

# Évaluation des politiques de santé : pour une prise en compte équitable des intérêts des populations

Marc Fleurbaey \*, Stéphane Luchini \*\*, Erik Schokkaert \*\*\*,  
Carine Van de Voorde \*\*\*\*

---

Deux méthodes sont généralement envisagées pour l'évaluation des politiques de santé. L'approche *coût-bénéfice* s'appuie sur la somme des consentements individuels à payer : elle respecte les préférences individuelles mais elle donne une priorité aux préférences des plus riches car leurs consentements à payer sont en général plus élevés. L'approche *coût-efficacité* sélectionne les politiques assurant le gain le plus élevé en matière de santé globale, à coût total donné. Elle n'avantage pas les individus à revenu élevé, mais elle peut avoir d'autres effets indésirables : par exemple favoriser le traitement d'une affection bénigne qui profitera au plus grand nombre par rapport à une affection grave touchant peu de personnes.

Une variante de l'analyse coût-bénéfice évite ces différents écueils. Elle consiste à pondérer les consentements à payer par des coefficients qui varient en sens inverse d'un indicateur de bien-être individuel combinant revenu et état de santé. L'indicateur choisi est le revenu équivalent santé : il s'agit du revenu effectif de l'individu diminué du montant auquel il serait prêt à renoncer pour être en parfaite santé. A revenu donné, il décroît donc quand la santé se détériore. Contrairement à des indices d'utilité subjective, il a l'avantage de ne s'appuyer que sur les préférences ordinales des individus.

Cette approche est mise en œuvre à l'aide d'une enquête conduite sur un échantillon représentatif de la population française. Compte tenu de leurs contraintes financières, les personnes à bas revenu accordent moins d'importance relative à leur état de santé. Mais les coefficients obtenus permettent néanmoins de surpondérer les individus les moins favorisés cumulant faible revenu, mauvaise santé et forte préférence pour l'amélioration de cette santé. Ces coefficients sont ensuite mobilisables pour l'évaluation de toute politique pour laquelle on connaîtrait les consentements individuels à payer.

---

\* Princeton University, \*\* CNRS, Université de la Méditerranée, \*\*\* CORE, Université de Louvain-la-Neuve et Katholieke Universiteit Leuven, \*\*\*\* Katholieke Universiteit Leuven.

Ces travaux ont été réalisés avec le soutien de la Chaire Santé, placée sous l'égide de la Fondation Du Risque (FDR) en partenariat avec PSL, Université Paris-Dauphine, l'ENSAE et la MGEN. Nous remercions des rapporteurs anonymes ainsi que Brigitte Dormont et Chantal Cases pour leurs très utiles commentaires et suggestions.

Les pratiques d'évaluation en matière de politique publique de santé oscillent régulièrement entre deux extrêmes. D'un côté, l'analyse *coût-bénéfice* traditionnelle suscite la méfiance en raison de l'usage qu'elle fait de l'étalon monétaire et en raison d'une tendance naturelle à favoriser ceux qui, du fait de leur richesse, ont d'importants consentements à payer. Elle est d'ailleurs peu utilisée dans le domaine de la santé. À l'opposé, l'analyse *coût-efficacité*, qui ne met en œuvre que des mesures de résultats en matière de santé pour un euro dépensé, a l'inconvénient de ne pas éclairer les arbitrages entre dépenses de santé et autres dépenses – les mesures de résultats qu'elle utilise faisant tout autant que l'analyse coût-bénéfice l'objet de controverses. L'expérience célèbre et malheureuse des *QALYs* en Oregon a montré qu'une approche trop agrégative des résultats de santé pouvait s'avérer grossièrement inéquitable (Hadorn, 1991)<sup>1</sup>.

Il existe comme nous le verrons des méthodes d'évaluation équitable qui permettent d'échapper en partie à ces difficultés. Ces méthodes présentent en conséquence deux avantages importants : 1) la possibilité d'introduire une priorité pour ceux qui sont objectivement les plus défavorisés ; 2) le respect des préférences individuelles aussi bien en matière de santé qu'en matière d'arbitrage entre santé et autres biens. L'idée de donner une plus grande priorité aux plus défavorisés est une idée commune et qui a été particulièrement mise en avant dans les débats sur la justice sociale suscités par l'œuvre du philosophe John Rawls. Quant au respect des préférences individuelles, principe traditionnel en économie du bien-être (la souveraineté du consommateur), il fait l'objet de discussions à la suite des études comportementales montrant que les personnes ne sont pas toujours capables de faire des choix de manière rationnelle, et que leurs préférences sont malléables et vagues. Mais le seul critère légitime d'arbitrage entre les divers biens qui s'offrent au cours d'une vie humaine reste l'appréciation du sujet humain lui-même. Dans la mesure où différentes personnes peuvent former des projets rationnels de vie, elles accorderont des priorités différentes aux diverses dimensions de leur vie, et ces projets refléteront leurs différences. Il paraît important de respecter autant que possible leurs propres souhaits, dans toute leur diversité. Et si les préférences immédiates – et les choix qui en découlent dans la vie quotidienne – ne sont pas fiables, il faut essayer d'atteindre les préférences réfléchies des personnes concernées.

Une approche qui respecte les préférences est celle du revenu équivalent (décrite en détail dans Fleurbaey (2009), (2011)). Elle a été en particulier appliquée à l'évaluation des niveaux de vie par Fleurbaey et Gaulier (2009). Son application dans le contexte de la santé est particulièrement intuitive (Fleurbaey, 2005). Le concept en est non seulement attractif d'un point de vue théorique, mais il peut être mis en œuvre dans le cadre de l'analyse coût-bénéfice. Les préférences de la population française en termes de santé et de niveau de vie ont été estimées au moyen d'une enquête spécialement réalisée à cet effet. On dérive ensuite de telles données une évaluation du revenu équivalent santé par classes d'âge et sexe ainsi que des coefficients de pondération qui permettent d'intégrer les inégalités de niveau de vie et de santé dans l'évaluation des politiques de santé. Ces coefficients de pondération peuvent être utilisés dans toute évaluation économique des réformes de santé en France, en les combinant à une mesure économique des bénéfices tirés des réformes envisagées, sous la forme de consentements à payer.

## Revenu équivalent et coefficients de pondération

Les limitations auxquelles se heurtent les approches classiques en matière d'évaluation économique des programmes de santé (analyse coût-bénéfice classique et analyse coût-efficacité) peuvent être levées par l'introduction de coefficients de pondération. Le concept de revenu équivalent, d'autre part, permet de faire des comparaisons interpersonnelles : cette méthode attractive peut être mise en œuvre dans le cadre de l'analyse coût-bénéfice.

## Prendre en compte les intérêts contradictoires et les préférences de la population...

Partons d'un exemple. Imaginons que l'on envisage de rendre obligatoire la souscription d'une assurance complémentaire. Pour que cette obligation ne soit pas trop lourde

1. La méthode des *QALYs* est présentée dans la section suivante. Elle consiste à mesurer les effets d'une politique en nombre d'années de vie en bonne santé gagnées. Le traitement d'une affection bénigne représente une fraction fixe d'une année en bonne santé, de sorte que le traitement d'une affection bénigne mais répandue peut facilement avoir un impact en *QALYs* plus important que le traitement d'une affection grave moins répandue.

financièrement pour les plus pauvres, une subvention sera attribuée en fonction des revenus, financée par une augmentation des cotisations pour les salaires supérieurs à un certain seuil. Cette réforme a un impact inégal sur les différentes catégories de la population. Pour simplifier l'analyse, la situation de chaque personne est supposée être bien résumée par son revenu et sa situation de santé, ce qui revient à négliger toutes les autres différences (situation familiale, âge, etc.). Dans ce contexte, comment décrire l'impact de la réforme ? Parmi les plus démunis, ceux dont la meilleure assurance permettra un meilleur accès aux soins vont voir leur situation de santé s'améliorer. Ceci peut se faire au prix d'une réduction du niveau de vie (atténuée par la subvention), sauf pour ceux dont la meilleure santé améliorera la carrière. De leur côté, les plus riches vont subir une légère baisse de leur revenu disponible. Les catégories intermédiaires, dont les salaires sont modestes mais qui bénéficient déjà d'une complémentaire, ne sont pas affectées. Comment faire la synthèse de ces informations ? La réforme est-elle globalement bénéfique ? Elle nuit aux plus favorisés mais aussi aux plus défavorisés qui ont une bonne santé, qui bénéficient déjà de la CMU ou qui sont plus sensibles à leur revenu qu'à leur santé. Elle bénéficie aux plus défavorisés qui souffraient du manque d'accès aux soins ou dont les soins grevaient fortement le budget.

Une appréciation globale des effets de la réforme suppose donc de mettre en balance les intérêts des uns et des autres, et de tenir compte des priorités de chacun dans l'amélioration de sa situation personnelle. Arbitrer entre des intérêts contradictoires et respecter les préférences de la population sont les deux objectifs que doit se donner une méthode d'évaluation des politiques publiques, dans le domaine de la santé comme dans les autres domaines.

### **...sont deux objectifs imparfaitement remplis par l'analyse coût-bénéfice et par l'analyse coût-efficacité...**

Les méthodes les plus connues, malheureusement, sont très imparfaites au regard de l'un ou de l'autre de ces objectifs. L'analyse coût-bénéfice consiste, dans sa forme la plus élémentaire et la plus usuelle, à faire la somme des « consentements à payer » de la population. On entend par « consentement à payer » le montant d'argent maximum qu'une personne concernée par une réforme serait disposée à payer pour que cette réforme ait lieu : en d'autres termes, il

s'agit de la variation de son revenu qui rendrait la réforme neutre pour elle. Quelqu'un qui en bénéficie devrait voir son revenu baisser d'un certain montant pour que la réforme accompagnée de cette ponction cesse d'être bénéfique. À l'inverse, quelqu'un qui pâtit de la réforme devrait recevoir une compensation pour que la réforme cesse de lui être préjudiciable. Dans ce cas, on dit que son consentement à payer est négatif, et l'on pourrait plutôt parler de « compensation exigée ». L'analyse coût-bénéfice déclare la réforme globalement bénéfique si la somme des consentements à payer positifs excède la somme des compensations exigées, ou, ce qui est équivalent, si la somme nette des consentements à payer positifs et négatifs est positive. Lorsque cela se produit, on constate que ceux qui bénéficient de la réforme sont collectivement capables de compenser les dommages subis par les perdants tout en restant bénéficiaires de la réforme.

Cette méthode d'évaluation est-elle acceptable au regard des deux objectifs posés en préliminaire ? En ce qui concerne le respect des préférences individuelles, elle apparaît irréprochable puisqu'elle attribue fidèlement un consentement à payer positif aux bénéficiaires et une valeur de consentement négative aux perdants. Elle ne qualifie jamais d'amélioration la modification subie par un perdant et vice versa. En revanche, elle arbitre entre les bénéficiaires et les perdants d'une façon qui est inacceptable. Le fait que les bénéficiaires soient à même de compenser les dommages subis par les perdants n'est pas pertinent si la compensation n'est pas mise en œuvre. Si les perdants sont les plus défavorisés et que les bénéficiaires se situent uniquement parmi les plus favorisés, comment être sûr que la détérioration de la répartition n'est pas plus grave que le gain net en termes de consentement à payer total ? Ce problème est d'autant plus sérieux que le consentement à payer ne dépend pas seulement des préférences personnelles, mais également du revenu de l'individu. À préférences identiques, le consentement à payer pour un bien « normal » au sens de la microéconomie augmente avec le revenu. Selon l'analyse coût-bénéfice, on peut exproprier sans dédommagement les plus démunis de tous les endroits ayant une vue agréable pour en réserver l'usage aux plus riches puisque ceux-ci ont un consentement à payer supérieur pour ce genre d'agrément. Dans le domaine de la santé, cette approche conduit à donner la priorité à la recherche de traitements des maladies de l'opulence car les déshérités n'ont guère les moyens d'exprimer un consentement à payer suffisant

pour le traitement des maladies dont ils sont affligés. Appliquée à l'exemple de la réforme des compléments santé présenté plus haut, l'analyse coût-bénéfice présente un biais défavorable à cette réforme car l'impact négatif des cotisations supplémentaires sur les salaires élevés comptera pleinement alors que le consentement à payer de ceux qui bénéficieront d'une meilleure santé risque d'être faible.

### **... à moins de les corriger par des pondérations rétablissant l'équilibre en faveur des moins riches**

Ce problème conduit certains analystes à introduire des pondérations pour rétablir l'équilibre en faveur des moins riches. La pondération consiste souvent à diviser le consentement à payer par le revenu de la personne concernée, parfois élevé à une certaine puissance (Pearce, 1971 ; Layard et Glaister, 1994). Même si l'analyse coût-bénéfice ainsi pondérée ne conduit pas à des résultats aussi paradoxaux que ceux mentionnés plus haut, elle pose encore deux problèmes. Le premier est que la pondération n'est pas aisée à calibrer de façon raisonnée. Certains ont proposé de s'inspirer des priorités implicites dans les politiques gouvernementales passées, mais ceci suppose que ces politiques étaient cohérentes et ont eu les effets escomptés, et cette idée est apparue très difficile à mettre en œuvre. Rien n'empêche toutefois de procéder à des essais de pondérations variées pour tester la robustesse des conclusions. Le second problème affecte l'analyse coût-bénéfice indépendamment de la présence d'une pondération. Il réside dans le fait que cette méthode est potentiellement incohérente en raison du changement de référence qui se produit dans le calcul des consentements à payer quand des réformes se succèdent. Le consentement à payer pour la succession de deux réformes n'est pas égal à la somme du consentement à payer pour la première et du consentement à payer pour la seconde une fois la première mise en application. En effet, ce second consentement à payer est basé sur l'état obtenu après le passage de la première réforme, tandis que le consentement à payer global pour les deux réformes garde comme référence la situation prévalant avant toute réforme. Ce défaut peut conduire à des résultats aussi paradoxaux que l'approbation d'une réforme et l'approbation du retour au statu quo : les deux changements, bien qu'exactement opposés, peuvent engendrer chacun une somme nette des consentements à payer qui est positive (Boadway et Bruce, 1984) !

En bref, bien que perfectible par les pondérations, l'analyse coût-bénéfice souffre d'un manque de solidité que l'on peut attribuer à ses faibles fondements théoriques. Les spécialistes de l'économie publique en ont proposé des versions plus sophistiquées, faisant intervenir des pondérations mieux choisies. Cet article se situe dans le prolongement de telles propositions.

Avant de proposer une version amendée de l'analyse coût-bénéfice, évoquons brièvement l'analyse coût-efficacité qui est aujourd'hui plus fréquemment utilisée en économie de la santé que l'analyse coût-bénéfice. La raison principale de sa popularité est qu'elle évite le recours à la monétarisation, gardant ainsi à la sphère de la santé sa pureté et évitant tout biais en faveur des plus fortunés. Cette méthode consiste à évaluer directement les impacts en matière de santé des politiques ou programmes considérés, en rapportant les effets produits au coût de ces politiques ou de ces programmes. Les impacts en matière de santé sont mesurés soit directement par les données cliniques, soit par des mesures de qualité de vie ou de santé qui tiennent compte des préférences de la population (ou des experts). L'une de ces mesures, les *QALYs* (quality adjusted life years) attribue la valeur 1 à une année en bonne santé, 0 à une année sans vie, et donne à un état intermédiaire une valeur comprise entre 0 et 1. Plusieurs méthodes ont été proposées pour déterminer cette valeur (Drummond *et al.*, 1997). Selon la méthode des loteries, la valeur d'un état de santé est égale à la probabilité d'avoir une année de plus à vivre en bonne santé qui est jugée équivalente (d'après les préférences moyennes d'un échantillon de personnes) à la certitude d'avoir une année de plus à vivre dans cet état. Meilleur est jugé l'état, plus élevée est la probabilité en question, et donc plus élevée est la valeur du *QALY* correspondant. Selon la méthode de l'arbitrage temporel, la valeur d'un état de santé est égale à la fraction du temps que l'on est prêt à passer en bonne santé plutôt qu'une durée fixée dans l'état considéré. Meilleur est jugé l'état, plus élevée est cette fraction. Des procédures de calibrage direct sont aussi utilisées.

Que dire de l'analyse coût-efficacité, au regard des deux objectifs d'arbitrage équitable des intérêts et de respect des préférences ? L'arbitrage des intérêts se fait manifestement sans aucun biais en faveur des riches, puisque la santé est comptée de la même façon pour tous les individus. C'est le principal attrait de cette méthode et c'est aussi ce qui la rend plus acceptable aux yeux des professionnels de la santé. Il y a

cependant des difficultés lorsque les résultats de santé sont comptabilisés de façon agrégée, comme c'est généralement le cas. Par exemple, la somme des *QALYs* peut augmenter plus fortement si l'on traite une affection bénigne qui affecte de nombreuses personnes que si l'on traite une affection grave mais à l'incidence réduite. C'est ainsi qu'en Oregon on a pu donner la priorité à la prévention des caries sur les opérations de l'appendicite, au grand dam des populations concernées. Un autre problème lié à des calculs sommairement additifs est que la valorisation des états chroniques est problématique. Si on leur donne une valeur proche de 1, un traitement curatif paraît avoir un impact limité en matière de santé globale. Mais si on leur donne une valeur proche de 0, la survie des personnes qui en sont affectées représente un enjeu de santé mineur, et l'on devrait donc leur donner une faible priorité dans l'attribution des soins pour des affections annexes mettant leur vie en danger. Ce dilemme est directement lié au fait de calculer une somme de gains en *QALYs* pour apprécier l'effet d'une politique. Au total, on peut dire que l'arbitrage équitable des intérêts n'est pas garanti, bien que l'absence de tout biais socio-économique soit garantie.

En ce qui concerne le respect des préférences, le bilan est également très mitigé. En théorie, des indicateurs comme les *QALYs* peuvent refléter les préférences individuelles en matière d'états de santé (en pratique, les utilisateurs des *QALYs* cherchent rarement à tenir compte de la diversité des préférences). Mais les questions mettant en balance la santé et d'autres usages des ressources disponibles ne peuvent être traitées par l'analyse coût-efficacité, même si la population a des préférences en la matière. Le consentement à payer pour la santé est absent de cette approche, de sorte que des réformes mêlant des effets sur la santé et des effets sur la situation économique de la population, comme l'exemple de réforme introduit au début de cette section, ne peuvent tout simplement pas être évaluées.

### Une formalisation intégrant l'aversion à l'inégalité

L'économie du bien-être a développé des outils qui permettent de remédier aux problèmes qui viennent d'être énumérés. Un modeste formalisme permet de mieux comprendre comment procéder. Pour commencer, on peut décrire la situation de la population, qui comprend  $n$  individus, par la liste  $((r_1, s_1), \dots, (r_n, s_n))$ , où  $r_i$  est le revenu de  $i$  et  $s_i$  est son état de santé. Le revenu

est un nombre, mais l'état de santé peut être une variable multidimensionnelle décrivant différents aspects de la santé. Dans les graphiques illustratifs, on devra supposer que  $s_i$  est aussi un nombre, mais l'analyse ne dépend pas de cette hypothèse.

L'hypothèse selon laquelle les personnes peuvent être décrites uniquement sur la base de la santé et du revenu est évidemment une simplification de la réalité. Elle ne semble pas abusive dans ce travail focalisé sur les politiques de santé : ainsi supposons-nous qu'une politique de santé n'a que des effets mineurs sur les autres dimensions du niveau de vie. Une approche plus complète devra être explorée ultérieurement pour vérifier l'impact de cette simplification sur les résultats.

La première étape consiste à se donner un objectif cohérent, pour éviter les évaluations contradictoires approuvant une réforme et son contraire comme cela peut arriver avec l'analyse coût-bénéfice. Une façon de faire popularisée par Bergson et Samuelson consiste à se donner une « fonction de bien-être social »  $S((r_1, s_1), \dots, (r_n, s_n))$  qui permette de classer toutes les situations envisageables de la population. La valeur prise par la fonction n'a pas de signification, seul compte le classement obtenu des différents  $((r_1, s_1), \dots, (r_n, s_n))$  possibles.

Comment spécifier la fonction  $S$  ? Si l'on veut respecter les préférences individuelles de chacun sur sa propre situation, il faut se donner un « indicateur de bien-être individuel »  $b_i(r_i, s_i)$  tel que le classement des différentes situations  $(r_i, s_i)$  possibles soit respectueux des priorités de l'individu  $i$  lui-même sur les différentes dimensions de la santé et sur les arbitrages entre santé et revenu. C'est-à-dire que l'on doit avoir  $b_i(r_i, s_i) > b_i(r'_i, s'_i)$  dès que  $i$  préfère strictement  $(r_i, s_i)$  à  $(r'_i, s'_i)$ , et  $b_i(r_i, s_i) = b_i(r'_i, s'_i)$  s'il est indifférent entre les deux situations. Il faut ensuite s'assurer que la fonction  $S((r_1, s_1), \dots, (r_n, s_n))$  augmente quand l'un quelconque des  $b_i(r_i, s_i)$  augmente. Ceci est vérifié s'il existe une fonction  $W$  croissante telle que

$$S((r_1, s_1), \dots, (r_n, s_n)) = W(b_1(r_1, s_1), \dots, b_n(r_n, s_n)).$$

Survient alors le problème le plus délicat. Comment arbitrer équitablement entre les différents individus quand leurs intérêts sont conflictuels ? Deux conditions sont requises pour qu'un tel arbitrage soit possible. La première est de choisir les indicateurs de bien-être individuels de façon à ce qu'ils permettent non seulement

de respecter les préférences individuelles mais également de faire des comparaisons entre les individus, pour déterminer qui est plus avantage et qui l'est moins. Nous allons revenir dans la section suivante sur cette condition.

Une fois les comparaisons interpersonnelles rendues possibles, il faut ensuite définir  $W$  de façon à incorporer des préférences éthiques sur la distribution des valeurs prises par les indicateurs de bien-être individuel. Le problème à ce niveau est de décider du degré  $W$  de priorité que l'on accorde aux plus défavorisés. Si l'on adopte pour fonction la simple somme  $b_1(r_1, s_1) + \dots + b_n(r_n, s_n)$ , cela veut dire que la répartition plus ou moins inégalitaire des indicateurs de bien-être individuel n'a pas d'importance.

Si au contraire on souhaite donner une certaine priorité aux plus défavorisés, on peut modifier la somme à l'aide d'une fonction concave  $\varphi$ , c'est-à-dire calculer  $\varphi(b_1(r_1, s_1)) + \dots + \varphi(b_n(r_n, s_n))$ , de sorte que les augmentations de  $b_i(r_i, s_i)$  comptent moins dans la somme lorsque  $b_i(r_i, s_i)$  est élevé que lorsque sa valeur est faible. En pratique, il est usuel d'utiliser la spécification CES proposée par Atkinson (1970), avec

$$\varphi(x) = \frac{1}{1-\rho} x^{1-\rho},$$

le coefficient  $\rho$  étant alors interprété comme le degré d'aversion à l'inégalité : quand  $\rho = 0$ , on est ramené à la somme simple  $b_1(r_1, s_1) + \dots + b_n(r_n, s_n)$ , et quand  $\rho \rightarrow \infty$  la priorité des plus défavorisés devient absolue. L'expérience montre que  $\rho = 2$  représente déjà une priorité très forte en leur faveur.

Précisons ici que l'aversion à l'inégalité ou la priorité pour les plus défavorisés ne recouvre pas un éventuel respect des préférences individuelles des populations concernées pas plus qu'un quelconque effet d'utilité marginale décroissante. Il s'agit purement et simplement des préférences éthiques de l'observateur qui procède à l'évaluation. A-t-il le souci d'une répartition égale du bien-être individuel mesuré par les indicateurs  $b_i$  ou bien s'intéresse-t-il uniquement à la somme ? Les théoriciens de la justice comme Rawls ont plaidé fortement contre l'indifférence à la répartition. Des théorèmes en économie du bien-être suggèrent également qu'une priorité très forte pour les plus défavorisés présente de nombreux avantages en matière d'équité et de simplicité de l'évaluation. Mais il est plus difficile pour l'économiste praticien de prendre parti sur le bon degré d'aversion à l'inégalité, et il paraît raisonnable de procéder

à des variantes sur la valeur de  $\rho$  dans les calculs appliqués, comme nous allons le faire dans cet article.

### **Le revenu équivalent-santé : un indicateur de bien-être individuel...**

Venons-en maintenant à la question du choix des indicateurs de bien-être individuel permettant de faire des comparaisons interpersonnelles raisonnables. Les économistes ont longtemps été influencés par la philosophie utilitariste de Jeremy Bentham, concevant le bien-être individuel comme une grandeur subjective résumant « les plaisirs et les peines ». La mode du behaviorisme au XX<sup>e</sup> siècle les a cependant conduits à un grand scepticisme à l'égard des mesures de grandeurs subjectives, de sorte que les comparaisons interpersonnelles ont paru entachées d'arbitraire. Si seuls les comportements de choix sont jugés dignes d'un intérêt scientifique, les préférences ordinales sont les seules grandeurs subjectives qui peuvent être estimées (par le biais des « préférences révélées »), et les comparaisons d'utilité suggérées par Bentham paraissent impossibles.

Le scepticisme issu du behaviorisme s'est progressivement éteint avec ce dernier, et le développement des enquêtes déclaratives sur le bien-être subjectif a même récemment soulevé un certain enthousiasme. D'autre part, le fait même de prendre l'utilité subjective comme indicateur de mesure des situations individuelles fait l'objet de vives critiques. Amartya Sen, en particulier, a mis en exergue le fait que le bien-être subjectif est malléable et s'adapte aux situations les plus contrastées, de sorte que les inégalités entre favorisés et défavorisés peuvent apparaître bien faibles si l'on se fie uniquement à l'état subjectif des personnes concernées (voir notamment Sen (1985)).

De fait, l'émergence de principes d'équité formulés en termes d'égalité des ressources dans la philosophie de Rawls ainsi que dans la théorie économique des allocations équitables (on trouve des revues de cette théorie dans Fleurbaey (1996), Moulin et Thomson (1997), Maniquet (1999)) a montré qu'on pouvait tout à fait procéder à des comparaisons interpersonnelles sur des bases objectives. De même, l'approche des capacités défendue par Sen propose de construire des indicateurs de bien-être individuel qui mesurent les possibilités offertes aux individus en matière de réalisations diverses (les « *functionings* »).

Nous allons nous attacher ici à trouver une méthode de comparaison interpersonnelle pour le contexte particulier où les situations individuelles sont décrites par le revenu et la santé :  $(r_i, s_i)$ . Il s'agit plus exactement de faire en sorte que les indicateurs  $b_i(r_i, s_i)$  introduits dans la section précédente puissent à la fois refléter les préférences individuelles et incorporer des principes d'équité. Le « revenu équivalent-santé » (Fleurbaey, 2005) est un indicateur qui, dans cette perspective, est particulièrement

pertinent. Soit  $s^*$  la situation de bonne santé (cf. l'encadré 1 sur la définition de la santé). Le revenu équivalent-santé (formulation abrégée de « revenu équivalent de bonne santé ») est le niveau de revenu qui, associé à une bonne santé, donnerait à l'individu une situation qu'il juge équivalente à sa situation effective. Formellement, c'est le niveau de revenu  $r_i^*$  qui rend l'individu  $i$  indifférent entre  $(r_i, s_i)$  et  $(r_i^*, s^*)$ . On obtient ainsi l'indicateur de bien-être individuel  $b_i(r_i, s_i) = r_i^*$ .

#### Encadré 1

### SANTÉ OBJECTIVE, SANTÉ SUBJECTIVE

En économie de la santé, les partisans des mesures objectives s'opposent à ceux des mesures subjectives. Les premiers sont soucieux d'éviter les biais introduits par l'hétérogénéité des perceptions subjectives entre les personnes ou même simplement par les différences de culture ou de langage qui font qu'un même état de santé objectif peut être décrit différemment par différentes personnes. Les seconds remarquent que les mesures subjectives sont commodées à recueillir, synthétiques, et sont souvent de meilleurs prédicteurs de mortalité que les mesures objectives (Idler et Benyamini 1997).

La frontière entre santé objective et santé subjective est d'ailleurs difficile à tracer. L'appréciation de la santé objective comporte souvent une part de subjectif de la part de ceux qui portent un diagnostic. En outre, elle est généralement fondée sur des indicateurs partiels, alors que la santé subjective est par nature basée sur une vision globale de la situation de santé de la personne concernée. Il y a donc du subjectif dans la santé objective, et plus d'éléments objectifs couverts dans la santé subjective que dans la santé objective.

Cette distinction entre santé objective et santé subjective interpelle notre approche à deux niveaux.

En premier lieu, le calcul du revenu équivalent-santé met en jeu une notion de « bonne santé ». Lorsqu'on s'appuie sur un questionnaire comme nous l'avons fait dans l'enquête, le risque n'est-il pas que les personnes interprètent « l'absence d'ennuis de santé » de façon diverse, rendant les réponses peu comparables ? La question n'apparaît vraiment délicate que pour des personnes d'âges très différents. Une personne âgée va-t-elle considérer les désagréments ordinaires de son âge comme des ennuis de santé ? En fournissant une liste objective d'ennuis de santé, qui peut certes être complétée par des rubriques ouvertes, nous orientons la compréhension des personnes vers l'idée que les baisses normales de performance et de fonctionnalité dues à l'âge ne sont pas en tant que telles des ennuis de santé. Ceci correspond à l'usage habituel du mot santé, qui n'est pas confondu avec performance corporelle, et nous

pouvons donc espérer que l'hétérogénéité entre les réponses est ainsi assez réduite.

La distinction entre santé objective et santé subjective doit être évoquée aussi dans la phase d'estimation des préférences sur le revenu et la santé. Il faut d'abord noter que l'estimation du revenu équivalent-santé des personnes sondées ne fait intervenir que leur interprétation de l'état de bonne santé et non pas la façon dont leur état de santé courant est appréhendé. La description objective ou subjective de leur état de santé ne joue un rôle que dans l'estimation des préférences, laquelle est nécessaire pour calculer les pondérations à utiliser en analyse coût-bénéfice. Nous avons vu que le respect des préférences individuelles impose de procéder aux comparaisons interpersonnelles en termes d'objets des préférences et non pas en termes d'appréciation fondées sur des standards personnels hétérogènes. Or, on peut considérer la santé subjective comme une sous-utilité relative à un domaine particulier. Ici encore l'hétérogénéité des standards est problématique et il paraît préférable de mesurer l'objet des préférences plutôt que de s'appuyer sur les notes attribuées par les individus eux-mêmes à leur propre santé, avec leurs références personnelles diverses et non contrôlables. Cette position de principe n'impose cependant pas forcément de considérer exclusivement la santé objective. En effet, la santé est elle-même en partie une affaire de perception. Il n'y a pas une différence nette entre une préférence forte pour la santé et une appréciation pessimiste de son propre état de santé. On ne fait donc pas nécessairement une erreur en faisant confiance aux appréciations individuelles des états de santé, lorsqu'elles reflètent une combinaison d'état objectif et de préférence pour la santé. Par ailleurs, comme on l'a dit plus haut, la santé subjective est *a priori* plus synthétique, fondée sur une connaissance plus complète de l'état objectif. Enfin, les mesures synthétiques de santé objective sont difficilement respectueuses des préférences individuelles relatives aux différentes dimensions de la santé, alors que les mesures subjectives le sont tout naturellement. Ces considérations nous amènent à examiner avec intérêt les deux approches.

### ...qui respecte les préférences individuelles...

Pour une personne en bonne santé, le revenu équivalent-santé est égal au revenu effectif. Pour une personne en mauvaise santé, le revenu équivalent-santé est en général inférieur au revenu effectif. D'une façon générale, le revenu équivalent-santé est égal au revenu que la personne obtiendrait en bonne santé, diminué du consentement à payer pour être en bonne santé.

On sait qu'en matière de causalité, revenu et santé ont des effets mutuels. Le calcul du revenu équivalent-santé n'est pas perturbé par ces effets. Il ne dépend que de la situation actuelle de la personne et de ses préférences, en allant chercher une situation purement hypothétique de bonne santé que la personne juge aussi bonne que sa situation actuelle.

Le graphique I illustre les préférences sur revenu et santé (les courbes sont des courbes d'indifférence d'un individu), ainsi que le calcul du revenu équivalent-santé pour une situation effective particulière comportant une mauvaise santé.

Dans ce graphique, la courbe la plus basse illustre la possibilité théorique qu'une situation

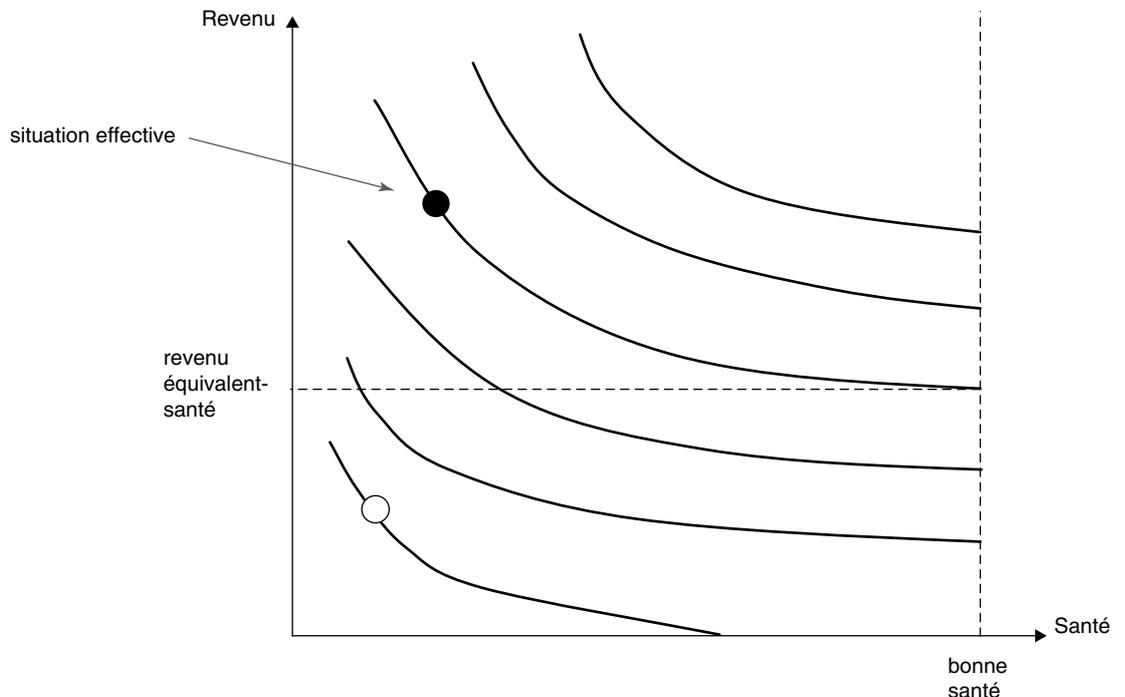
(comme celle correspondant au point clair) soit si mauvaise qu'une situation comportant une bonne santé sera toujours strictement préférable, quel que soit le niveau de revenu. Dans ce cas de figure, le revenu équivalent-santé n'est pas défini. Cette possibilité ne paraît pas devoir concerner une part significative de la population, dans la mesure où un revenu nul rend la survie tout aussi problématique qu'une très mauvaise santé. Mais cela peut être testé empiriquement.

Quelles sont les propriétés de l'indicateur de revenu équivalent-santé ? En premier lieu, constatons qu'il respecte les préférences individuelles sur  $(r_p, s_p)$ . En effet, si l'individu préfère  $(r_p, s_p)$  à  $(r'_p, s'_p)$ , alors, si l'on fait l'hypothèse que les préférences sont croissantes par rapport au revenu, nécessairement le revenu équivalent-santé est plus élevé avec  $(r_p, s_p)$  qu'avec  $(r'_p, s'_p)$ , en conformité avec les préférences.

### ... qui permet des comparaisons interindividuelles ...

La seconde propriété à remarquer est que l'indicateur  $r_i^*$  ne dépend que des préférences ordinales de  $i$ . En effet, il est construit à partir

Graphique I  
Préférences revenu-santé et revenu équivalent-santé



Lecture : chaque ligne correspond à une courbe d'indifférence. L'individu repéré par le point noir est indifférent entre sa situation effective et la situation hypothétique où il serait en parfaite santé avec le niveau de revenu correspondant au trait pointillé. C'est ce niveau de revenu qui est qualifié de revenu équivalent santé et qui sert à caractériser le niveau de bien être commun à tous les individus de la courbe d'indifférence correspondante. Ce revenu équivalent santé reste toutefois indéfini pour l'individu repéré par le point blanc.

d'une relation d'indifférence entre  $(r_p, s_p)$  et  $(r_i^*, s_i^*)$ , laquelle ne dépend que de la façon dont  $i$  classe les différentes situations  $(r_p, s_p)$ , et non pas d'autres données subjectives comme une quelconque « fonction d'utilité subjective »<sup>2</sup> attribuant une valeur numérique particulière au bien-être subjectif dans les différentes situations  $(r_p, s_p)$ . Pour la philosophie utilitariste, cette propriété d'ordinalité est un défaut. Mais du point de vue de l'équité, c'est plutôt un avantage. En effet, le revenu équivalent-santé vérifie ainsi deux autres propriétés qui ne sont pas satisfaites par les indicateurs basés directement sur l'utilité subjective.

La première de ces propriétés peut s'énoncer ainsi : si deux individus ont les mêmes préférences par rapport aux situations  $(r_p, s_p)$ , le classement de leurs deux situations personnelles d'après le revenu équivalent-santé respecte leurs préférences par rapport à leurs deux situations. C'est-à-dire que si  $i$  et  $j$  ont les mêmes préférences et préfèrent tous deux  $(r_p, s_p)$  à  $(r_j, s_j)$ , alors nécessairement  $r_i^*$  est supérieur à  $r_j^*$ . De la sorte le revenu équivalent-santé respecte les préférences individuelles non seulement en ce qui concerne les situations personnelles, mais aussi pour les comparaisons entre personnes partageant les mêmes préférences. Cette propriété n'est en général pas satisfaite par les indicateurs subjectifs, car il est possible pour deux personnes d'avoir les mêmes préférences sans avoir le même niveau d'utilité subjective. Cela peut se produire par exemple si elles ont des cadres de référence différents compte tenu de leur histoire personnelle ou de leur environnement, de sorte que l'une est plus facilement satisfaite que l'autre. Par exemple, dans les enquêtes de satisfaction, on demande aux personnes de noter leur situation sur une échelle de 0 à 10. Deux personnes ayant les mêmes préférences et la même situation peuvent donner des notes différentes à leurs situations respectives. D'après leurs notes de satisfaction, leurs situations sont inégales, alors que d'après leur propre opinion commune, fondée sur les mêmes préférences, leurs situations sont également bonnes. Dans ce contexte, le revenu équivalent-santé respecte leur jugement unanime, alors qu'un indicateur de satisfaction brute, mêlant des standards différents pour chacun, peut diverger de leur propre point de vue. Cela peut paraître paradoxal, mais on voit ainsi qu'un indicateur fondé sur les préférences ordinales plutôt que sur l'utilité subjective est mieux à même de respecter l'opinion des personnes concernées.

La seconde propriété intéressante satisfaite par le revenu équivalent-santé est qu'il est

égal au revenu effectif pour les personnes en bonne santé, comme on l'a déjà remarqué. Cela implique en particulier que pour procéder à des comparaisons entre personnes en bonne santé, il n'est pas besoin de se référer aux préférences de ces personnes, la connaissance de leur revenu suffit. Cela implique aussi qu'une personne en mauvaise santé sera toujours jugée en moins bonne situation qu'une personne en bonne santé ayant au moins le même revenu, quelles que soient les préférences de ces personnes. Il est intéressant de souligner que cette dernière propriété n'est pas satisfaite par les indicateurs d'utilité subjective, pour la même raison que celle invoquée au paragraphe précédent. En effet, une personne « difficile à satisfaire » peut donner une note plus faible à sa situation, même si elle comporte une bonne santé et un revenu plus élevé, qu'une personne « facile à satisfaire » ayant une santé moins bonne et un revenu plus faible.

### **... et qui s'avère par ses propriétés l'indicateur le plus rationnel**

Il existe une propriété de dominance un peu plus forte, qui n'est satisfaite ni par le revenu équivalent-santé ni par les indicateurs subjectifs. Elle consiste à évaluer comme étant toujours plus avantageuse une situation comportant à la fois une meilleure santé et un revenu plus élevé, quelles que soient les préférences des personnes dans les deux situations comparées. Cette propriété de dominance généralisée paraît au premier abord très intuitive, mais elle est incompatible avec le respect des préférences individuelles régissant la situation personnelle. En effet, il est possible que  $i$  soit indifférent entre les situations représentées par les points A et B sur le graphique II (la courbe reliant ces deux points est une courbe d'indifférence de  $i$ ), tandis que  $j$  est indifférent entre les situations représentées par les points C et D (la courbe reliant ces deux points est une courbe d'indifférence de  $j$ ). Si l'on veut respecter les préférences individuelles, il faut considérer que  $i$  est en aussi bonne situation en A qu'en B, et  $j$  en C qu'en D. Or, A domine C en revenu et en santé, tandis que D domine B. Si la propriété de dominance généralisée s'appliquait, il faudrait dire que  $i$  en A est mieux loti que  $j$  en C, et que  $i$  en B est moins bien loti que  $j$  en D, ce qui n'est pas

2. Les mesures directes du « bonheur » qui sont devenues récemment d'usage courant sont des exemples d'indicateurs d'utilité subjective.

cohérent avec les équivalences induites par les préférences personnelles.

Plus fondamentalement, le principe de dominance généralisé comporte l'idée implicite que l'on peut négliger les différences de préférences quand on compare deux situations dont l'une domine l'autre, et cette hypothèse est trop forte. En effet, un individu en plus mauvaise santé qu'un autre peut n'être pas si mal loti que cela s'il accorde, dans ses préférences personnelles, un poids plus faible à la santé. Le non-respect du principe de dominance généralisé ne peut donc être retenu comme objection à l'approche par le revenu équivalent santé.

Pour conclure cette section, on peut préciser que le revenu équivalent-santé est le seul indicateur qui satisfait les propriétés qui viennent d'être énumérées. On peut cependant en imaginer des variantes. En particulier, on peut envisager de prendre un autre niveau de santé que  $s^*$  comme

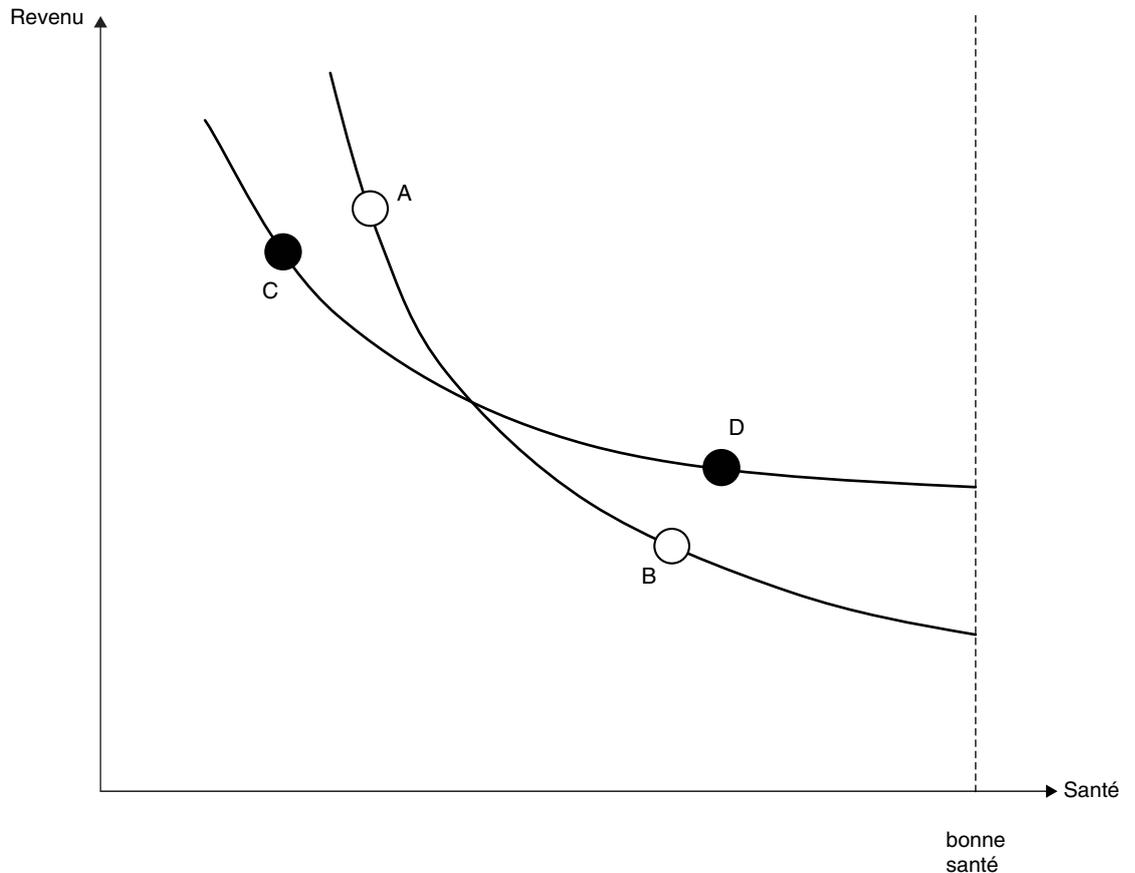
référence. Mais alors, on obtient la possibilité un peu paradoxale que les personnes en bonne santé ayant le même revenu peuvent voir leurs situations évaluées comme étant inégales en raison de leurs préférences différentes. Comme il paraît plus important de s'appuyer sur les préférences personnelles pour évaluer les situations de mauvaise santé que pour évaluer les situations de bonne santé, la bonne santé est la référence qui semble s'imposer, et c'est pourquoi le revenu équivalent-santé paraît l'indicateur le plus rationnel dans la classe d'indicateurs semblables.

### L'analyse coût-bénéfice par le revenu équivalent-santé

En résumé, la méthode proposée dans cet article consiste à prendre une fonction de bien-être social

$$S((r_1, s_1), \dots, (r_n, s_n)) = \varphi(b_1(r_1, s_1)) + \dots + \varphi(b_n(r_n, s_n)),$$

Graphique II  
La dominance générale et les préférences individuelles



Lecture : le critère du revenu équivalent santé ne respecte pas le critère de dominance généralisé : un revenu supérieur et une meilleure santé n'impliquent pas forcément un niveau de bien être plus élevé, comme c'est ici le cas pour les individus A et C. Mais ce résultat paradoxal est un résultat inévitable du croisement des courbes d'indifférence. Sur cet exemple, le critère du revenu équivalent santé redonne le classement intuitif pour les états B et D individuellement équivalents aux états A et C.

avec la fonction

$$\varphi(x) = \frac{x^{1-\rho}}{1-\rho}, \text{ et l'indicateur de bien-être individuel}$$

$$b_i(r_i, s_i) = r_i^*, \text{ le revenu équivalent-santé.}$$

La comparaison avec l'analyse coût-bénéfice fait apparaître entre les deux méthodes une différence moins grande qu'on pourrait le croire – même si elle s'avère essentielle. Si l'on fait subir à chaque individu un changement infinitésimal de situation noté  $(dr_i, ds_i)$ , l'impact sur le revenu-équivalent-santé est égal à :

$$dr_i^* = \frac{\partial r_i^*}{\partial r_i} dr_i + \frac{\partial r_i^*}{\partial s_i} ds_i = \frac{\partial r_i^*}{\partial r_i} \left( dr_i + \frac{\frac{\partial r_i^*}{\partial s_i}}{\frac{\partial r_i^*}{\partial r_i}} ds_i \right)$$

Le terme entre parenthèses, noté  $C_i$  dans l'équation suivante, se trouve correspondre au consentement à payer pour ce changement. L'impact du changement sur le bien-être social est égal à :

$$dS = \sum_{i=1}^n \varphi'(r_i^*) dr_i^* = \sum_{i=1}^n (r_i^*)^{-\rho} \frac{\partial r_i^*}{\partial r_i} C_i \quad (1)$$

Cette équation est le résultat principal de cette section. Elle montre que l'effet sur le bien-être d'une politique induisant des changements dans l'état de santé de la population peut être évalué par une somme pondérée des consentements à payer individuels. Ces consentements à payer sont le premier élément d'information nécessaire à l'analyse coût-bénéfice. Ils sont spécifiques à chaque politique de santé envisagée. Les coefficients de pondération sont le produit de deux termes : (1) la priorité sociale accordée à  $i$ , d'autant plus forte que  $r_i^*$  est faible, en raison de l'aversion à l'inégalité incarnée par le coefficient  $\rho$  ; (2) « l'utilité marginale » du revenu pour  $i$ , mesurée non pas en termes d'utilité mais en termes de revenu équivalent-santé. Cette décomposition en deux termes du coefficient de pondération est essentielle, car elle permet, d'une part, la correction du biais anti-redistributif de l'analyse coût-bénéfice non pondérée, et, elle assure, d'autre part, la cohérence des évaluations lorsque l'on enchaîne les réformes successives (une réforme affecte la priorité sociale d'un individu et son utilité marginale du revenu, ce qui change donc sa pondération pour l'évaluation d'une réforme ultérieure).

L'estimation de ces coefficients de pondération est l'apport empirique principal de cet article. Contrairement aux consentements à payer, ces coefficients ne sont pas spécifiques à chacune des politiques de santé ici évaluées, mais communs, au contraire, à toutes les politiques qui peuvent être potentiellement mises en œuvre. Nous montrerons dans la section qui suit que l'interaction entre les deux composantes des coefficients de pondération (aversion aux inégalités et utilité marginale du revenu) joue un rôle important lorsqu'il s'agit d'interpréter les coefficients.

Ces calculs ne permettent pas seulement de montrer que l'analyse coût-bénéfice peut être amendée pour en corriger les plus gros défauts. Ils montrent en outre qu'il n'y a aucune raison de reprocher à l'analyse coût-bénéfice, comme cela est parfois fait par les non-économistes, son recours à l'étalon monétaire. En effet, dans les calculs on pourrait tout aussi bien prendre la santé comme étalon et calculer une somme pondérée des consentements à sacrifier sa santé :

$$dS = \sum_{i=1}^n (r_i^*)^{-\rho} \frac{\partial r_i^*}{\partial s_i} \left( \frac{\frac{\partial r_i^*}{\partial r_i}}{\frac{\partial r_i^*}{\partial s_i}} dr_i + ds_i \right)$$

L'utilisation de l'étalon monétaire dans les analyses habituelles ne répond donc qu'à des conventions et à des impératifs de commodité (Fleurbaey *et al.*, 2009).

Un autre reproche que l'on pourrait faire à l'analyse coût-bénéfice est d'évaluer les politiques de santé en tenant compte de la situation des personnes en matière de santé mais aussi de revenu. En particulier, si l'on donne une certaine priorité aux plus défavorisés, ceux-ci se verront attribuer une certaine priorité dans l'orientation des budgets publics de santé. La santé des pauvres acquiert, dans cette approche, une urgence supérieure à celle des riches. Cela semble contraire à la déontologie médicale qui impose (en principe) de soigner sans distinction de richesse. Mais cela répond à un principe pragmatique d'efficacité dans l'utilisation des instruments publics. Si les politiques redistributives ne sont pas suffisantes, tous les instruments des politiques publiques peuvent être mis à contribution pour améliorer la répartition du bien-être individuel. Les politiques de santé peuvent donc aussi servir à améliorer

cette répartition, à leur niveau. Cloisonner les objectifs des différents instruments publics est se condamner à une moindre efficacité des institutions et des politiques dans la promotion du bien-être social.

Considérons pour finir l'exemple introduit au début de cet article. L'approche proposée ici donnera une certaine priorité aux plus défavorisés, de sorte que la réforme envisagée des compléments santé sera jugée bénéfique si suffisamment de bénéficiaires dans ces catégories jugent l'impact positif pour leur situation personnelle, soit parce que l'amélioration de leur santé grâce à un meilleur accès aux soins leur paraît en valoir la peine (d'après leurs préférences en matière de revenu et de santé), soit parce que leur situation financière est améliorée par le meilleur remboursement des soins qu'ils auraient reçus de toute façon. Si, en revanche, la situation la plus fréquente est celle de ceux qui trouvent excessive la contribution qu'ils doivent verser et qui ont d'autres priorités que la santé, la réforme pourra être jugée néfaste.

### **Estimation des coefficients de pondération pour la population française**

**D**ans la section précédente, nous avons énoncé les principes d'une évaluation équitable des politiques de santé. Nous avons suggéré que l'approche par le revenu équivalent-santé était une alternative souhaitable et pertinente. Il s'agit maintenant de passer à sa mise en œuvre pratique. Dans cette perspective, nous montrons comment le revenu équivalent-santé peut être estimé sur la base d'une interrogation directe des individus sur leurs préférences en matière de santé et de revenu par le biais de questionnaires. Nous montrons ensuite comment les réponses obtenues dans l'enquête peuvent être utilisées pour estimer les préférences en termes de santé et de revenu. Comme il a été vu dans la section précédente, il ne suffit pas d'estimer le revenu équivalent-santé des personnes, il faut également estimer leurs arbitrages en termes de santé et de revenu, c'est-à-dire les courbes d'indifférence telles que celles présentées par le graphique I. Enfin, nous utiliserons toutes ces informations pour calculer les coefficients de pondération tels que définis dans l'équation (1).

### **État de santé, niveau de vie et consentement à payer sont recueillis par questionnaire direct (évaluation contingente)...**

Afin d'évaluer le revenu équivalent-santé, nous avons recours ici à une méthode basée sur des préférences déclarées, qui s'apparente dans une certaine mesure à la méthode d'évaluation contingente (Luchini, 2003). Brièvement, cette méthode consiste à interroger directement les individus par des enquêtes. Il s'agit d'évaluer, à l'aide de questions appropriées, combien les individus sont prêts à payer *ex ante* pour une modification donnée (quantitative ou qualitative) d'un bien non marchand. Parce que cette modification est évaluée alors qu'elle n'est pas réalisée, les individus sont placés dans une situation hypothétique décrite dans un scénario. Initialement développée en économie de l'environnement, cette méthode connaît un fort essor en économie de la santé lorsqu'il s'agit d'évaluer des programmes de santé (se reporter à Olsen et Smith (2001), pour une revue de l'application de la méthode en santé et à Luchini *et al.* (2003) et à Chanel *et al.* (2004a et b), pour des applications santé en France). Bien que ses fondements théoriques et ses applications habituelles en termes d'analyse coût-bénéfice soient différents, cette méthode est assez directement applicable dans le cadre des préoccupations empiriques qui nous animent dans cet article puisqu'il s'agit d'obtenir de la part des individus l'ordre de grandeur du sacrifice qu'ils sont prêts à consentir pour voir leurs ennuis de santé résolus.

La méthode par questionnaire met en jeu des choix hypothétiques et, de ce fait, est souvent critiquée comme susceptible de s'écarter des préférences réelles des individus telles qu'elles apparaissent dans leurs choix effectifs, et de refléter des « attitudes » plutôt que des « préférences » (Kahneman *et al.*, 1999). Cette critique, cependant, est convaincante surtout à propos de questionnaires portant sur des sujets généraux et impersonnels (l'environnement, notamment). Dans notre étude, nous posons des questions qui se bornent à comparer la situation personnelle du répondant à une autre situation assez facile à comprendre puisque la bonne santé est une notion familière et la quasi-totalité des personnes ont expérimenté des niveaux de revenu différents au cours de leur vie. C'est donc la forme la plus concrète possible de question directe sur les préférences. Si le questionnaire permet au répondant de réfléchir de façon suffisamment complète à sa situation, on peut même

espérer que les réponses s'approchent davantage de l'échelle des valeurs « réelles » des personnes que leurs choix ordinaires, lesquels sont souvent entachés d'irrationalité. La question reste cependant difficile pour les personnes enquêtées, en particulier pour les répondants en situation de maladie chronique de longue durée où pour ceux qui n'ont jamais été en parfaite santé au cours de leur vie. Il peut être difficile pour ces répondants d'imaginer ce que veut dire « être en parfaite santé ».

Comme indiqué précédemment, l'approche par le revenu équivalent-santé n'est pas spécifique à un programme de santé particulier. En effet, les coefficients de pondération dépendent du revenu équivalent-santé mais pas de la politique ou du programme de santé que l'on cherche à évaluer. Le revenu équivalent-santé dépend lui-même de la situation actuelle de la personne en matière de santé et de revenu, ainsi que de ses préférences actuelles. Il est donc possible d'évaluer une fois pour toutes les revenus équivalents-santé des membres de la société (ou d'un d'un échantillon représentatif de cette société) et d'appliquer ensuite les coefficients de pondération estimés à différentes politiques ou programmes de santé dont les bénéfices (consentements à payer) ont été calculés par ailleurs. Bien évidemment, ces coefficients ont besoin d'être réévalués régulièrement car les préférences santé-revenu peuvent changer. En un sens, l'estimation de revenus équivalent-santé et des coefficients de pondération associés a la même visée d'étalonnage général que l'évaluation des coefficients d'utilité qui sont mobilisés afin de pondérer les années de vie gagnées par la qualité de vie (par exemple pour le calcul des *QALYs*, se reporter à Drummond *et al.* (1997)). Nous présentons ci-après un questionnaire destiné à évaluer le revenu équivalent-santé basé sur un scénario hypothétique rétrospectif sur 12 mois.

Pour calculer les revenus équivalent-santé d'un échantillon représentatif de la population, nous avons besoin du niveau de vie actuel des répondants mais également de leur état de santé actuel et de leur consentement à payer pour être en excellente santé. Dans le présent exercice, nous nous focalisons sur une évaluation subjective de l'état de santé des répondants, évalué par le biais d'une échelle visuelle analogique graduée de 0 à 100, où 100 est la meilleure santé possible pour la classe d'âge du répondant et 0, la mort. Il est bien sûr également envisageable de se référer à la santé objective des personnes, les avantages et inconvénients des deux

possibilités sont discutées dans l'encadré 1 (pour une approche du revenu équivalent-santé basée sur des déclarations de maladies, voir Fleurbaey *et al.* (2010)). Plus précisément, il est demandé aux répondants d'évaluer leur état de santé sur les douze derniers mois après avoir donné des détails sur les maladies ainsi que le recours aux soins dans les 12 derniers mois (les questions portant sur les maladies dans les douze derniers mois étaient identiques à celle utilisées dans le questionnaire de l'Enquête Santé et Protection Sociale (ESPS) de l'Institut de recherche et d'évaluation en économie de la santé (Irdes).).

La seconde variable clef pour calculer le revenu équivalent-santé est le niveau de vie des répondants. Si pour les répondants célibataires le niveau de vie est égal à leur revenu personnel, il n'en va pas de même pour les personnes vivant avec d'autres adultes et/ou enfants. Pour ces personnes, il est d'usage de calculer leur niveau de vie sur la base d'une échelle d'équivalence qui permet de prendre en compte les revenus totaux du ménage et les biens publics et économies d'échelle à l'intérieur du ménage – on parle aussi de revenu par unité de consommation. Une échelle couramment utilisée est celle de l'OCDE qui consiste à diviser le revenu total du ménage par la racine carrée du nombre de personnes du ménage. Il s'agit donc de collecter auprès des personnes leur revenu personnel, la composition du ménage et le revenu total du foyer (si la personne n'est pas célibataire). Sur la base de ces informations, nous calculons ensuite le revenu par unité de consommation du répondant.

Après les questions sur l'état de santé et le niveau de vie, le questionnaire aborde le revenu équivalent-santé proprement dit dans un volet spécifique du questionnaire. Dans ce volet, on explique aux répondants les modalités de l'exercice hypothétique auquel ils vont se livrer en introduisant la notion d'arbitrages santé-niveau de vie sur la base d'exemples simples et on leur rappelle leurs déclarations en matière de santé et de niveau de vie. On présente ensuite aux répondants le scénario hypothétique suivant :

*Imaginez que vous n'ayez eu aucun problème de santé dans les douze derniers mois. Dans ce cas vous auriez été en parfaite santé et auriez bénéficié d'une meilleure qualité de vie. On ne parle ici que des douze derniers mois sans envisager d'amélioration de votre santé future.*

*Par rapport à ce que vous avez vécu dans les 12 derniers mois, auriez-vous préféré éviter les*

*problèmes de santé que vous avez eus mais avec une diminution de votre niveau de vie personnel en plus de x Euros de dépenses non remboursées.*

Dans cette question,  $x$  est le montant de dépenses non remboursées déclarées. Les répondants peuvent répondre « oui », « non » ou « ne sait pas ». On présente à ceux qui répondent « non » une série de questions permettant de détecter les réponses dites de protestation. On entend par réponse de protestation la réponse de ceux qui ne veulent pas diminuer leur niveau de vie personnel, non pas parce que leur santé est bonne ou parce qu'ils n'ont pas de préférence forte pour la santé, mais parce qu'ils refusent l'exercice d'évaluation (par exemple, « ce n'est pas à moi de payer pour la santé »).

Si le répondant répond oui à la question, on lui propose d'indiquer ensuite le niveau de vie qui lui aurait convenu dans cette situation :

*Quelle est la somme maximale dont vous auriez accepté de vous passer chaque mois dans ces conditions (c'est-à-dire en échange d'un excellent état de santé au cours des 12 derniers mois) ?*

Pour aider les répondants, des cartes de paiement sont présentées (de 15 à 1 500 euros) puis on leur demande de donner une information plus précise sur cette somme avec une question ouverte.

**...et leurs valeurs ainsi obtenues, conformes à la vraisemblance, conduisent à un revenu équivalent-santé significativement inférieur au revenu**

Nous analysons ici les données de questionnaires réalisés par entretiens en face à face sur un échantillon représentatif par sexe et classe d'âge (selon la méthode des quotas) de la population française. Au total, 3 331 questionnaires ont été administrés dans une enquête spécifique réalisée en novembre et décembre 2009. Nous nous concentrons ici sur trois variables clefs de ces questionnaires : l'évaluation subjective de l'état de santé sur les douze derniers mois, le revenu par unité de consommation (calculé sur la base de l'échelle d'équivalence de l'OCDE) et le revenu équivalent-santé proprement dit.

*Évaluation subjective de l'état de santé.* La quasi-totalité des répondants a répondu à la question portant sur l'évaluation de la santé subjective sur les douze derniers mois (3 305 répondants, soit 99,2 % de l'échantillon). La note moyenne de cette évaluation est de 72,2 (écart-type 20,3). L'examen des quantiles de la

distribution indique qu'il y a peu de répondants qui donnent une évaluation inférieure à 50. Seuls 8,8 % des répondants évaluent leur état de santé dans les douze derniers mois à moins de 50 et 3,2 % des répondants donnent une note inférieure à 30. Ceci indique que nous ne disposons que de peu d'observations pour évaluer le revenu-santé pour des répondants ayant été en très mauvaise santé dans les douze derniers mois (rappelons que la valeur 0 en bas de l'échelle indique la mort). À l'autre bout de la distribution, on constate par contre que 5,9 % des répondants considèrent que leur état de santé était excellent et donnent une évaluation de 100 sur les douze derniers mois.

*Revenu par unité de consommation.* Comme nous l'avons indiqué dans la section précédente, le revenu par unité de consommation des répondants célibataires correspond à leur revenu personnel. Les célibataires sont 878 dans notre échantillon et nous avons pu évaluer le revenu personnel de 850 d'entre eux. Pour les répondants non célibataires, nous disposons du revenu du ménage et de la taille du ménage pour 2 324 d'entre eux. Au total, nous disposons d'un échantillon de 3 174 répondants pour lesquels le revenu par unité de consommation est renseigné (soit 95,3 % de l'échantillon total). Le revenu mensuel par unité de consommation moyen est de 1 573 euros et le revenu médian est de 1 400 euros. À titre de comparaison, les données de l'Insee indiquent un revenu mensuel par équivalent adulte médian de 1 590 euros<sup>3</sup>. Les répondants ont un revenu par unité de consommation inférieur à 660 euros dans le premier décile de la distribution et supérieur à 2 616 euros dans le dernier décile (avec 5 % des répondants ayant un revenu par unité de consommation supérieur à 3 182 euros et seulement 2 % à 3 960 euros).

*Consentement à payer pour une parfaite santé dans les douze derniers mois.* Parmi les 878 répondants célibataires, 319 d'entre eux ont déclaré qu'ils auraient été prêts à réduire leur niveau de vie pour avoir été en parfaite santé dans les douze derniers mois, 494 ont refusé et 65 ont déclaré ne pas savoir. Parmi les 2 453 non célibataires, 995 ont accepté le principe d'une réduction de leur niveau de vie en faveur d'une vie sans problèmes de santé dans les douze derniers mois. Au total, 1 314 répondants ont

3. Source Insee, <http://www.insee.fr>, niveaux de vie médians selon la situation par rapport à l'emploi en 2009. Le calcul du revenu par équivalent adulte consiste à attribuer un poids de 1 pour le premier adulte, un poids de 0,5 pour les autres personnes de 14 ans ou plus et un poids de 0,3 pour les enfants de moins de 14 ans.

déclaré qu'ils auraient été prêts à voir leur niveau de vie diminuer pour ne pas avoir rencontré de problèmes de santé dans les 12 derniers mois, soit 39,4 % de l'échantillon. Ceci n'implique pas que tous ceux qui ont refusé de réduire leur niveau de vie en faveur d'une meilleure santé soient considérés comme des refus de « protestation ». Il est tout à fait rationnel, et conforme à la théorie, d'avoir un consentement à payer nul. Pour distinguer les réponses de protestation et les réponses conformes à la théorie, il faut analyser les raisons pour lesquelles certains répondants ont refusé cette baisse de niveau de vie en faveur d'une meilleure santé. Le plus souvent, les répondants qui ont refusé ont déclaré « Mon niveau de vie est déjà tellement bas que je ne peux pas imaginer en avoir moins et même avec une excellente santé » (les répondants avaient le choix parmi un certain nombre d'items pré-codés ainsi qu'une réponse ouverte si aucun item ne correspondait à leur motivation de refuser) : 628 répondants ont sélectionné cet item, soit 31,1 % de ceux qui ont refusé ou dit « ne sait pas ». C'est une raison qui est tout à fait compatible avec la théorie du revenu équivalent-santé. Ces réponses sont donc considérées comme de « vrais zéros » et sont introduites dans les estimations du revenu équivalent-santé. Il en va de même pour les répondants ayant déclaré « Il y a d'autres aspects de ma vie qui sont plus importants que ma santé » : 201 répondants, soit 10 % de ceux qui ont refusé. Un certain nombre de répondants ont déclaré « ce n'est pas à moi de payer pour la santé » et ceux-ci ont reçu un traitement spécial. La sélection de cet item amenait l'enquêteur à expliquer à nouveau le scénario et souligner que la question avait pour but de mieux connaître les préférences de la population en matière de santé – 88 répondants ont ainsi changé d'avis et accepté le principe d'une baisse de leur niveau de vie. Le taux de réponses de protestations explicites est donc relativement faible puisqu'il s'établit à 3,8 % de l'échantillon total. On constate ensuite que 163 répondants ont trouvé la question « trop difficile », soit 8,1 % des refus ou « ne sais pas », pourcentage relativement faible. Ces répondants sont exclus des estimations. Enfin, 495 répondants ont évoqué d'autres raisons en répondant à la question ouverte et 314 répondants n'ont pas donné de raison. Ces répondants ne sont pas considérés dans le présent exercice<sup>4</sup>.

Au final, le nombre de réponses de protestation est plus faible que ce que l'on aurait pu attendre. Nous avons vérifié s'il y avait des différences de caractéristiques observables entre les répondants pour lesquels on observe un consentement

à payer et ceux pour lesquels nous ne l'observons pas. Il y a quelques différences significatives entre ces deux groupes de répondants. Le revenu par unité de consommation moyen de l'échantillon de personnes pour lesquelles nous disposons d'une information sur le revenu équivalent santé est différent de celui de l'échantillon initial. Cette différence est significative ( $p < 0,001$ ). Ceci est également vrai pour le sexe des répondants : il y a moins d'hommes dans l'échantillon pour lequel le revenu équivalent-santé est observé ( $p = 0,005$ ) mais il n'y a pas de différence en termes d'âge ( $p = 0,142$ ) et de santé subjective ( $p = 0,234$ ). Nous tiendrons compte de ces différences dans la procédure d'estimation par le biais d'une équation de sélection<sup>5</sup>.

Après la réponse à cette question fermée, on demandait aux répondants quel était leur consentement à payer d'abord par le biais de questions fermées (des intervalles étaient présentés) puis en posant une question ouverte, comme expliqué dans la section précédente. Ce sont les réponses à cette dernière question que nous analysons dans ce qui suit (2 231 observations au total, « vrais » zéros inclus). La moyenne du consentement à payer est de 95 euros par mois et la médiane de la distribution est de 10 euros, du fait des nombreux vrais zéros. Dans le dernier décile, on observe que les répondants seraient prêts à diminuer leur niveau de vie de plus de 250 euros par mois.

Le graphique III propose un premier test de validité interne de ces données. La relation entre la santé et le consentement à payer est monotone décroissante à partir d'une santé subjective de 20 : plus l'état de santé dans les douze derniers mois était bon, moins les répondants sont prêts à payer. Pour les répondants ayant un niveau de santé de moins de 20, la tendance est légèrement croissante mais les intervalles de confiance sont relativement importants. Nous ne disposons que de peu d'observations pour estimer la relation, comme l'indique la densité estimée de la santé subjective. Plus précisément, seuls 3 % des

4. L'analyse des réponses ouvertes pourrait notamment modifier le taux de protestation envers l'exercice. Un premier examen des réponses montre cependant que le motif dominant est celui d'une santé suffisamment bonne pour ne pas avoir à faire de sacrifice en termes de niveau de vie.

5. Les différences en termes d'observables ne sont pas les plus problématiques du moment que celles-ci sont utilisées comme variables explicatives du modèle. Il s'agit, dans la spécification d'une équation de sélection, de prendre en compte la dépendance stochastique due à des inobservables entre le processus de sélection et le processus qui génère les consentements à payer.

répondants ont évalué leur état de santé dans les 12 derniers mois à 20 ou moins (ce pourcentage ne change pas si l'on se restreint au sous-échantillon des répondants dont le consentement à payer est inclus dans l'analyse).

Un second test de validité interne, relatif, cette fois, à la relation entre consentement à payer et revenu par unité de consommation, conduit à un sens de variation globalement croissant (cf. graphique IV). Les résultats de ces premières estimations s'avèrent conformes aux inductions de la théorie : le consentement à payer diminue avec la santé subjective et augmente avec le revenu par unité de consommation.

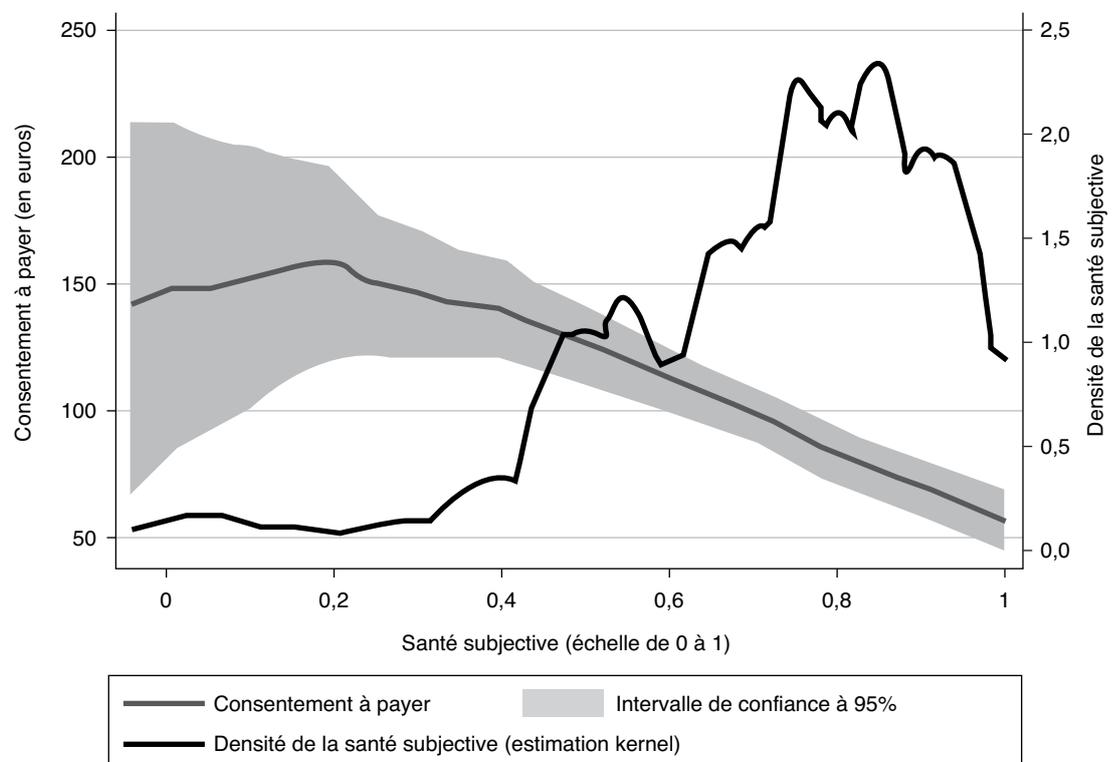
*Revenu équivalent-santé.* Sur la base du revenu par unité de consommation et du consentement à payer pour éviter les ennuis de santé, il est aisé de calculer le revenu équivalent-santé qui est simplement la différence des deux. Le revenu équivalent-santé moyen ainsi obtenu est de 1 420 euros et ce, pour 2 150 personnes sondées (sous-échantillon de personnes sondées pour

lesquelles le revenu par unité de consommation et le consentement à payer sont tous deux renseignés). Pour le même sous-échantillon, le revenu par unité de consommation moyen est de 1 503 euros, significativement différent du revenu équivalent-santé (un test de différence de moyennes donne  $p < 001$ ).

### Estimation des préférences : la santé est un élément de bien-être moins prioritaires chez les plus pauvres

Comme nous l'avons montré dans les sections précédentes (voir en particulier l'équation 1), le revenu équivalent  $r_i^*$  *per se* n'est pas suffisant pour estimer les coefficients de pondération. Nous avons également besoin d'évaluer la dérivée  $\frac{\partial r_i^*}{\partial r_i}$ .

Graphique III  
Consentement à payer et santé



Lecture : ce graphique présente les résultats d'une estimation non paramétrique de la relation entre le consentement à payer et l'évaluation subjective de la santé par le répondant (estimation par approximation polynomiale locale, les intervalles de confiance sont représentés par une surface grisée). On a également fait figurer une estimation non paramétrique par noyau de la densité de la santé subjective (les unités sont données par l'axe vertical situé à la droite du graphique).  
Champ : population française, 2009.  
Source : enquête réalisée par les auteurs.

Cela implique que nous devons estimer la relation fonctionnelle entre la santé et le revenu qui sous-tend les courbes d'indifférence présentées dans le graphique I. Notre stratégie économétrique consiste à considérer le modèle d'utilité aléatoire suivant :

$$r_i^* = r_i - w_i = b_i(r_i, s_i) + \varepsilon_i \quad (2)$$

où  $r_i^*$  est le revenu équivalent-santé mensuel calculé sur la base du revenu par unité de consommation  $r_i$  et le consentement à payer mensuel du répondant  $w_i$  ;  $s_i$  la santé mesurée par la santé subjective moyenne sur les douze derniers mois ;  $\varepsilon_i$  est un terme d'erreur. L'indicateur de bien-être individuel  $b_i(r_i, s_i)$  est spécifié sur la base d'un polynôme d'ordre trois :

$$b_i(r_i, s_i) = \alpha_1 r_i + \alpha_2 r_i^2 + \alpha_3 r_i^3 + \beta_1 s_i + \beta_2 s_i^2 + \beta_3 s_i^3 + \gamma_1 r_i s_i + \gamma_2 r_i s_i^2 + \gamma_3 r_i^2 s_i$$

qui permet de prendre largement en compte des non linéarités potentielles et n'impose pas à la

fonction de bien-être individuel  $b_i(r_i, s_i)$  d'être monotone ou encore concave (Van Soest *et al.*, 2002). L'indicateur de bien-être individuel doit toutefois respecter la contrainte théorique minimale selon laquelle, lorsque la personne est en excellente santé, son niveau de bien-être est égal à son revenu par unité de consommation. Formellement, cela revient à contraindre  $b_i(r_i, s_i)$  à satisfaire  $b_i(r_i, s_i^*) = r_i$ ,  $s_i^*$  étant la parfaite santé. Lorsque la santé s'exprime sur une échelle de 0 à 1, cette contrainte peut s'écrire de la manière suivante :

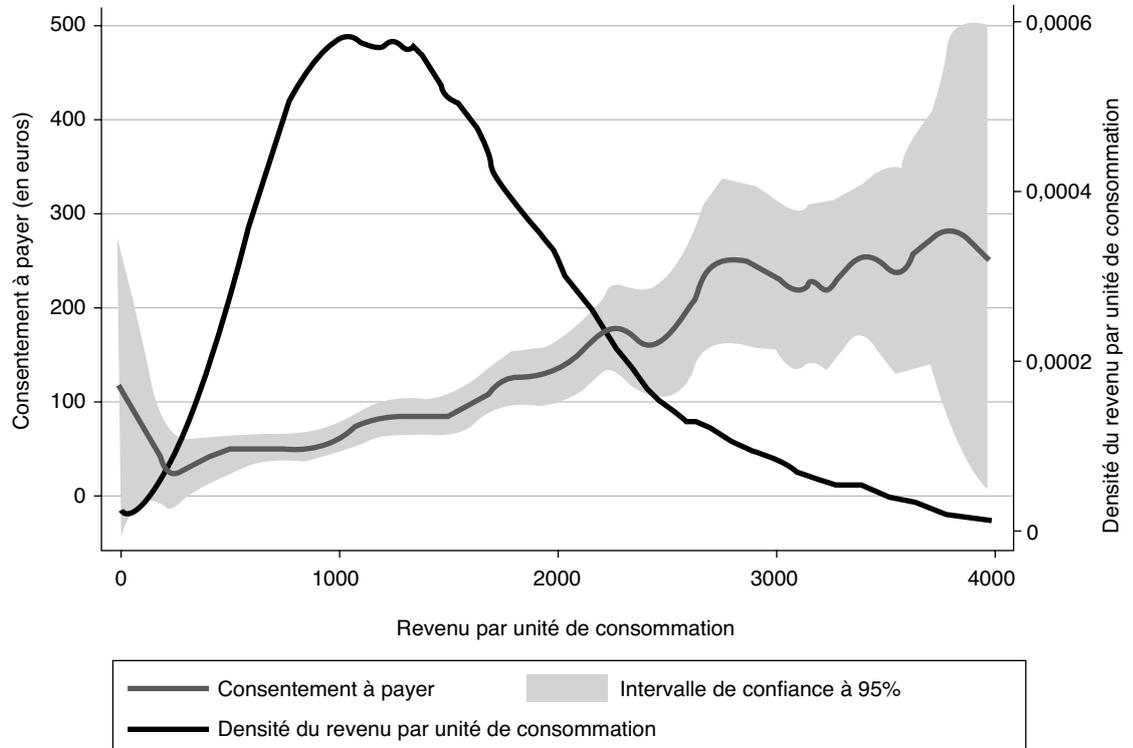
$$b_i(r_i, 1) = \alpha_1 r_i + \alpha_2 r_i^2 + \alpha_3 r_i^3 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \gamma_1 r_i + \gamma_2 r_i^2 + \gamma_3 r_i^2 = r_i$$

En résolvant l'équation ainsi définie en  $\beta_2$  (le choix de  $\beta_2$  est arbitraire), on obtient :

$$\beta_2 = r_i - \alpha_1 r_i - \alpha_2 r_i^2 - \alpha_3 r_i^3 - \beta_1 - \beta_3 - \gamma_1 r_i - \gamma_2 r_i - \gamma_3 r_i^2$$

En remplaçant  $\beta_2$  dans l'indicateur de bien-être non contraint  $b_i(r_i, s_i)$  et l'intégrant ensuite dans

Graphique IV  
Consentement à payer et revenu



Lecture : ce graphique présente les résultats d'une estimation non paramétrique de la relation entre le consentement à payer et le revenu par unité de consommation. La densité estimée par noyau du revenu par unité de consommation est également reportée (échelle de droite). Seuls les revenus par unité de consommation inférieurs à 4 000 sont présentés pour faciliter la lecture du graphique – peu d'observations sont disponibles au-delà de 4 000 euros comme l'indique la densité estimée du revenu, et les intervalles de confiance sont relativement importants au-delà de 3 800 euros.

Champ : population française, 2009.

Source : enquête réalisée par les auteurs.

le modèle d'utilité aléatoire (2), on obtient un indicateur de bien-être qui respecte maintenant la contrainte théorique tout en étant flexible :

$$r_i^* = b_i^c(r_i, s_i) + r_i s_i^2 + \varepsilon_i$$

avec

$$\begin{aligned} b_i^c(r_i, s_i) = & \alpha_1(r_i - r_i s_i^2) + \alpha_2(r_i^2 - r_i^2 s_i^2) + \\ & \alpha_3(r_i^3 - r_i^3 s_i^2) + \beta_1(s_i - s_i^2) + \\ & \beta_3(s_i^3 - s_i^2) + \gamma_1(r_i s_i - r_i s_i^2) + \\ & \gamma_3(r_i^2 s_i - r_i^2 s_i^2) \end{aligned}$$

Nous pouvons maintenant introduire de l'hétérogénéité dans les paramètres du modèle. Pour ce faire, chacun des paramètres du modèle est composé d'un terme constant ( $\alpha_1^0, \alpha_2^0, \alpha_3^0, \beta_1^0, \beta_3^0, \gamma_1^0$  et  $\gamma_3^0$  ci-dessous) et de paramètres associés à des variables explicatives :

$$\alpha_{ij} = \alpha_j^0 + X_i a_j, \quad j = 1, 2, 3,$$

$$\beta_{ij} = \beta_j^0 + X_i a'_j, \quad j = 1, 3,$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_j^0 + X_i a''_j, \quad j = 1, 3$$

où  $X_i$  est un vecteur de caractéristiques individuelles.

Sur la base des paramètres estimés, il est ensuite possible d'estimer les pondérations telles que définies dans l'équation (1). Le premier terme  $(r_i^*)^{-\rho}$  est obtenu en utilisant le revenu équivalent santé estimé  $\hat{b}_i^c(r_i, s_i) + r_i s_i^2$ . Le second terme, l'utilité marginale du revenu équivalent santé

$$\frac{\partial r_i^*}{\partial r_i},$$

est également calculé sur la base du revenu équivalent-santé estimé en utilisant une méthode de dérivation numérique.

Les estimations économétriques doivent prendre en compte l'hétéroscédasticité des données suggérée par les graphiques III et IV. On constate dans le graphique IV que la variance des consentements à payer augmente avec le niveau de revenu équivalent. À l'opposé, le graphique III indique que la variance des consentements à payer déclarés diminue avec l'état de santé. Il nous faut également tenir compte dans les estimations de la sélection de notre échantillon comme il a été indiqué précédemment. La conjugaison de ces deux difficultés conduit à

utiliser l'estimateur de Douglas (1995). Celui-ci permet d'estimer un modèle de sélection dans lequel l'équation de sélection et la variance de celle-ci sont estimées non paramétriquement et les estimations des paramètres et de la matrice de covariance de l'équation d'intérêt sont corrigées en conséquence (voir l'encadré 2 pour une présentation détaillée de la méthode d'estimation). L'équation de sélection est estimée non paramétriquement sur la base d'une forme polynomiale dont les variables explicatives sont le revenu par unité de consommation, la santé subjective, l'âge du répondant et son sexe. Les déterminants de la variance des termes d'erreurs de cette même équation sont la santé subjective et le revenu par unité de consommation<sup>6</sup>. L'équation du revenu équivalent-santé est estimée sur l'échantillon des personnes ayant déclaré une santé supérieure ou égale à 20 (cf. tableau 1). Il y a trop peu d'observations pour lesquelles un état de santé inférieur à 20 est associé à des valeurs différentes du niveau de revenu pour que les estimations soient suffisamment fiables<sup>7</sup>.

Il n'est cependant pas aisé d'interpréter les paramètres de la fonction d'utilité, notamment du fait des termes d'interaction et de l'introduction de l'hétérogénéité des paramètres. Le graphique V présente ces mêmes résultats graphiquement sous la forme de courbes d'indifférence entre la santé et le revenu par unité de consommation, variables explicatives du modèle économétrique. Quatre niveaux d'âge sont considérés, chaque niveau correspondant à un quintile de la distribution : 36 ans pour le premier quintile (graphique V - A), 50 ans pour le second (graphique V - B), 59 pour le troisième (graphique V - C) et 70 pour le quatrième quintile (graphique V - D).

Les préférences santé-revenu s'avèrent approximativement monotones croissantes avec le revenu et la santé, quelle que soit la situation étudiée. La santé a toutefois moins d'effet sur le bien-être que le niveau de vie et c'est particulièrement vrai pour les personnes à revenu faible. Les courbes d'indifférence pour les revenus par unité de consommation les plus faibles sont en effet relativement plates. L'effet de la santé sur le bien-être est cependant plus marqué pour les états de santé les plus faibles avec une convexité plus importante au dessous d'une

6. Les résultats détaillés de cette estimation sont disponibles sur demande aux auteurs.

7. Les répondants ayant une santé inférieure à 20 sont pris en compte dans l'équation de sélection mais pas dans l'équation du revenu équivalent-santé.

santé inférieure à 0,4 (40 avant reparamétrisation). Lorsque le niveau de vie augmente, les préférences pour la santé sont plus marquées, puisque la pente des courbes d'indifférence augmente (un peu moins pour les revenus les plus élevés chez les jeunes et plus particulièrement chez les femmes, en raison des coefficients commentés plus haut). Ce résultat indique que la santé est une priorité moins importante pour les revenus les plus faibles et il n'est en soi pas étonnant. Il reflète vraisemblablement le poids

de la contrainte budgétaire pour les personnes qui ont des niveaux de vie faibles et pour qui les arbitrages entre santé et niveau de vie sont plus problématiques. Ce phénomène s'accroît avec l'âge des personnes interrogées. On constate en effet que la pente des courbes d'indifférence augmente plus fortement avec le revenu pour les classes d'âge plus élevées, notamment pour les âges 59 et 70 (cf. graphiques V - C et D). Enfin, le sexe des personnes interrogées n'a d'influence que pour les tranches de revenu

## Encadré 2

### PROCÉDURE D'ESTIMATION

Il serait tentant d'estimer le modèle économétrique ainsi défini par les moindres carrés ordinaires. La variable dépendante  $r_i^*$  est en effet à valeur dans  $\mathbb{R}$  et des hypothèses standards sur les termes d'erreur  $\varepsilon_i$  légitimeraient l'utilisation des moindres carrés ordinaires. En pratique, il nous faut tenir compte de deux difficultés : (1) l'hétéroscédasticité des termes d'erreur et (2) un possible biais de sélection de l'échantillon du fait notamment des réponses de protestation. On peut réécrire le modèle pour tenir compte de ces difficultés de la manière suivante :

$$\begin{cases} r_i^* = b_i^c(r_i, s_i) + r_i s_i^2 + \varepsilon_i \\ y_i^* = Z_i \delta + \mu_i \end{cases},$$

où la deuxième équation est une équation de sélection et  $Z_i$  des caractéristiques observées du répondant (la santé, le revenu par unité de consommation mais aussi des caractéristiques  $X_i$  qui apparaissent également dans la première équation). Les variables  $r_i^*$  et  $y_i^*$  sont des variables latentes. La variable indicatrice  $y_i$  indique si l'on observe le revenu équivalent du répondant  $i$  avec  $y_i = 1(y_i^* \geq 0)$  et  $r_i^* = y_i r_i^*$ . Lorsque  $y_i$  vaut 1 le revenu équivalent-santé est observé et il n'est pas observé lorsque  $y_i$  est égal à 0. Les termes d'erreurs  $\varepsilon_i$  et  $\mu_i$  sont distribués selon une loi normale bivariable dont la matrice de covariance  $\Omega$  dépend de variables explicatives  $z_i$  (qui doivent être un sous-ensemble des variables  $Z_i$  pour identifier le modèle) :

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_y^2(z_i) & \sigma_{yr}(z_i) \\ \sigma_{yr}(z_i) & \sigma_r^2(z_i) \end{bmatrix}$$

Une explication classique du problème de sélection réside dans le fait qu'il existe des variables non observables qui déterminent la variable discrète  $y_i$  susceptibles d'être corrélées avec des variables non observables déterminant le revenu équivalent santé. On comprend mieux le phénomène si l'on calcule l'espérance conditionnelle du revenu équivalent-santé :

$$E(r_i^* | y_i = 1, r_i, s_i, X_i) = b_i^c(r_i, s_i) + r_i s_i^2 + \frac{\sigma_{yr}(z_i)}{\sigma_y(z_i)} \frac{\varphi\left(\frac{Z_i \delta}{\sigma_y(z_i)}\right)}{\Phi\left(\frac{Z_i \delta}{\sigma_y(z_i)}\right)}$$

où  $\varphi$  est la densité de la loi normale,  $\Phi$  la densité cumulée de la loi normale et le quotient de ces deux termes l'inverse du ratio de Mill. Cette expression nous donne le fondement de la procédure en deux étapes d'Heckman (1979) dans laquelle on estimerait en premier lieu le terme

$$\frac{\varphi\left(\frac{Z_i \delta}{\sigma_y(z_i)}\right)}{\Phi\left(\frac{Z_i \delta}{\sigma_y(z_i)}\right)}$$

au moyen d'un simple modèle *Probit* puis le terme

$$\frac{\sigma_{yr}(z_i)}{\sigma_y(z_i)}$$

par une estimation par moindres carrés ordinaires (l'inverse du ratio de Mill est inclus comme variable explicative du modèle et le coefficient estimé est égal au quotient de la covariance et de l'écart-type de  $y_i$ ). On conçoit aisément cependant que lorsque la matrice de covariance n'est pas constante, la procédure en deux étapes de Heckman soit problématique. D'une part, le terme calculé dans un modèle *Probit* homoscedastique sera mal estimé et le quotient de la covariance et de l'écart-type de l'indicatrice  $y_i$  ne pourra pas être évalué correctement par les moindres carrés ordinaires puisqu'il varie avec les variables  $z_i$ . Notre méthode d'estimation est donc basée sur la procédure en deux étapes proposée par Douglas (1995). En résumant, la première étape consiste en une estimation non paramétrique, sous forme polynomiale par exemple, de l'équation de sélection ainsi qu'en une estimation non paramétrique de la variance des termes  $\mu_i$ . Sur les bases de ces estimations, il est possible de corriger les paramètres du modèle d'intérêt du biais de sélection tout en tenant compte de l'hétéroscédasticité des résidus -le biais de sélection dépendant de la variance des  $\mu_i$  mais aussi de la covariance  $\sigma_{yr}(z_i)$ . On peut obtenir ensuite une matrice de covariance des paramètres du modèle d'intérêt qui suit des principes similaires à l'estimateur de White (1980).

élevées (au-dessus de 1500 euros), les femmes accordant une priorité plus faible à leur santé pour ces tranches de revenu. Le phénomène se vérifie cette fois pour toutes les tranches d'âge considérées et serait plus marqué pour les plus élevées.

Le fait que les courbes d'indifférence soient approximativement « plates » pour les niveaux

de santé supérieurs à 0,6 soulève la question de savoir si elles reflètent de véritables préférences, ou bien un phénomène d'adaptation aux désagréments modérés en matière de santé ? On peut rapprocher ces résultats de ceux obtenus avec une enquête pilote qui a précédé celle-ci (Fleurbaey *et al.*, 2010). Estimées sur la base de problèmes de santé objectifs,

Tableau 1  
Estimation semi-paramétrique du revenu équivalent-santé

Variable	Paramètre estimé	Écart- type	p
<i>Coefficients spécifiques à la santé</i>			
Santé / 100	0,657	0,949	0,489
(Santé/100) <sup>3</sup>	4,059	1,650	0,014
<i>Coefficients spécifiques au revenu</i>			
Revenu/1000	- 1,368	0,431	0,002
(Revenu/1000) <sup>2</sup>	0,601	0,103	< 0,001
(Revenu/1000) <sup>3</sup>	0,024	0,004	< 0,001
<i>Coefficients d'interaction entre le revenu et la santé</i>			
(Revenu/1000) x (Santé/100)	8,749	1,176	< 0,001
(Revenu/1000) <sup>2</sup> x (Santé/100)	- 2,401	0,275	< 0,001
<b>Hétérogénéité des préférences liée au sexe du répondant (paramètres pour les hommes)</b>			
<i>Coefficients spécifiques à la santé</i>			
Santé/100	- 0,085	0,390	0,827
(Santé/100) <sup>3</sup>	0,195	0,646	0,763
<i>Coefficients spécifiques au revenu</i>			
Revenu/1000	-0,001	0,236	0,998
(Revenu/1000) <sup>2</sup>	- 0,064	0,054	0,238
(Revenu/1000) <sup>3</sup>	0,004	0,002	0,062
<i>Coefficients d'interaction entre le revenu et la santé</i>			
(Revenu/1000 x (Santé/100)	0,467	0,713	0,513
(Revenu/1000) <sup>2</sup> x (Santé/100)	- 0,052	0,174	0,766
<b>Hétérogénéité des préférences liée à l'âge du répondant</b>			
<i>Coefficients spécifiques à la santé</i>			
Santé/100	0,008	0,011	0,472
(Santé/100) <sup>3</sup>	- 0,016	0,018	0,368
<i>Coefficients spécifiques au revenu</i>			
(Revenu/1000)	0,020	0,006	0,001
(Revenu/1000) <sup>2</sup>	- 0,009	0,002	< 0,001
(Revenu/1000) <sup>3</sup>	- 0,001	0,000	< 0,001
<i>Coefficients d'interaction entre le revenu et la santé</i>			
(Revenu/1000) x (Santé/100)	- 0,087	0,019	< 0,001
(Revenu/1000) <sup>2</sup> x (Santé/100)	0,035	0,005	< 0,001

Lecture : Ce tableau présente les estimations de l'équation de revenu équivalent-santé. La première partie donne les estimations des paramètres du polynôme qui sont communs à l'ensemble de l'échantillon. Dans les deuxième et troisième parties de ce tableau, l'hétérogénéité individuelle est prise en compte, fonction de l'âge et du sexe du répondant. Seul un des paramètres associés avec le sexe du répondant, ici être un homme (les paramètres communs sont associés aux femmes), est significatif individuellement mais un test de nullité jointe confirme la significativité de l'ensemble des paramètres (test de Wald = 203,03 avec  $p < 0,001$ ). Cinq des paramètres associés à l'âge du répondant sont significatifs individuellement et le test de significativité jointe confirme la très forte influence de l'âge (test de Wald = 191,451 avec  $p < 0,001$ ). Ces estimations sont réalisées sur un échantillon de  $n = 2\ 066$  observations.

Champ : population française, 2009.

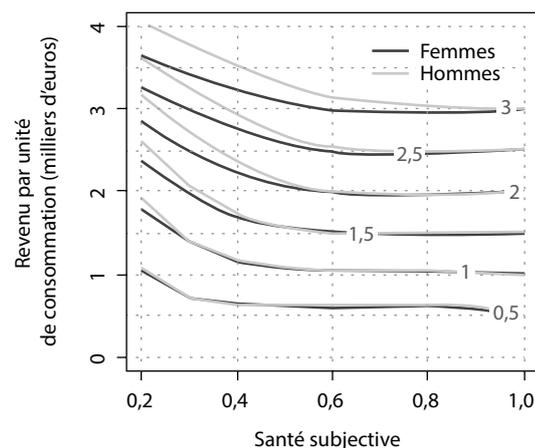
Source : enquête réalisée par les auteurs.

les préférences individuelles y apparaissent indifférentes aux ennuis de santé de faible gravité, et sensibles seulement aux problèmes de sévérité sérieuse (la classification en termes de sévérité étant basée sur les travaux de l'Irdes). Un élément supplémentaire à considérer est l'idée que nous estimons une forme réduite, au sens où la santé est un capital essentiel pour l'accès au marché du travail et l'obtention d'un revenu. Les courbes d'indifférence « plates » du bas de nos graphiques traduisent le fait que les personnes démunies voient dans la santé un instrument pour améliorer leur niveau de vie et non pas une priorité en termes de qualité de la vie. En ce qui concerne les plus hauts revenus, peut aussi jouer un effet de la possibilité accrue de supporter une mauvaise santé en compensant les inconvénients par des dépenses appropriées.

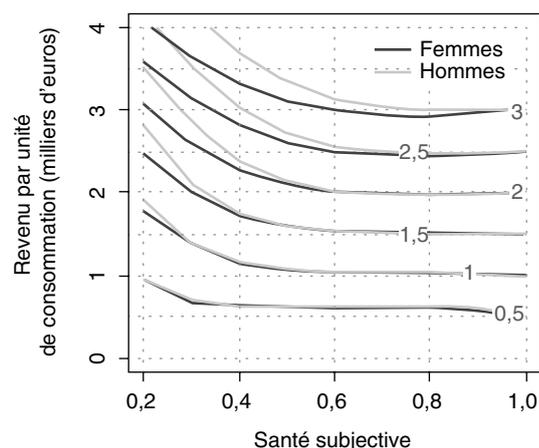
Enfin, il ne faut pas oublier que notre estimation des préférences est basée sur deux observations par individu (sa situation actuelle en termes de santé-revenu et son revenu-équivalent santé). L'identification des préférences dépend donc de la forme polynomiale utilisée pour modéliser le revenu équivalent. Bien que cette spécification soit flexible, une méthode plus robuste, qui reste à explorer, consisterait à collecter plus de données sur les arbitrages spécifiques que feraient les répondants entre différents niveaux de santé et de revenu.<sup>8</sup>

8. La méthode de révélation des préférences s'en trouverait certainement complexifiée et il faudrait peser les avantages et les inconvénients d'une meilleure identification économétriques des préférences si les réponses sont obtenues dans des scénarios d'évaluation plus complexes pour les répondants.

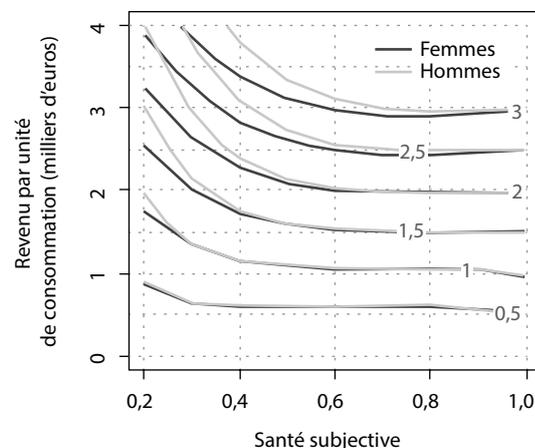
Graphique V  
Courbes d'indifférence  
A - À 36 ans



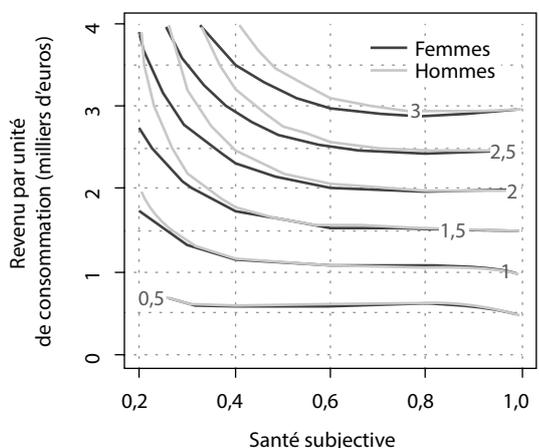
B - À 50 ans



C - À 59 ans



D - À 70 ans



Lecture : chaque graphique donne les courbes d'indifférence entre revenu et santé en distinguant le genre. Les points appartenant à chacune des courbes d'indifférence correspondent à des combinaisons de santé et revenu qui sont équivalentes en termes de bien-être.  
Champ : population française, 2009.  
Source : enquête réalisée par les auteurs.

## Les coefficients de pondération pour l'analyse coût-bénéfice ne dépendent pas seulement du revenu, mais également de la santé

Sur la base des estimations économétriques des préférences santé-revenu, il est maintenant possible d'estimer les pondérations telles que définies dans l'équation (1) (cf. encadré 2 pour les détails du calcul).

Dans le cas d'une aversion aux inégalités égale à 1, ce sont les hommes de 36 ans qui disposent d'un revenu par unité de consommation de

500 euros et d'un niveau de santé de 80 pour lesquels la pondération est maximale et donc normalisée à 1 (cf. tableau 2 - A). Le niveau de priorité attribué aux femmes de 36 ans de même revenu et de même santé est sensiblement le même (0,94). La pondération attribuée aux hommes et aux femmes du même âge décroît pour des niveaux de santé inférieurs, jusqu'à être réduite de moitié par rapport au référent, mais elle décroît aussi lorsque la santé passe de 80 à 100.

Il peut paraître surprenant que les pondérations ne soient pas systématiquement décroissantes en fonction du niveau de santé. Cela peut s'expliquer par l'interaction entre les deux termes du coefficient de pondération donnés

Tableau 2  
Pondérations suivant l'état de santé, l'âge et le revenu par unité de consommation  
A - Indice d'aversion aux inégalités égal à 1

	Santé subjective									
	20		40		60		80		100	
Revenu par unité de consom. (OCDE)	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme
<b>Âge = 36 ans</b>										
500	0,50	0,49	0,70	0,66	0,95	0,89	1,00	0,94	0,52	0,52
1 500	0,21	0,23	0,18	0,19	0,19	0,19	0,19	0,19	0,17	0,17
2 500	0,15	0,16	0,10	0,11	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
<b>Âge = 50 ans</b>										
500	0,44	0,43	0,63	0,59	0,87	0,81	0,93	0,87	0,52	0,52
1 500	0,17	0,20	0,17	0,18	0,18	0,19	0,19	0,19	0,17	0,17
2 500	0,14	0,12	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,11	0,10	0,10
<b>Âge = 59 ans</b>										
500	0,41	0,40	0,58	0,55	0,81	0,76	0,89	0,83	0,52	0,52
1 500	0,15	0,18	0,17	0,18	0,18	0,19	0,19	0,19	0,17	0,17
2 500	0,10	0,12	0,09	0,11	0,10	0,11	0,10	0,11	0,10	0,10
<b>Âge = 70 ans</b>										
500	0,38	0,37	0,54	0,51	0,75	0,70	0,83	0,78	0,52	0,52
1 500	0,13	0,15	0,16	0,17	0,18	0,18	0,19	0,19	0,17	0,17
2 500	0,07	0,09	0,09	0,10	0,10	0,11	0,11	0,11	0,10	0,10

B - Indice d'aversion aux inégalités égal à 3

	Santé subjective									
	20		40		60		80		100	
Revenu par unité de consom. (OCDE)	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme
<b>Âge = 36 ans</b>										
500	1,00	0,99	0,52	0,50	0,82	0,74	0,94	0,84	0,21	0,21
1 500	0,04	0,04	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
2 500	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

→

dans l'équation (1). Pour mieux comprendre ce phénomène, nous avons représenté sous forme graphique et à titre d'exemple le détail du calcul des pondérations pour les hommes de 36 ans d'un revenu par unité de consommation de 500 euros mensuel (cf. graphique VI). Dans ce graphique, la première figure en partant du haut nous donne le bien-être du répondant fonction de sa santé en abscisse, calculé d'après la fonction  $b_i^c(r_i, s_i)$  estimée en lui ajoutant le terme  $r_i s_i^2$ . Le bien-être est globalement croissant avec la santé, marque cependant une très légère inflexion à la baisse entre 0,4 et 0,8 et il est convexe quand la santé approche de 1. La seconde figure représente le coefficient de priorité (le terme  $(r_i^*)^{-\rho}$  de l'équation 1) pour un degré d'aversion aux inégalités modéré ( $\rho=1$ ), qui n'est dans ce cas que l'inverse de la fonction de bien-être individuel estimée. Sur le troisième graphique, on a fait figurer le second élément de la pondération, l'utilité marginale du revenu par unité de consommation, à savoir

$$\frac{\partial r_i^*}{\partial r_i}$$

que l'on obtient par dérivation numérique. Cette utilité marginale est d'abord croissante avec la santé, elle atteint ensuite un maximum autour d'un indice de santé de 70, elle est

enfin légèrement décroissante. Elle-même le produit de ces deux termes, la pondération est représentée graphiquement sur la quatrième figure. Elle peut augmenter avec la santé en raison de la conjonction de la stabilité du bien-être pour les niveaux de santé les moins bas et de la croissance de l'utilité marginale du revenu pour les niveaux de santé les moins élevés. Le même type de raisonnement s'applique aux hommes et aux femmes des autres catégories d'âge.

Les pondérations attribuées aux hommes et aux femmes plus âgées disposant d'un revenu par unité de consommation mensuel de 500 euros sont plus faibles. Cela s'explique essentiellement par l'impact sensiblement plus faible d'une baisse de l'indice de santé sur le bien-être des personnes plus âgées, à ce niveau de revenu par unité de consommation. La différence d'impact d'une détérioration de l'état de santé se perçoit nettement quand on compare les courbes d'indifférence correspondant à 500 euros pour les différentes classes d'âge (cf. graphique V) – l'utilité marginale du revenu étant, elle, peu différente. Par contre, ce n'est plus le cas pour les revenus par unité de consommation élevés, pour lesquels la mauvaise santé a un impact plus important sur le bien-être.

Tableau 2 (suite)

	Santé subjective									
	20		40		60		80		100	
Revenu par unité de consom. (OCDE)	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme	Homme	Femme
<b>Âge = 50 ans</b>										
500	0,57	0,57	0,41	0,39	0,69	0,62	0,83	0,74	0,21	0,21
1 500	0,03	0,03	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
2 500	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Âge = 59 ans</b>										
500	0,43	0,42	0,36	0,34	0,62	0,56	0,77	0,68	0,21	0,21
1 500	0,03	0,03	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
2 500	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
<b>Âge = 70 ans</b>										
500	0,31	0,31	0,30	0,29	0,54	0,49	0,69	0,62	0,21	0,21
1 500	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
2 500	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Lecture : on a fait figurer pour chacune des catégories de personnes considérées les coefficients de pondération pour trois niveaux du revenu par unité de consommation (500, 1500 et 2500 euros) et cinq niveaux de santé subjective (0,2, 0,4, 0,6, 0,8 et 1). Les tableaux A et B se distinguent par le niveau d'aversion aux inégalités, défini par le coefficient  $\rho$  (voir équation 1). Dans le tableau A, les pondérations sont estimées sur la base d'un coefficient  $\rho = 1$  alors que dans le tableau B elles sont estimées sur base d'un coefficient  $\rho = 3$ . Dans chacun des tableaux, les pondérations sont normalisées de telle sorte qu'un niveau de 1 est donné aux personnes à qui l'on attribue la plus forte priorité du fait de leurs préférences santé-revenu et du niveau d'aversion aux inégalités.

Champ : population française, 2009

Source : enquête réalisée par les auteurs.

D'une façon générale, la croissance du bien-être due à l'amélioration de l'état de santé est dominée par l'effet d'une hausse du revenu par unité de consommation et les pondérations diminuent rapidement avec celui-ci, passant par exemple de 1 pour un homme de 36 ans qui dispose de 500 euros de revenu par unité de consommation à 0,19 pour un revenu de 1 500 euros puis à 0,10 pour un revenu de 2 500 euros.

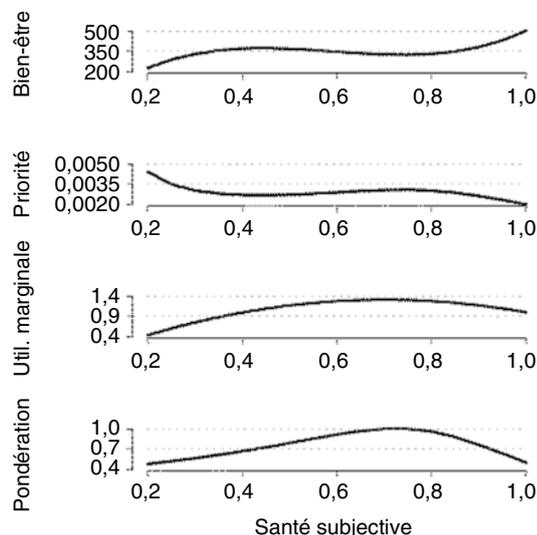
Cela ne signifie pas pour autant que les préférences des personnes qui ont des revenus élevés ne soient pas prises en compte dans une analyse coût-bénéfice pondérée telle que celle-ci. Les personnes qui ont des revenus plus élevés auront en général des consentements à payer pour la santé plus élevés (le terme  $C_i$  dans l'équation 1). Si on considère le consentement à payer pour une augmentation de l'indice de santé de 5 pour les personnes en mauvaise santé ( $s_i = 20$ ), on obtient par exemple pour un homme de 70 ans qui dispose de 500 euros par mois un consentement à payer de 61 euros<sup>9</sup>. Le consentement à payer est de 218 euros pour un revenu mensuel de 1 500 euros, et de 318 euros pour 2 500 euros. Si l'on multiplie ces consentements à payer par les pondérations estimées du

tableau 2, on obtient respectivement 23 euros, 33 euros et 35 euros comme pour mesure des bénéfices par l'approche du revenu équivalent. Des pondérations faibles ne conduisent donc pas systématiquement à une influence nulle dans le calcul des bénéfices par le revenu équivalent.

L'examen du tableau 2 met enfin en évidence que les pondérations associées à l'excellente santé sont identiques, indépendamment de l'âge et du sexe. Ce résultat est dû au fait que lorsque la santé est excellente, seules les inégalités de revenu sont considérées (puisque c'est alors le seul déterminant du bien-être). En d'autres termes, le revenu est alors un indicateur suffisant pour évaluer le bien-être.<sup>10</sup>

Lorsque que le niveau d'aversion aux inégalités augmente la fonction de choix social se rapproche d'un critère maximin. Les pondérations sont estimées pour un critère d'aversion à l'inégalité égal à 3 (cf. tableau 2 - B). Les résultats des estimations confirment que seules les personnes à faible revenu reçoivent une pondération importante et ce, toutes classes d'âge confondues. Pour les revenus par unité de consommation de 1500 et 2500 euros, les pondérations sont à l'opposé proches de zéro. Toutefois, les pondérations des personnes ayant un revenu de 500 euros varient avec l'âge et le niveau de santé. Ici ce sont les hommes et femmes jeunes (36 ans) en mauvaise santé (indice égal à 20) qui reçoivent les pondérations les plus fortes : 1 pour les hommes et 0,99 pour les femmes. Pour ce même niveau de revenu, les pondérations sont décroissantes avec l'âge mais ont par contre une relation non monotone avec la santé. Elles diminuent quand la santé augmente, elles augmentent ensuite pour atteindre un maximum pour un indice de 80, enfin, elles diminuent à nouveau lorsque l'on passe à un état d'excellente santé.

Graphique VI  
Pondération estimée en fonction de l'état de santé subjectif pour un homme de 36 ans



Lecture : la pondération proposée (dernier graphique en bas) n'est pas monotone décroissante avec la santé, car elle se calcule comme le produit de deux termes : la dérivée du revenu équivalent par rapport au revenu ordinaire (appelée « utilité marginale » dans ce graphique), et la pondération appliquée au revenu équivalent de la personne (appelée « priorité » dans ce graphique), laquelle varie en fonction inverse du revenu équivalent (appelé « bien-être » dans ce graphique). La non-monotonie provient du fait que l'utilité marginale est croissante avec l'état de santé pour les faibles états de santé.  
Champ : population française, 2009.  
Source : enquête réalisée par les auteurs.

\* \*  
\*

L'évaluation des politiques publiques peut à la fois prendre en compte les préférences de la

9. Le consentement à payer est obtenu sur la base des préférences estimées en résolvant l'égalité suivante :

$$b_i^c(r_i, s_i) + r_i s_i^2 = b_i^c(r_i - C_i, s_i + ds_i) + (r_i - C_i)(s_i + ds_i)^2$$

10. Évidemment, l'approche à deux dimensions (la santé et le revenu par unité de consommation) adoptée dans cette étude constitue une simplification ; elle pourrait s'étendre à d'autres déterminants du bien-être. Le revenu serait alors un indicateur de bien-être suffisant si la santé et les autres éléments non-monnaïres du bien-être étaient fixés à un niveau de référence convenablement choisi (Fleurbaey et al., 2010).

population et donner une certaine priorité aux plus défavorisés. La méthodologie proposée dans cet article n'est pas la seule possible, et en particulier il faut considérer que toutes les façons d'obtenir de l'information sur les préférences de la population (les principales méthodes alternatives mettent en jeu les préférences révélées par les comportements et les enquêtes de satisfaction subjective) sont potentiellement utiles et complémentaires. Cependant, une fois estimée la distribution jointe des situations objectives des personnes et de leurs préférences, le revenu équivalent-santé s'impose à notre avis comme la bonne métrique pour faire des comparaisons interpersonnelles et repérer ainsi les plus défavorisés : ceux qui cumulent mauvaise santé, bas revenu, et préférence forte pour la santé. Cette métrique l'emporte à la fois sur les mesures qui négligent les préférences, et sur les mesures purement subjectives, beaucoup plus exposées au phénomène d'adaptation des personnes à leur situation.

Nos résultats empiriques suggèrent que la santé n'est pas la priorité des personnes les plus pauvres, ce qui n'est guère surprenant mais peut poser question pour l'évaluation des résultats des politiques publiques : faut-il consacrer davantage de ressources à la réduction de la pauvreté et moins à la santé ? Cela serait une interprétation abusive de ces résultats, pour deux

raisons au moins. En premier lieu, la santé est un capital essentiel pour l'accès au marché du travail et l'obtention d'un revenu. Il ressort du profil « plat » des courbes d'indifférence situées dans la partie inférieure des graphiques que les personnes démunies voient dans la santé un instrument pour améliorer leur niveau de vie et non pas une priorité en termes de qualité de la vie. En second lieu, nous n'avons considéré ici que les arbitrages que les répondants seraient prêts à faire pour modifier la qualité de vie d'une année, sans envisager les questions de longévité et de risque vital. Ces questions sont abordées dans un autre volet de notre enquête. Elles seront exploitées dans la suite de ces recherches.

Les coefficients de pondération obtenus ici pour l'analyse coût-bénéfice dépendent davantage du revenu que de la santé, mais ils varient tout de même de façon importante avec la santé. Ce résultat est intéressant dans la mesure où l'analyse coût-bénéfice utilise parfois des coefficients qui dépendent uniquement du revenu (et lui sont inversement proportionnels) et qui négligent donc les autres dimensions du bien-être et les préférences de la population. Certaines études ont montré que cela pouvait conduire à des erreurs considérables (Banks *et al.*, 1996). Dans le cas étudié ici, nous pouvons conclure que de telles pondérations exposent à un risque d'erreur également non négligeable. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Atkinson A. (1970)**, « On the measurement of inequality », *Journal of Economic Theory*, vol. 2, pp. 244-263.

**Banks J., Blundell R. et Lewbel A. (1996)**, « Tax Reform and Welfare Measurement: Do we need demand system estimation ? », *Economic Journal*, vol. 106, pp. 1227-1241.

**Boadway R. et Bruce N. (1984)**, *Welfare Economics*, Blackwell, Oxford.

**Chanel O., Faugère E., Geniaux G., Kast R., Luchini S. et Scapecchi P. (2004a)**, « Valorisation

économique des effets de la pollution atmosphérique : Résultats d'une enquête contextuelle », *Revue Économique*, vol. 55, pp. 65-92.

**Chanel O., Luchini S., Paraponaris A. et Protière C. (2004b)**, « Les consentements à payer pour des programmes de prévention sanitaire incluent-ils de l'altruisme ? Enseignements d'une enquête sur la fièvre Q », *Revue Économique*, vol. 55, pp. 923-945.

**Donaldson C., Mason H. et Shackley P. (2006)**, « Contingent valuation in health care », in Jones A. (ed.) *The Elgar Companion to Health Economics*, Elgar, Cheltenham.

- Douglas S.G. (1995)**, « Two-step estimation of heteroskedastic sample selection models », *Journal of Econometrics*, vol. 65, pp. 347-380.
- Drummond M., O'Brien B., Stoddart G.L. et Torrance G.W. (1997)**, *Methods for the Economic Evaluation of Health Care Programmes*, Oxford University Press, Oxford.
- Fleurbaey M. (1996)**, *Théories économiques de la justice*, Economica, Paris.
- Fleurbaey M. (2005)**, « Health, wealth and fairness », *Journal of Public Economic Theory*, vol. 7, pp. 253–284.
- Fleurbaey M. (2009)**, « Beyond GDP : the quest for a measure of social welfare », *Journal of Economic Literature*, vol. 47, pp. 1029-75.
- Fleurbaey M. (2011)**, « Willingness to pay and the equivalence approach », *Revue d'Économie Politique*, n° 121, pp. 35-38.
- Fleurbaey M., Luchini S., Muller C. et Schokkaert E. (2010)**, « Equivalent income and the economic evaluation of health care », *CORE Discussion Paper 2010/6*, à paraître in *Health Economics*.
- Fleurbaey M., Luchini S. et Schokkaert E. (2009)**, « Évaluation économique en santé : qui a peur de l'étalon monétaire ? », *Revue de Philosophie Économique*, vol. 10, pp. 19-34.
- Hadorn D. (1991)**, « Setting health care priorities in Oregon: Cost-effectiveness meets the rule of rescue », *Journal of the American Medical Association*, vol. 265, pp. 2218–2225.
- Heckman J. (1976)**, « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica*, vol. 47, pp. 153-161.
- Idler E.L. et Benyamini Y. (1997)**, « Self-rated health and mortality: a review of 27 community studies », *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 38, pp. 21–37.
- Kahneman D., Ritov I. et Schkade D. (1999)**, « Economic preferences or attitude expressions? An analysis of dollar responses to public issues », *Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 19, pp. 203-235.
- Layard R. et Glaister S. (1994)**, *Cost-Benefit Analysis*, 2<sup>ème</sup> éd., Cambridge University Press, Cambridge.
- Luchini S. (2003)**, « De la singularité de la méthode d'évaluation contingente », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 141-152.
- Luchini S., Protière C. et Moatti J-P. (2003)**, « Eliciting several willingness to pay in a single contingent valuation survey: application to health care », *Health Economics*, vol. 12, pp. 51–64.
- Maniquet F. (1999)**, « L'équité en environnement économique », *Revue Économique*, vol. 50, pp. 787-810.
- Moulin H. et Thomson W. (1997)**, « Axiomatic analysis of resource allocation problems », in K.J. Arrow, A.K. Sen, and K. Suzumura (Eds.), *Social Choice Re-examined*, vol. 1, Macmillan, Londres et St. Martin's Press, New-York.
- Olsen J. et Smith R. (2001)**, « Theory versus practice: a review of 'willingness-to-pay' in health and health care », *Health Economics*, vol. 10, pp. 39–52.
- Pearce D.W. (1971)**, *Cost-Benefit Analysis*, Macmillan, Londres.
- Sen A.K. (1985)**, *Commodities and Capabilities*, North-Holland, Amsterdam.
- Van Soest A., Das M., Gong X. (2002)**, « A structural labor supply model with flexible preferences », *Journal of Econometrics*, vol. 107, pp. 345-374.
- White H. (1980)**, « A heteroskedasticity consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity », *Econometrica*, vol. 48, pp. 817-838.