)$$

Dans le cas d'une évolution *uniforme* des revenus au taux γ et de prix *proportionnels* aux revenus – au taux τ_t à la période $t = 0$ ou 1 – l'indice des prix à la période 1, $(1 + \gamma)\tau_1/\tau_0$, résulte d'une part de l'évolution pure des revenus $(1 + \gamma)$ et d'autre part de celle de la tarification (τ_1/τ_0) . Dans le cas de prix proportionnels aux revenus mais avec un *coût fixe*, l'indice a une expression simple : le rapport entre le prix du service pour un revenu moyen à la période courante et à la période de base (les coûts fixes et moyens ayant pu changer).

Élasticité des prix aux revenus

Dans le cadre de tarifications plus complexes, il n'y a pas d'expression simple de l'indice, et la

Encadré 4

PRIX NETS ET REVENUS : DES LIENS PLUS OU MOINS COMPLEXES

Le mécanisme par lequel certains prix nets, c'est-à-dire certains transferts sociaux en nature, dépendent des revenus est plus ou moins complexe et compliqué notablement le calcul de l'IPCH.

Ainsi, le prix des *services des employés de maison* est lié aux ressources lorsque ceux-ci incluent la garde d'enfants au domicile des parents (les *assistantes maternelles* gardent les enfants à leur propre domicile). L'âge de l'enfant gardé et les ressources des parents (ces deux critères sont croisés) déterminent le niveau de prise en charge par les CAF (via l'AGED : allocation de garde d'enfants à domicile). Cette prise en charge, plafonnée, couvre une partie des cotisations sociales versées au titre des employés de maison.

En ce qui concerne les *assistantes maternelles*, l'aide comporte deux volets. D'une part, l'exonération des charges sociales (patronales et salariales). Elle est accordée sans condition de ressources. D'autre part, une allocation complémentaire (l'AFEAMA : Aide à la famille pour l'emploi d'une assistante maternelle

agréée), fonction de l'âge des enfants gardés (plus ou moins de trois ans), des revenus du ménage (en distinguant plusieurs tranches) et de la composition familiale (nombre d'enfants). Le montant de l'aide est forfaitaire dans chacune des strates obtenues par croisement des trois critères pris en compte. Il ne peut dépasser 85 % du salaire versé à l'assistante maternelle.

Mais la relation entre revenus et prix nets peut être aussi beaucoup plus simple comme dans le cas des services de *déménagement* : un ménage comptant au moins trois enfants dont les ressources sont inférieures à un montant fixé annuellement par les CAF, touche une aide forfaitaire. Il en est de même pour les *dépenses d'hébergement et de transport liées aux cures thermales* : en deçà d'un seuil de ressources (salaires, pensions, rentes, prestations familiales, etc.), variable selon qu'il s'agit d'une personne ou d'un couple, le ménage peut bénéficier d'une aide égale à 65 % du forfait d'hébergement (de l'ordre de 150 euros) et à 65 % des frais de voyage.

connaissance de la distribution des revenus est alors indispensable pour évaluer l'effet d'une hausse uniforme des revenus. On examine d'abord le cas où cette distribution est uniforme par tranches et les prix constants à l'intérieur des tranches de revenus.

Les consommateurs dont les revenus sont élevés à l'intérieur d'une tranche vont basculer dans la tranche suivante et donc payer plus cher. La hausse des revenus étant supposée petite, on ne peut basculer que dans la tranche de revenu suivante. On montre que la part des consommateurs concernés par ce basculement est proportionnelle au nombre de tranches et inversement proportionnelle au rapport de l'étendue des revenus au revenu moyen, rapport qui s'interprète comme le *coefficient de variation* de l'estimation du revenu moyen à partir de la distribution des revenus entre les tranches. Il est facile de calculer le prix moyen payé par les consommateurs après la hausse de revenus donc, d'après l'expression (15), l'indice de prix. On établit ainsi (cf. annexe 4) qu'avec une tarification constante par tranches de revenus, lorsque les revenus augmentent uniformément d'un taux

γ alors, toutes choses égales par ailleurs, l'indice augmente du taux :

$$\frac{\sum_{i=1}^K \frac{p_0(R_i) - p_0(R_{i-1})}{R_i - R_{i-1}} R_i \pi_{i-1}}{\bar{p}_0} \gamma \quad (16)$$

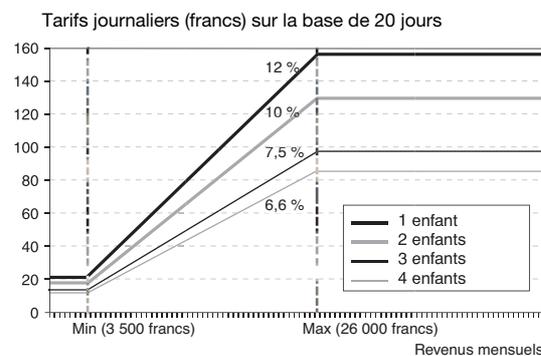
où les R_i sont les limites des tranches de revenus, $p(R_i)$ le tarif dans la tranche de revenus $[R_i, R_{i+1}[$ et π_i la proportion de consommateurs dont le revenu est compris entre R_i et R_{i+1} . Le coefficient appliqué à γ est l'*élasticité des prix aux revenus*.

L'exemple B du graphique VI correspond tout à fait à ce contexte. À formule tarifaire inchangée entre la période de base et la période courante, si les revenus évoluent uniformément au taux γ , l'indice pour chaque composition familiale augmentera du taux suivant :

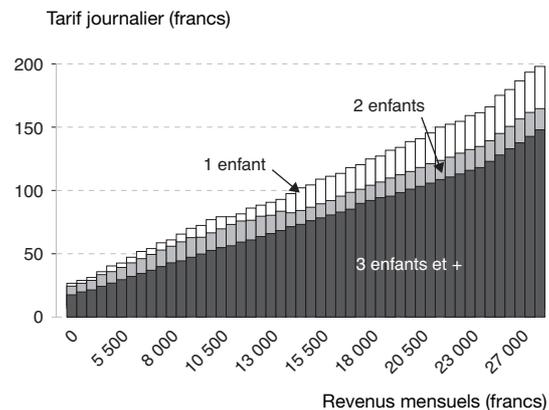
1 enfant	0,85 γ
2 enfants	0,76 γ
3 enfants et plus	0,75 γ
Ensemble	0,81 γ

Graphique VI
Différents type de tarification des crèches par rapport aux revenus (en 2000)

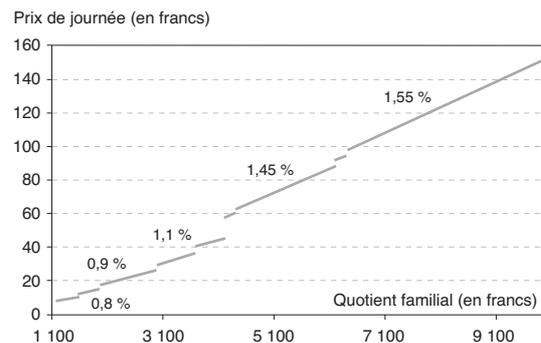
A - Les tarifs préconisés par la CNAF



B - Tarification par tranches de revenus



C - Un cas particulièrement complexe : des tranches et des taux



Ces trois exemples sont relatifs à des crèches dont les prix sont suivis dans le calcul de l'IPCH. L'exemple A correspond aux crèches en « contrat enfance » avec la CNAF. Dans l'exemple B, le prix de journée est calculé à partir des ressources, mais le barème (dépendant de la composition familiale) est dans tous les cas découpé en 48 tranches de revenus. L'exemple C est particulièrement complexe : des tranches de revenus à l'intérieur desquelles sont appliqués des taux différents d'autant plus élevés que la tranche est élevée. Dans cette crèche, le prix de journée est, en outre, fonction du *quotient familial*.

Source : Insee.

On observe que l'élasticité des prix aux revenus est d'autant plus faible que le nombre d'enfants à charge est élevé. Cet exemple, du fait de la multiplicité des tranches, tend vers une tarification *continue* par rapport aux revenus, ce qui est d'ailleurs la situation (« par morceaux ») de la crèche correspondant au cas C du graphique VI. Que devient alors le résultat précédent ?

Au voisinage d'un revenu R , la tarification est obtenue comme un *coût fixe* $c(R)$ auquel s'ajoute un *taux* $p'(R)$ du revenu :

$$p(R + \Delta R) \approx p'(R)(R + \Delta R) + c(R)$$

Dans cette relation, ΔR est petit et $p'(R)$ désigne la dérivée par rapport au revenu de la fonction de tarification p . Le coût fixe $c(R)$ est représenté sur le schéma 2 : il correspond à l'intersection avec l'axe des prix (ordonnées) de la tangente à la courbe de tarification au point $(R, p(R))$: $c(R) = p(R) - p'(R)R$. Ce coût fixe est négatif pour les revenus élevés lorsque la courbe des prix par rapport aux revenus a sa concavité tournée vers le haut, c'est-à-dire que les prix augmentent de plus en plus vite avec le revenu. Sa moyenne, qui peut être positive ou négative, détermine l'élasticité de l'indice aux revenus. On établit en effet (cf. annexe 5) que si les revenus augmentent uniformément du taux γ alors, toutes choses égales par ailleurs, l'indice augmente du taux :

$$\left(1 - \frac{\bar{c}_0}{\bar{p}_0}\right) \gamma \quad (17)$$

Le ratio $\frac{\bar{c}_0}{\bar{p}_0}$ est la part, à la période de base, du coût fixe moyen (12) dans le prix moyen total.

Si le coût fixe moyen est négatif (les revenus élevés l'emportent), l'indice sur-réagit à une variation des revenus ; s'il est positif, il sous-réagit. La tarification par tranches multiples, comme dans le graphique VI-B, évoque une tarification continue *polynomiale* : $p(R) = aR^2 + bR + c$ avec $a > 0$. Dans ce cas « stylisé », mais assez représentatif de certaines formes de tarification pratiquées, l'indice sur-réagit à une variation uniforme γ des revenus si et seulement si :

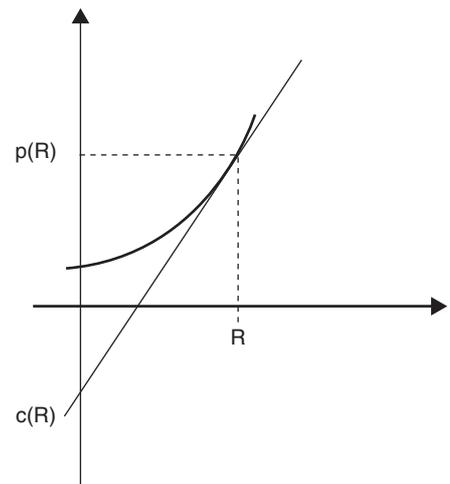
$$\frac{c}{a} < \bar{R}^2 + \sigma^2 \quad (18)$$

où σ est l'écart-type de la distribution des revenus. En effet, on établit facilement

(cf. annexe 6) que le coût fixe moyen est : $\bar{c} = c - a(\bar{R}^2 + \sigma^2)$. La relation (18) est intéressante : le membre gauche de cette inégalité ne fait intervenir que des paramètres de la tarification alors que le membre droit ne dépend que de la distribution des revenus (13). En particulier, si c est négatif il y a sur-réaction des prix à l'augmentation des revenus.

Les calculs d'élasticité ont été menés pour la soixantaine de crèches de l'échantillon IPCH. Les résultats obtenus dans le cas d'une tarification *par tranches* figurent dans le tableau 2. Les calculs ont été effectués avec les tarifs en vigueur dans chaque crèche en janvier 2000 et avec la distribution des ressources dans l'agglomération où est située la crèche ressortant de l'enquête annuelle 1999 réalisée par l'Observatoire des équipements sociaux de la CNAF. Avec la tarification au quotient, les élasticité sont pratiquement toutes inférieures à 1. L'une d'entre elles (correspondant à la crèche 1) est très faible : beaucoup de ménages sont dans la tranche des quotients les plus élevés. Il n'y a donc pas de relation claire entre le quotient moyen et l'élasticité. Avec la tarification au revenu, l'élasticité décroît quand le revenu moyen propre à la crèche augmente. Cela n'est pas surprenant : les ménages sont plus nombreux dans la tranche la plus élevée, dans laquelle la réactivité des prix au revenu est nulle. Par

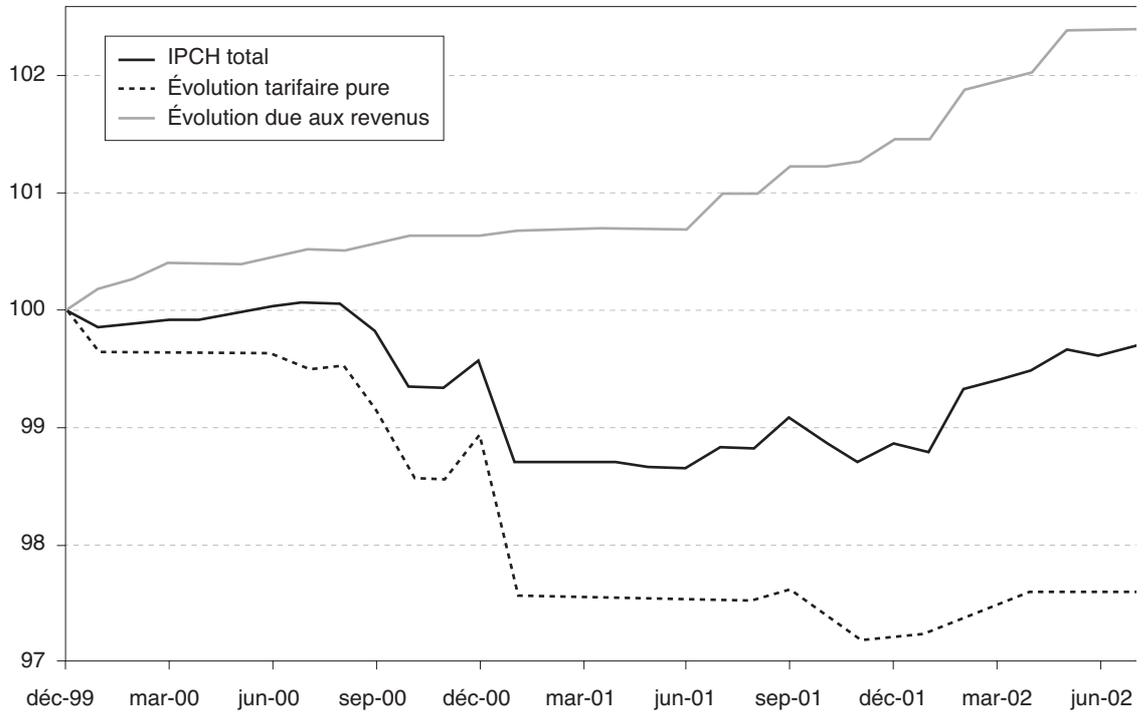
Schéma 2
Localement, le prix est la somme d'un coût proportionnel et d'un coût fixe



$$12. \bar{c} = \int_0^{\infty} c(R)\Phi(R)dR.$$

$$13. m = \int_0^{\infty} R\Phi(R)dR \text{ et } \sigma^2 = \int_0^{\infty} (R - \bar{R})^2 \Phi(R)dR.$$

Graphique VII
Indice de prix IPCH d'une place en crèche : évolution totale, liée aux revenus et aux changements de tarification
 Base 100 en décembre 1999



Source : Insee.

Encadré 5

LE CALCUL DE L'INDICE DE PRIX DES CRÈCHES

Conformément à l'expression (14) d'un indice de Laspeyres lorsque les prix sont liés aux ressources, l'indice de prix des crèches un mois m par rapport au mois de décembre de l'année précédente (période 0) a l'expression suivante :

$$I_{m/0} = \frac{\sum_{R, C, c} p_m(f(R), C, c) q_0(R, C, c)}{\sum_{R, C, c} p_0(R, C, c) q_0(R, C, c)}$$

dans laquelle c désigne une crèche, C la composition familiale d'un ménage et R son revenu, et $q_0(R, C, c)$ le nombre de ménages dans la crèche c , de ressources R et de composition familiale C .

L'indice est estimé à l'aide d'un échantillon d'une soixantaine de crèches, réparties dans une cinquantaine d'agglomérations. Cet échantillon est représentatif de la proportion du nombre de places en crèches offertes par région dans le total des places disponibles.

Contrairement au prix brut (IPC), le prix le plus élevé dans une crèche, les prix nets sont très différenciés et concernent la majorité des ménages. Il convenait donc de suivre davantage de prix pour le calcul de l'IPCH. Ainsi, dans chaque crèche sont suivis les tarifs payés par *trois familles types*, choisies à partir de données de la CNAF ventilant par tranches fines de revenus et selon la structure familiale (un enfant à charge, deux, trois et plus) les ménages ayant recours aux services des crèches. Dans chacune des crèches échantillonnées, on retrouve l'une des trois familles types dans chacune des trois catégories de revenus – gros (premier tiers des revenus fournis par la CNAF), moyens (deuxième tiers) et petits (troisième tiers) – de façon à prendre en compte les évolutions de prix liées aux revenus : modifications de la règle de tarification ou évolutions des ressources. Pour tenir compte du différentiel de revenus entre la région parisienne et la province, les triplets de familles types ont été préalablement ordonnés par revenus décroissants et les premiers ont été affectés aux crèches d'île-de-France.

Tableau 2
Élasticité des prix aux revenus en 2000 dans le cas particulier d'une tarification par tranches de revenus

A - Tarification au quotient

6 crèches suivies dans l'IPCH	Élasticité	Quotient moyen (francs)	Prix moyen (francs)
1	0,26	4 819	92,82
2	0,81	4 561	86,15
3	0,92	3 789	85,24
4	0,92	4 771	79,81
5	1,01	4 470	78,01
6	1,03	4 703	83,91

B - Tarification au revenu selon le nombre d'enfants à charge

6 crèches suivies dans l'IPCH	Élasticité				Revenu moyen (francs)	Prix moyen (francs)
	globale	1 enfant	2 enfants	3 enfants et plus		
7	0,75	0,90	0,60	0,52	15 503	91,54
8	0,76	0,90	0,66	0,38	13 129	72,89
9	0,81	0,86	0,76	0,76	13 250	57,39
10	0,96	1,03	0,81	0,73	11 947	73,90
11	1,02	1,04	0,96	0,88	12 478	68,84
12	1,13	1,13	1,13	1,13	9 083	60,73

Source : Insee.

ailleurs, l'élasticité décroît systématiquement lorsque le nombre d'enfants à charge augmente. Une étude plus approfondie permettrait peut-être d'y voir une volonté d'action sociale.

Sur le graphique VII apparaît l'indice de prix – IPCH – des services des crèches depuis décembre 1999 (la méthodologie de l'indice est présentée dans l'encadré 5) ainsi que ses deux composantes : l'indice de prix résultant exclusivement de l'évolution des revenus des ménages et l'indice découlant purement de révisions des règles de tarification à l'intérieur des crèches. Ces deux effets ont joué en sens contraire, les révisions de barèmes à la baisse – vocation sociale des crèches – contenant la hausse des prix découlant mécaniquement de celle des revenus. L'augmentation des revenus contribue à une hausse sensible de l'indice total du fait d'élasticité souvent proches de 1, notamment dans le cas d'une tarification par tranches de revenus (cf. tableau 2). Hausse des revenus et révision à la baisse des tarifs ont agi de façon décalée dans le temps. La renégociation et l'extension des contrats entre les caisses d'allocations familiales (CAF) et les gestionnaires de crèches est à l'origine du fort mouvement de baisse enregistré en 2000. Avec l'engagement à appliquer les taux préconisés par les CAF, le

prix de journée dans ces crèches a enregistré de fortes baisses (jusqu'à 15 %). À partir du milieu de 2001, ce sont des hausses plus marquées de revenus qui ont rythmé l'évolution de l'indice. Au total, sur l'ensemble de la période, l'indice de prix net des crèches est resté assez stable.

L'augmentation des prix liée à celle des revenus ampute partiellement le gain résultant de la hausse des revenus. Pour une augmentation de revenus au taux uniforme γ , soit $\gamma \bar{R}$, le montant « repris » du fait de l'augmentation de prix qu'elle engendre est $(1 - \bar{c}/\bar{p})\gamma \bar{p}$, c'est-à-dire une proportion $(\bar{p} - \bar{c})/\bar{R}$ de l'augmentation de revenu. Globalement, l'élasticité du prix des services des crèches aux revenus, pour les crèches de l'échantillon suivi dans le cadre du calcul de l'IPCH, est inférieure à 1, autrement dit $\bar{c} < \bar{p}$. La part de l'augmentation des revenus reprise sous la forme d'une augmentation des tarifs des crèches est donc majorée par la part \bar{p}/\bar{R} de la dépense nette en services rendus par les crèches dans les ressources des ménages. Elle est négligeable : un majorant (14) en est fournie par le poids des services des crèches dans l'IPCH, soit 0,2 % \square

14. Car le revenu n'est pas totalement consommé.

BIBLIOGRAPHIE

Journal officiel des Communautés européennes (1999a), Règlement n° 1617/1999 de la Commission sur les normes minimales pour le traitement de l'assurance dans l'IPCH, 23 juillet 1999.

Journal officiel des Communautés européennes (1999b), Règlement n° 2166/1999 du Conseil sur

le traitement de la santé, de l'enseignement et de la protection sociale dans l'IPCH, 8 octobre 1999.

Petit G. (1992), « Un nouveau suivi des prix des actes médicaux », *Courrier des statistiques*, n° 58-59, Insee.
