

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

Marc Fleurbaey^{1,2}, Stéphane Luchini³, Erik Schokkaert^{4,2}, Carine Van de Voorde⁴

Résumé : Nous proposons une façon d'introduire des pondérations relatives à l'équité distributive dans l'analyse coût-bénéfice pour l'évaluation des politiques de santé. Ces pondérations reposent sur une mesure du bien-être individuel en termes de revenu équivalent, qui tient compte de la situation des personnes en matière de santé, ainsi que de leurs préférences sur les arbitrages entre santé et revenu. Une enquête sur un échantillon représentatif de Français a été réalisée pour estimer les préférences de la population et calculer ces pondérations pour des sous-groupes de personnes.

Introduction

Les pratiques d'évaluation en matière de politique publique de santé oscillent régulièrement entre deux écueils. L'analyse *coût-bénéfice* traditionnelle suscite la méfiance en raison de son usage de l'étalon monétaire et de sa tendance naturelle à donner la priorité à ceux qui, du haut de leur richesse, ont d'importants consentements à payer. Elle est de fait peu utilisée en matière de santé. L'analyse *coût-efficacité* qui ne met en œuvre que des mesures de résultats en matière de santé pour un euro dépensé a, quant à elle, l'inconvénient de ne rien dire sur les arbitrages entre dépenses de santé et autres dépenses, et les mesures de résultats qu'elle mobilise sont aussi l'objet de controverses similaires à celles provoquées par l'analyse coût-bénéfice. L'expérience célèbre et malheureuse des QALYs en Oregon a montré qu'une approche trop agrégative des résultats de santé pouvait apparaître grossièrement inéquitable (Hadorn 1991).

Dans cet article, nous rappelons qu'il existe des méthodes d'évaluation équitable qui permettent d'échapper en partie à ces difficultés. Elles reposent sur une combinaison originale des outils classiques de l'économie du bien-être et de la théorie économique de l'équité, en introduisant dans une fonction de bien-être social des indicateurs de bien-être individuel qui respectent les préférences mais sont mesurées en unités objectives (par

¹ CNRS, Université Paris Descartes.

² CORE, Université de Louvain-la-Neuve.

³ CNRS, Université de la Méditerranée.

⁴ Katholieke Universiteit Leuven.

exemple en unités monétaires). Elles 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 aussi ancienne que l'humanité, mais 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 rationnellement former des projets de vie différents, et donc accorder des priorités différentes à diverses dimensions de leur vie, il paraît important de respecter autant que possible leurs souhaits pour leur propre situation, dans 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.

Nous montrons, sur l'exemple d'une méthode particulièrement attractive et intuitive, le revenu équivalent-santé, comment cette approche peut être mise en œuvre. Une enquête spécifique a été réalisée pour estimer les préférences de la population française. Nous expliquons comment on peut dériver de telles données des coefficients de pondération permettant de procéder à une évaluation des politiques de santé.

Les méthodes classiques d'évaluation

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 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 ? Les plus démunis vont voir leur situation de santé s'améliorer, pour ceux d'entre eux dont la meilleure assurance permettra un meilleur accès aux soins. 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 s'inquiètent plus de leur revenu que de 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.

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 répandue, à faire la somme des consentements à payer de la population. De quoi s'agit-il ? Pour chaque personne affectée par la réforme, on peut se demander quelle variation supplémentaire de son revenu rendrait la réforme neutre pour elle. Quelqu'un qui bénéficie de la réforme devrait voir, en sus de la réforme, son revenu baisser d'un certain montant pour que la réforme accompagnée de cette ponction cesse d'être bénéfique. Ce montant est le « consentement à payer », une appellation qui se justifie par le fait que c'est le montant d'argent maximum que cette personne serait disposée à payer pour que la réforme ait lieu. A l'inverse, quelqu'un qui pâtit de la réforme devrait recevoir une compensation pour que la réforme cesse d'être néfaste à son égard. 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 ceci se produit, on constate que ceux qui bénéficient de la réforme sont collectivement capables de compenser 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 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. A 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, selon cette même approche, il faut 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 les traitements des maladies qui se concentrent sur eux. Appliquée à l'exemple de la réforme des complémentaires santé présenté plus haut, l'analyse coût-bénéfice sera biaisée contre 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.

Ce problème conduit certains analystes à introduire des pondérations pour rétablir les choses en faveur des moins riches. La pondération consiste souvent à diviser le consentement à payer par le revenu de la personne concernée, parfois élevée à une certaine puissance (Pearce 1971, Layard et Glaister 1994). L'analyse coût-bénéfice ainsi pondérée est beaucoup moins inquiétante, mais 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 les politiques passées 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 réforme et du consentement à payer pour la seconde réforme une fois la première réforme 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 point peut paraître technique, mais il peut produire des résultats aussi bizarres que l'approbation d'une réforme et l'approbation du retour au statu quo : les deux changements, bien qu'exactly 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. Ce qui sera développé dans cet article se situe dans le prolongement de ces propositions.

Avant de proposer une version amendée de l'analyse coût-bénéfice, évoquons brièvement l'analyse coût-efficacité qui est aujourd'hui plus répandue 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. En quoi consiste cette méthode ? Elle consiste à évaluer directement les impacts en matière de santé des politiques ou programmes considérés, en rapportant les effets produits au coûts de ces politiques ou 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 (V. 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 clairement 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 comptés 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.

Peut-on mieux faire ?

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.

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

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

Vient alors le problème le plus délicat. Comment arbitrer équitablement entre les différents individus quand leurs intérêts sont conflictuels ? Deux choses sont nécessaires à ce stade. 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 avantageux et qui l'est moins. Nous allons revenir dans la section suivante sur ce point.

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 de priorité que l'on accorde aux plus défavorisés. Si l'on adopte une fonction qui fait simplement la 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 φ , 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 commode d'adopter une fonction φ simple telle que $\varphi(x) = \frac{1}{1-\rho}x^{1-\rho}$, et ρ est alors interprété comme le degré d'aversion à l'inégalité : quand $\rho = 0$, on retombe sur 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 pour les plus défavorisés.

Précisons ici que l'aversion à l'inégalité ou la priorité pour les plus défavorisés n'est pas une question de respect des préférences individuelles des populations concernées ou la conséquence d'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 ρ dans les calculs appliqués, comme nous allons le faire dans cet article. Au moins peut-on dire que l'idée d'une priorité des plus *favorisés* – une préférence pour l'inégalité ! – n'est pas populaire, et ne mérite guère d'être considérée dans les calculs.

Les comparaisons interpersonnelles par le revenu équivalent

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^{ème} siècle les a cependant conduits à un grand scepticisme à l'égard des mesures de grandeurs subjectives, de sorte que les comparaisons interpersonnelles ont été nimbées d'une aura de mystère et 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.

Notons toutefois à ce propos que le scepticisme issu du behaviorisme s'est progressivement éteint avec ce dernier, les développements des enquêtes déclaratives sur le bien-être subjectif ayant 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 (V. notamment Sen 1985).

De fait, l'émergence de principes d'équité formulées 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 « fonctionings »).

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 (V. l'encadré 1 sur la définition de la santé). Le revenu équivalent-santé (formule raccourci pour « 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 $b_i(r_i, s_i) = r_i^*$.

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. Cela se produit dès que la personne est disposée à opérer des substitutions entre revenu et santé. Si l'on considère que le revenu est une variable composite qui représente toutes les consommations que le consommateur peut s'acheter avec son revenu, ce type de substitution est naturel. La santé est une dimension du confort parmi d'autres, et procéder à des arbitrages entre différentes dimensions de confort est courant. Dans la vie courante, de nombreux arbitrages de ce genre sont faits : une nourriture plus saine coûte un peu plus cher, les heures supplémentaires peuvent nuire à la santé, faire de l'exercice physique coûte du temps et parfois de l'argent, et ainsi de suite. Le graphique 1 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_i, s_i) . En effet, si l'individu préfère (r_i, s_i) à (r'_i, s'_i) , 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_i, s_i) qu'avec (r'_i, s'_i) , en conformité avec les préférences.

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 d'une relation d'indifférence entre (r_i, s_i) et (r_i^*, s^*) , laquelle ne dépend que de la façon dont i classe les différentes situations (r_i, s_i) , et non pas d'autres données subjectives comme une quelconque « fonction d'utilité subjective » attribuant une valeur numérique particulière au bien-être subjectif dans les différentes situations (r_i, s_i) . 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 est que si deux individus ont les mêmes préférences sur les situations (r_i, s_i) , le classement de leurs deux situations personnelles d'après le revenu équivalent-santé respecte leurs préférences sur leurs deux situations. C'est-à-dire que si i et j ont les mêmes préférences et préfèrent tous deux (r_i, s_i) 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 sur les situations personnelles, mais aussi sur les comparaisons entre personnes partageant les mêmes préférences. Cette propriété n'est pas satisfaite en général 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 de 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.

Il peut être important ici de remarquer qu'une propriété un peu plus forte n'est satisfaite ni par le revenu équivalent-santé ni par les indicateurs subjectifs. Il s'agit de la propriété consistant à évaluer comme étant toujours plus avantageuse une situation comportant une meilleure santé et un revenu plus élevé, quelles que soient les préférences des personnes dans les deux situations comparées. Cette propriété de dominance générale paraît au premier abord très intuitive, mais elle est incompatible avec le respect des préférences individuelles sur 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 2 (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 donc dire que i est en aussi bonne situation en A qu'en B, et que j est en aussi bonne situation en C qu'en

D. Or, A domine C en revenu et en santé, tandis que D domine B. Si la dominance générale 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 est incohérent avec les équivalences induites par les préférences personnelles.

Plus fondamentalement, ce qui est trop fort dans le principe de la dominance générale est l'idée que l'on peut négliger les différences de préférences quand on compare deux situations dont l'une domine l'autre. 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.

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 raisonnable parmi la classe d'indicateurs semblables.

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

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

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

avec la fonction $\varphi(x) = \frac{1}{1-\rho}x^{1-\rho}$, et l'indicateur de bien-être individuel $b_i(r_i, s_i) = r_i^*$, le revenu équivalent-santé.

Il est intéressant de comparer cela avec l'analyse coût-bénéfice, car la différence est moins grande qu'on ne pourrait le croire, bien qu'elle soit essentielle. Imaginons que l'on fasse subir à chaque individu un changement infinitésimal de sa situation, (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 se trouve correspondre au consentement à payer pour ce changement, notons-le C_i . L'impact du changement sur le bien-être social est égal à

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

On voit que l'on obtient une somme pondérée des consentements à payer. Le coefficient de pondération est le produit de deux termes : la priorité sociale accordée à i qui est d'autant plus forte que r_i^* est faible, en raison de l'aversion à l'inégalité incarnée par le coefficient ρ ; « l'utilité marginale » du revenu pour i , mesurée non pas en termes d'utilité mais en termes de revenu équivalent-santé. La présence de ces deux termes du coefficient de pondération est cruciale d'une part pour corriger le biais anti-redistributif de l'analyse coût-bénéfice non pondérée, et d'autre part pour assurer 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).

Ces calculs permettent non 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 :

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

L'utilisation de l'étalon monétaire dans les analyses habituelles ne répond donc qu'à des conventions et à des impératifs de commodité (V. 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 de 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.

La méthode d'évaluation basée sur le revenu équivalent-santé a été présentée jusqu'à maintenant dans le cadre simplifié où les situations individuelles ne comportent que deux aspects : le revenu et la santé. Comment procéder dans un monde plus complexe où les gens s'intéressent à de multiples dimensions de leur vie, pas seulement le revenu et la santé ? Dans un tel monde, on peut procéder d'une façon similaire en fixant un niveau de référence pour toutes les dimensions non monétaires, ou prendre des références plus sophistiquées qui varient avec le niveau de revenu. Mais nous allons considérer dans cet article une application empirique où les autres dimensions, en dehors de la santé, ne sont pas prises en compte et où le revenu équivalent-santé est calculé comme cela vient d'être présenté. La question qui se pose alors est d'estimer les erreurs d'appréciation qui peuvent en découler. Considérons pour commencer l'évaluation relative de deux situations qui sont identiques dans toutes les variables autres que le revenu et la santé. Le fait d'ignorer ces autres dimensions peut entraîner des erreurs en matière de priorité : parmi les personnes défavorisées en matière de revenu et de santé, certaines sont plus ou moins défavorisées dans les autres dimensions. Il se peut même que certaines personnes qui n'apparaissent pas très défavorisées en revenu et santé soient en réalité fort démunies en raison de très mauvaises situations dans les autres dimensions. Par exemple, un étranger en situation illégale peut bénéficier d'un revenu décent et d'une bonne santé, mais être dans une situation très précaire en raison d'une politique de déportation sur critères ethniques, ce qui le classe parmi les plus défavorisés. Inversement, il peut arriver en théorie qu'une personne pauvre et en mauvaise santé bénéficie d'avantages dans les autres dimensions. Toutefois, on peut penser que ce type d'erreur est assez peu probable, ou du moins qu'il est peu probable que cela survienne dans une proportion significative de la population. Le problème est plus épineux si l'on veut comparer des situations dans lesquelles des changements affectent d'autres dimensions que la santé et le revenu : il est alors possible que l'évaluation ne respecte pas les préférences de la population concernée. Il est donc important de vérifier que les changements qui surviennent dans les autres dimensions ne soient pas de nature à modifier l'évaluation. Ce problème, heureusement, a peu de chance d'être significatif lorsqu'il s'agit d'évaluer des politiques ciblées sur la santé des populations.

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.

Méthode empirique

Dans 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. La question qui reste en suspens concerne la mise en œuvre pratique de cette approche. Dans cette section, 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.

Pour mettre en œuvre l'approche décrite, il faut pouvoir estimer les préférences de la population en matière de santé et revenu. Comme nous l'avons vu ci-dessus (équation 1), il nous faut en effet calculer la dérivée du revenu équivalent-santé par rapport au revenu pour estimer les coefficients de pondération (nous revenons sur ce dernier point quand nous présentons l'analyse économétrique). Il ne suffit donc pas d'estimer le revenu équivalent-santé des membres de la société, il faut également estimer leurs arbitrages en termes de santé et revenu, c'est-à-dire les courbes d'indifférence comme celles présentées dans le graphique 1.

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 (V. Olsen et Smith, 2001, pour une revue de l'application de la méthode en santé et Luchini et al. 2003, et Chanel et al. 2004a,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 le sacrifice qu'ils sont prêts à consentir pour voir leurs ennuis de santé résolus, autrement dit pour être en bonne santé.

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 des valeurs profondes des personnes que leurs choix ordinaires, lesquels sont souvent entachés d'irrationalité.

Il faut noter que 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 (plus vraisemblablement 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 calculer les QALYs, V. 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. 2009). 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 étant extraites du questionnaire IRDES - Enquête Santé et Protection Sociale, ESPS).

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 aux répondants qui répondent « non » une série de questions permettant de détecter les réponses dites de protestation (refus). 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 1500 euros).

Les préférences santé-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, 3331 questionnaires ont été administrés. 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.

Evaluation 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 (3305 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 (pour rappel la valeur 0 en bas de l'échelle indique la mort). A 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.

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 pour 850 d'entre eux. Pour les répondants non célibataires, nous disposons du revenu du ménage et de la taille du ménage pour 2324 d'entre eux. Au total, nous disposons donc d'un échantillon de 3174 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 1573 euros et le revenu médian est de 1400 euros. A titre de comparaison, les données de l'INSEE indiquent un revenu mensuel par équivalent adulte médian de 1515 euros.⁵ Les répondants ont un revenu par unité de consommation inférieur à 660 euros dans le premier décile de la distribution et supérieur à 2616 euros dans le dernier décile (avec 5% des répondants ayant un revenu par unité de consommation supérieur à 3182 euros et seuls 2% des répondants ayant un revenu supérieur à 3960 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 2453 non célibataires, 995 ont accepté le principe

⁵ INSEE, DGI, Revenus fiscaux localisés des ménages – 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.

d'une réduction de leur niveau de vie en faveur d'une vie sans problèmes de santé dans les douze derniers mois. Au total, 1314 répondants ont donc déclaré qu'ils auraient été prêts à voir leur niveau de vie diminuer pour ne pas avoir connu de problèmes de santé dans les 12 derniers mois, soit 39.4% de l'échantillon. Il est intéressant ensuite de considérer 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 10.0% de ceux qui ont refusé. On constate 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. 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. 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.⁶ 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 (2231 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 3 propose un premier test de validité interne de nos données. Dans ce graphique, nous présentons 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

⁶ 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.

représentés par une surface grisée). Dans ce même graphique, une estimation non paramétrique par noyau de la densité de la santé subjective est présentée (les unités sont représentées sur l'axe de droite du graphique). 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 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).

Dans le graphique 4, nous présentons un second test de validité interne: les résultats d'une estimation non paramétrique mais cette fois-ci portant sur 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 sur ce même graphique. On constate que la relation est globalement croissante. Il faut noter que seuls les revenus par unité de consommation inférieurs à 4000 sont présentés pour faciliter la lecture du graphique – peu d'observations sont disponibles au-delà de 4000 euros comme l'indique la densité estimée du revenu, et les intervalles de confiance sont relativement importants au-delà de 3800 euros. Les résultats de ces premières estimations sont donc conformes aux prédictions théoriques: 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 1420 euros et ce, pour 2150 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 1503 euros, significativement différent du revenu équivalent-santé (un test de différence de moyennes donne $p < .001$).⁷

Le tableau 1 présente les estimations semi-paramétriques du revenu équivalent-santé. Il s'agit ici d'estimer les préférences des personnes interrogées, sur la base des consentements à payer, du revenu par unité de consommation et de la santé subjective. Les préférences sont

⁷ Comme on peut le constater, 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 ($p < .001$). 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 ($p = .005$) mais il n'y a pas de différence en termes d'âge ($p = .142$) et de santé subjective ($p = .234$). Ces résultats suggèrent qu'il nous faut tenir compte dans les estimations d'un éventuel biais de sélection.

modélisées sur la base d'un modèle d'utilité aléatoire où l'utilité est spécifiée par un polynôme de degré trois contraint (voir encadré 2). Les estimations prennent en compte l'hétéroscédasticité des données suggérée par les graphiques 3 et 4. On constate dans le graphique 4 que la variance des consentements à payer augmente avec le niveau de revenu équivalent. A l'opposé, le graphique 3 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 nous l'avons indiqué précédemment. La conjugaison de ces deux difficultés nous 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 qui présente plus en détail 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.⁸ L'équation du revenu équivalent-santé est estimée sur l'échantillon des personnes ayant déclaré une santé supérieure ou égale à 20. Il y a trop peu d'observations dont la santé est inférieure à 20 avec différents niveaux de revenu pour que les estimations soient suffisamment fiables.⁹ La première partie du tableau 1 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.

On constate en premier lieu que seuls certains des paramètres communs à l'ensemble de l'échantillon sont significatifs (sur la base de la matrice de variance-covariance robuste à l'hétéroscédasticité et au biais de sélection): le revenu équivalent-santé diminue avec le revenu et augmente en fonction du revenu au carré, la santé a également une influence directe (le revenu équivalent santé augmente avec la santé au cube). Les termes d'interaction qui croisent la santé subjective avec le revenu et le revenu au carré sont également très significatifs. Le signe négatif du coefficient du terme faisant intervenir le revenu au carré contribue à affaiblir l'effet de la santé sur le revenu équivalent-santé pour les revenus les plus élevés.

En second lieu, deux facteurs d'hétérogénéité sont considérés: l'âge et le 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* =

⁸ Les résultats détaillés de cette estimation sont disponibles sur demande aux auteurs.

⁹ Les répondants ayant une santé inférieure à 20 sont considérés dans l'équation de sélection mais pas dans l'équation du revenu équivalent-santé.

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 $p < 0.001$). On constate en particulier que le sexe masculin, ou un plus grand âge, viennent atténuer le phénomène décrit au paragraphe précédent, c'est-à-dire l'affaiblissement de l'effet de la santé pour les revenus élevés.

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. Les figures 5, 6, 7 et 8 présentent 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 5), 50 ans pour le second (graphique 6), 59 pour le troisième (graphique 7) et 70 pour le quatrième quintile (graphique 8). Dans chaque graphique, les courbes d'indifférence des hommes et des femmes sont considérées. À droite de chacune des figures, on trouve le revenu équivalent-santé proprement dit lorsque la santé subjective est à son maximum, i.e. égale à 1 (celle-ci ayant été normalisée de 0 à 1). Les points sur chacune des courbes d'indifférence partant d'un niveau du revenu équivalent-santé à droite correspondent à des combinaisons de santé et revenu qui sont équivalentes en termes de bien-être à la situation avec une parfaite santé mais avec un revenu différent.

Il ressort de l'examen de ces figures que les préférences santé-revenu sont à peu près 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 santé inférieure à 40. 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 (voir figures 7 et 8). Enfin, on note que le sexe des personnes interrogées n'a d'influence que pour les tranches de revenu élevées (au dessus de 1500 euros), les femmes accordant une priorité plus faible à leur santé pour ces tranches de revenu. Le phénomène est cette fois présent pour toutes les tranches d'âge considérées mais

éventuellement plus marqué pour les tranches d'âge plus élevées.

Le fait que les courbes d'indifférence soient approximativement plates pour les niveaux de santé supérieurs à 0.6 peut poser question. Reflète-t-il 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, 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). Si ces résultats reflètent un effet d'adaptation des préférences des personnes en mauvaise santé, cela marque une limite de notre méthodologie empirique. En effet, si le niveau de santé influence les préférences, il faut plus de données sur les arbitrages que feraient les répondants entre différents niveaux de santé et de revenu pour estimer leurs préférences. Les deux points fournis par leur situation actuelle et leur revenu équivalent-santé (associé à une bonne santé) ne suffisent plus. En ce qui concerne les plus hauts revenus, il peut aussi y avoir un effet de la possibilité accrue de supporter une mauvaise santé en compensant par des dépenses appropriées. Ceci n'est pas gênant car cela ne reflète pas nécessairement une modification des préférences en fonction du revenu.

Les pondérations. Sur la base des estimations économétriques des préférences santé-revenu, il nous est maintenant possible d'estimer les pondérations telles que définies dans l'équation (1) (la méthode de calcul numérique est détaillée dans l'encadré 2). Les tableaux 2 et 3 présentent les coefficients de pondérations estimés pour les différentes tranches d'âge et le sexe des personnes. Pour chacune des catégories de personnes considérées sont présentés les coefficients de pondération pour trois niveaux du revenu par unité de consommation (500, 1500 et 2500 euros) et cinq niveaux de santé subjective (20, 40, 60, 80 et 100). Les tableaux 2 et 3 se différencient par le niveau d'aversion aux inégalités considéré, défini par le coefficient ρ (voir équation 1). Dans le tableau 2, les pondérations sont estimées sur la base d'un coefficient $\rho=1$ alors que dans le tableau 3 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.

Dans le tableau 2, 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 lesquelles la pondération est maximale et est donc normalisée à 1. 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 décroissantes en fonction du niveau de santé. 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 (graphique 9). 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 avec une légère non monotonie entre 0.4 et 0.8 et il est convexe quand la santé approche de 1 (la santé est ici renormalisée de 0 à 1). Dans la seconde figure, on a calculé le coefficient de priorité (le terme $(r_i^*)^{-\rho}$ dans 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. Dans le troisième graphique, on a représenté le second élément de la pondération, l'utilité marginale du revenu par unité de consommation, c'est-à-dire $\frac{\partial r_i^*}{\partial r_i}$, obtenue par dérivation numérique. Celle-ci est croissante avec la santé pour atteindre un maximum autour d'une santé de 0.7 puis légèrement décroissante ensuite. Enfin, la pondération elle-même est le produit de ces deux termes et elle représentée graphiquement dans la quatrième figure. On constate notamment à l'examen de cette figure que la pondération 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 dans les autres catégories d'âge.

On notera par ailleurs que 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. Ce phénomène s'explique essentiellement par l'impact sensiblement plus faible d'une baisse de la santé sur le bien-être des personnes plus âgées, à ce niveau de revenu par unité de consommation. La différence d'impact d'une baisse de la santé est visible quand on compare les courbes d'indifférence correspondant à 500 euros pour les différentes classes d'âge dans les graphiques 5 à 8 – l'utilité marginale du revenu étant, elle, peu différente. Ce n'est par contre plus le cas pour les revenus par unité de consommation élevés où la mauvaise santé a un impact plus important sur le bien-être que pour les revenus les plus faibles.

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 1500 euros puis à 0.10 pour un revenu de 2500 euros.

Il faut cependant noter que cela ne conduit pas ici à ce que les préférences des personnes qui ont des revenus élevés ne soient pas prises en compte dans une analyse coût-bénéfice

pondérée. 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 la 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.¹⁰ Lorsque le revenu augmente jusqu'à 1500 euros, on obtient un consentement à payer de 218 euros, puis de 318 euros pour un revenu mensuel de 2500 euros. Si l'on multiplie ces consentements à payer par les pondérations estimées dans le tableau 2, on obtient respectivement 23 euros, 33 euros et 35 euros comme 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 de la personne. 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 d'une personne car sa santé est excellente.¹¹

Lorsque que le niveau d'aversion aux inégalités augmente la fonction de choix social se rapproche d'un critère maximin. Dans le tableau 3, le critère d'aversion d'inégalité passe de 1 à 3. 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 en effet proches de zéro. Il faut noter toutefois que 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 (santé de 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. Les pondérations diminuent quand la santé augmente puis augmentent pour jusqu'à atteindre un maximum pour une santé de 80 et diminuent à nouveau pour l'excellente santé.

Conclusion

L'évaluation des politiques publiques peut à la fois prendre en compte les préférences de la population et donner une certaine priorité aux plus défavorisés. La méthodologie proposée

¹⁰ Le consentement à payer est obtenu sur la base des préférences estimées en résolvant l'égalité suivante:

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

¹¹ Evidemment, l'analyse est ici simplifiée à deux dimensions, la santé et le revenu par unité de consommation mais 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-monétaires du bien-être étaient égalisés à un niveau de référence convenablement choisi (V. Fleurbaey et al. 2010)

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, nous estimons que le revenu équivalent-santé est 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 est supérieure aux mesures qui négligent les préférences, et supérieure aux mesures purement subjectives qui sont beaucoup plus vulnérables 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. Ce que nous disent les courbes d'indifférence plates du bas de nos graphiques, c'est 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, il faut également souligner que 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 et seront exploitées dans la suite de ces recherches.

Les coefficients de pondération pour l'analyse coût-bénéfice qui ont été obtenus ici 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 substantielles (Banks et al., 1996). Dans le cas étudié ici, nous pouvons conclure que le risque d'erreur est également non négligeable.

Références

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

Boadway R., N. Bruce 1984, *Welfare Economics*, Oxford : Blackwell.

- Chanel O., E. Faugère, G. Geniaux, R. Kast, S. Luchini, P. Scapecchi 2004a, « Valorisation économique des effets de la pollution atmosphérique: Résultats d'une enquête contextuelle », *Revue Economique* 55: 65-92.
- Chanel O., S. Luchini, A. Paraponaris, C. Protière 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 Economique* 55: 923-945.
- Douglas S.G. 1995, « Two-step estimation of heteroskedastic sample selection models », *Journal of Econometrics* 65: 347-380.
- Drummond M., B. O'Brien, G.L. Stoddart, G.W. Torrance 1997, *Methods for the Economic Evaluation of Health Care Programmes*, Oxford: Oxford University Press.
- Fleurbaey M. 1996, *Théories économiques de la justice*, Paris : Economica.
- Fleurbaey M. 2005, « Health, wealth and fairness », *Journal of Public Economic Theory* 7: 253–284.
- Fleurbaey M., S. Luchini, C. Muller, E. Schokkaert 2010, « Equivalent income and the economic evaluation of health care », *CORE Discussion Paper* 2010/6.
- Fleurbaey M., S. Luchini, E. Schokkaert 2009, « Evaluation économique en santé: qui a peur de l'étalon monétaire? », *Revue de Philosophie Economique* 10: 19-34.
- Hadorn D. 1991, « Setting health care priorities in Oregon : Cost-effectiveness meets the rule of rescue », *Journal of the American Medical Association* 265 : 2218–2225.
- Heckman J. 1976, « Sample selection bias as a specification error », *Econometrica* 47: 153-161.
- Idler E.L., Y. Benyamini 1997, « Self-rated health and mortality: a review of 27 community studies », *Journal of Health and Social Behavior* 38: 21–37.
- Kahneman D., I. Ritov, D. Schkade 1999, « Economic preferences or attitude expressions? An analysis of dollar responses to public issues », *Journal of Risk and Uncertainty*, 19 : 203-235.
- Layard R., S. Glaister 1994, *Cost-Benefit Analysis*, 2^{ème} éd., Cambridge : Cambridge University Press.
- Luchini S. 2003, « De la singularité de la méthode d'évaluation contingente », *Economie et Statistique*, 357-358: 141-152.
- Luchini S., C. Protière, J-P. Moatti 2003, « Eliciting several willingness to pay in a single contingent valuation survey : application to health care », *Health Economics* 12: 51–64.
- Maniquet F. 1999, « L'équité en environnement économique », *Revue Economique* 50 : 787-810.
- Moulin H., W. Thomson 1997, « Axiomatic analysis of resource allocation problems », in K.J. Arrow, A.K. Sen, and K. Suzumura (Eds.), *Social Choice Re-examined*, Vol. 1, London: Macmillan and New-York: St. Martin's Press.
- Olsen J., R. Smith 2001, « Theory versus practice: a review of 'willingness-to-pay' in health and health care », *Health Economics* 10: 39–52.

Pearce D.W. 1971, *Cost-Benefit Analysis*, Londres : Macmillan.

Sen A.K. 1985, *Commodities and Capabilities*, North-Holland : Amsterdam.

Van Soest A., M. Das, X. Gong 2002, « A structural labor supply model with flexible preferences », *Journal of Econometrics* 107: 345-374.

White H. 1980, « A heteroskedasticity consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity », *Econometrica* 48: 817-838.

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 commodes 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 ou non 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.

Encadré 2 : Modélisation économétrique

Une stratégie économétrique consiste à considérer le modèle d'utilité aléatoire suivant:

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

où r_i^* est le revenu équivalent-santé mensuel; r_i le revenu par unité de consommation mensuel; s_i la santé mesurée par la santé subjective moyenne sur les douze derniers mois; ε_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 d'être monotone ou encore concave (voir Van Soest et al. 2002). L'indicateur de bien-être individuel $b_i(r_i, s_i)$ doit toutefois respecter une contrainte théorique minimale qui nous dit que quand 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 $b_i(.,.)$ tel que $b_i(r_i, s_i^*) = r_i$, 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

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

En résolvant l'équation ainsi définie en β_2 (le choix de β_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 β_2 dans l'indicateur de bien-être non contraint $b_i(r_i, s_i)$ et l'intégrant ensuite dans le modèle d'utilité aléatoire, on obtient un indicateur de bien-être qui respecte maintenant la contrainte théorique tout en étant flexible :

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

et tel que

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

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 γ_3^0 ci-dessous) et de paramètres associés à des explicatives notées x_i qui est un vecteur de caractéristiques individuelles $1 \times k$:

$$\alpha_{ji} = \alpha_j^0 + x_i a_j, \forall j = \{1, 2, 3\}, \beta_{ki} = \beta_k^0 + x_i b_k, \forall k = \{1, 3\} \text{ et } \gamma_{li} = \gamma_l^0 + x_i g_l, \forall l = \{1, 3\}$$

Il nous reste à définir la méthode d'estimation. Il serait tentant d'estimer le modèle économétrique ainsi défini par les moindres carrés ordinaires. La variable dépendante $r_i^* - r_i s_i^2$ est en effet à valeur dans R et des hypothèses standards sur les termes d'erreur ε_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:

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

où la deuxième équation est une équation de sélection et w_i des caractéristiques observées du répondant (la santé, le revenu par unité de consommation mais aussi des caractéristiques x_i). Les variables r_i^* et y_i^* sont des variables latentes. La variable indicatrice y_i indique si on observe ou pas le revenu équivalent du répondant i avec $y_i = I(y_i^* \geq 0)$ et telle que $r_i^* = y_i r_i^*$. Lorsque y_i vaut 1 le revenu équivalent-santé est observé et il n'est pas observé lorsque y_i est égale à 0. Les termes d'erreurs ε_i et μ_i sont distribués selon une normale bivariable dont la matrice de covariance Ω dépend de variables explicatives z_i (qui doivent être un sous-ensemble des variables w_i pour identifier le modèle) :

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

Classiquement, on explique le problème de sélection par le fait qu'il existe des variables non observables qui déterminent la variable discrète y_i qui peuvent être corrélées avec des non observables déterminant le revenu équivalent-santé. On comprend mieux le phénomène si on calcule l'espérance conditionnelle du revenu équivalent-santé :

$$E(r_i^* | y_i = 1, r_i, s_i, x_i) = r_i s_i^2 + b_i^c(r_i, s_i) + \frac{\sigma_{yr}(z_i)}{\sigma_y(z_i)} \frac{\phi[w_i \delta / \sigma_y(z_i)]}{\Phi(w_i \delta / \sigma_y(z_i))}$$

où ϕ est la densité de la loi normale, Φ 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

$\frac{\phi[w_i \delta / \sigma_y(z_i)]}{\Phi[w_i \delta / \sigma_y(z_i)]}$ dans un simple modèle probit puis le terme $\sigma_{yr}(z_i) / \sigma_y(z_i)$ par une estimation par moindres carrés ordinaires (l'inverse du ratio de Mill est inclus comme 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 des 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). Brièvement, 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 μ_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 μ_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).

Sur la base des paramètres estimés suivant cette méthode d'estimation, il est ensuite possible d'estimer les pondérations tels que définis dans l'équation (1). Le premier terme est obtenu $(r_i^*)^{-\rho}$ en utilisant le revenu équivalent santé estimé $\hat{b}_i^c(r_i, s_i) + r_i s_i^2$. Le second terme, ou « utilité marginale » du revenu équivalent santé, $\partial r_i^* / r_i$, est également calculé sur la base du revenu équivalent-santé estimé en utilisant une méthode de dérivation numérique.

Tableaux

Tableau 1: Estimation semi-paramétrique du revenu équivalent-santé ($n=2066$)

Variable	Paramètre estimé	Ecart-type	p
<i>Coefficients spécifiques à la santé</i>			
Santé / 100	0,657	0,949	0,489
(Santé/100) ³	4,059	1,650	0,014
<i>Coefficients spécifiques au revenu</i>			
Revenu/1000	- 1,368	0,431	0,002,
(Revenu/1000) ²	0,601	0,103	<0,001
(Revenu/1000) ³	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) ² x (Santé/100)	-2,401	0,275	<0,001
Hétérogénéité des préférences liée au sexe du répondant (paramètres pour les hommes)			
<i>Coefficients spécifiques à la santé</i>			
Santé/100	-0,085	0,390	0,827
(Santé/100) ³	-0,195	0,646	0,763
<i>Coefficients spécifiques au revenu</i>			
Revenu/1000	0,001	0,236	0,998
(Revenu/1000) ²	-0,064	0,054	0,238
(Revenu/1000) ³	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) ² x (Santé/100)	-0,052	0,174	0,766
Hétérogénéité des préférences liée à l'âge du répondant			
<i>Coefficients spécifiques à la santé</i>			
Santé/100	0,008	0,011	0,472
(Santé/100) ³	-0,016	0,018	0,368
<i>Coefficients spécifiques au revenu</i>			
(Revenu/1000)	0,020	0,006	0,001
(Revenu/1000) ²	-0,009	0,002	<0,001
(Revenu/1000) ³	-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) ² x (Santé/100)	0,035	0,005	<0,001
(Revenu/1000) ² x (Santé/100)	0,035	0,005	

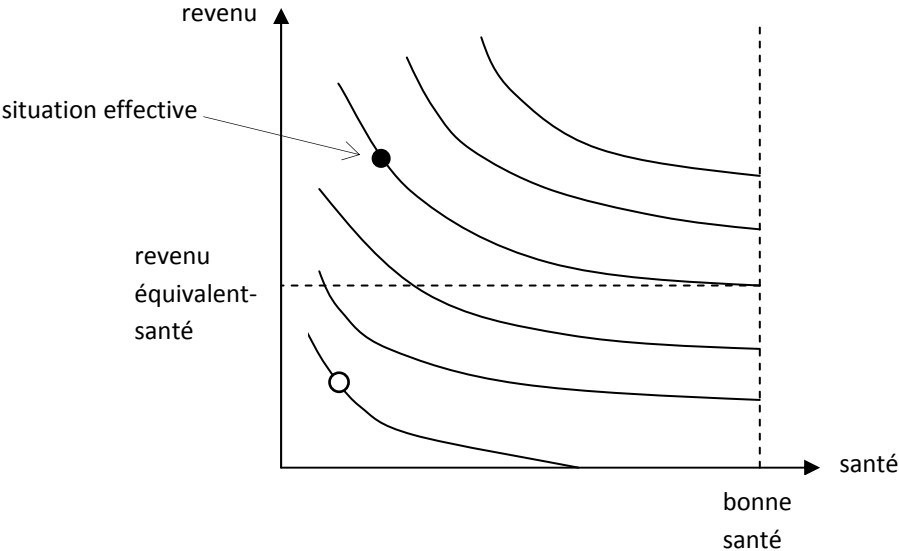
Tableau 2: Pondérations pour un indice d'aversion aux inégalités de 1

Santé subjective										
Rev. par unité de consom. (OCDE)	20		40		60		80		100	
	<i>Homme</i>	<i>Femme</i>	<i>Homme</i>	<i>Femme</i>	<i>Homme</i>	<i>Femme</i>	<i>Homme</i>	<i>Femme</i>	<i>Homme</i>	<i>Femme</i>
Age = 36 ans										
500	0,50	0,49	0,70	0,66	0,95	0,89	1,00	0,94	0,52	0,52
1500	0,21	0,23	0,18	0,19	0,19	0,19	0,19	0,19	0,17	0,17
2500	0,15	0,16	0,10	0,11	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
Age = 50 ans										
500	0,44	0,43	0,63	0,59	0,87	0,81	0,93	0,87	0,52	0,52
1500	0,17	0,20	0,17	0,18	0,18	0,19	0,19	0,19	0,17	0,17
2500	0,14	0,12	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,11	0,10	0,10
Age = 59 ans										
500	0,41	0,40	0,58	0,55	0,81	0,76	0,89	0,83	0,52	0,52
1500	0,15	0,18	0,17	0,18	0,18	0,19	0,19	0,19	0,17	0,17
2500	0,10	0,12	0,09	0,11	0,10	0,11	0,10	0,11	0,10	0,10
Age = 70 ans										
500	0,38	0,37	0,54	0,51	0,75	0,70	0,83	0,78	0,52	0,52
1500	0,13	0,15	0,16	0,17	0,18	0,18	0,19	0,19	0,17	0,17
2500	0,07	0,09	0,09	0,10	0,10	0,11	0,11	0,11	0,10	0,10

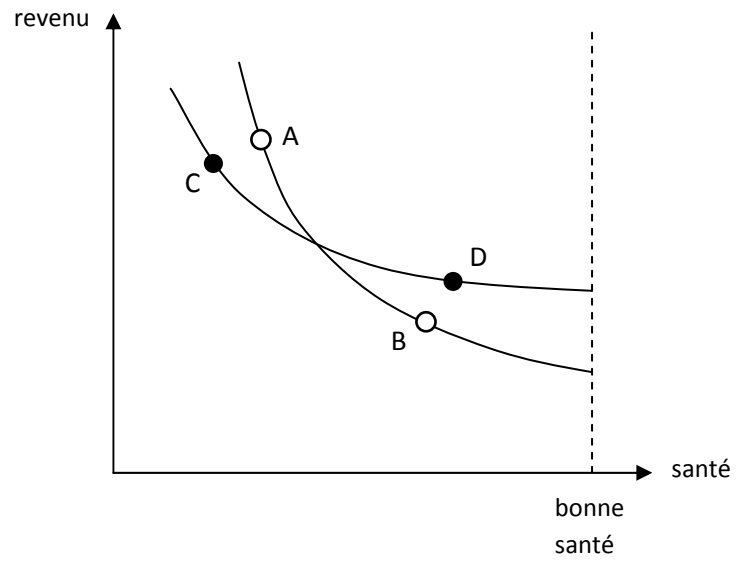
Tableau 3: Pondérations pour un indice d'aversion aux inégalités de 3

Santé subjective											
Rev. par unité de consom. (OCDE)	20		40		60		80		100		
	<i>Homme</i>	<i>Femme</i>	<i>Homme</i>	<i>Femme</i>	<i>Homme</i>	<i>Femme</i>	<i>Homme</i>	<i>Femme</i>	<i>Homme</i>	<i>Femme</i>	
Age = 36 ans											
500	1,00	0,99	0,52	0,50	0,82	0,74	0,94	0,84	0,21	0,21	
1500	0,04	0,04	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	
2500	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
Age = 50 ans											
500	0,57	0,57	0,41	0,39	0,69	0,62	0,83	0,74	0,21	0,21	
1500	0,03	0,03	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	
2500	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
Age = 59 ans											
500	0,43	0,42	0,36	0,34	0,62	0,56	0,77	0,68	0,21	0,21	
1500	0,03	0,03	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	
2500	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
Age = 70 ans											
500	0,31	0,31	0,30	0,29	0,54	0,49	0,69	0,62	0,21	0,21	
1500	0,02	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	
2500	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	

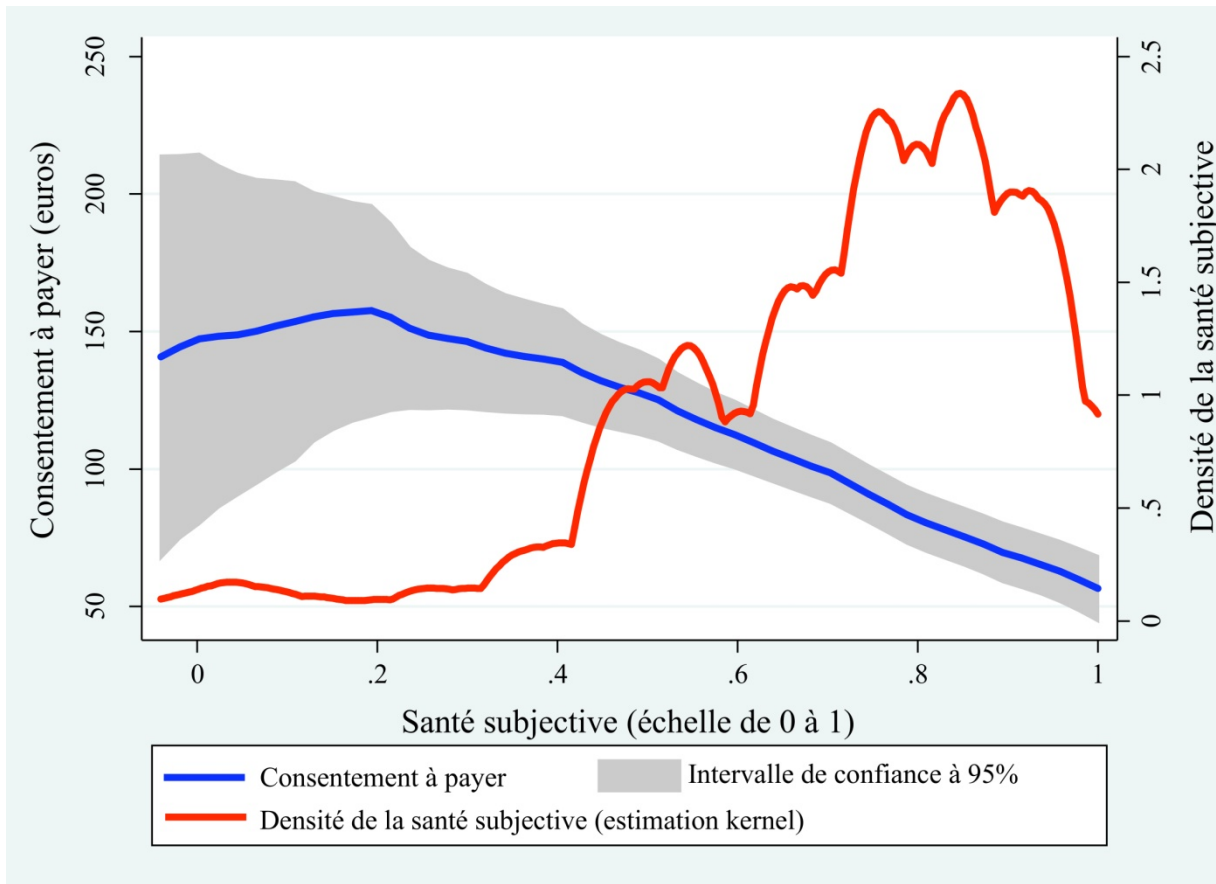
Figures



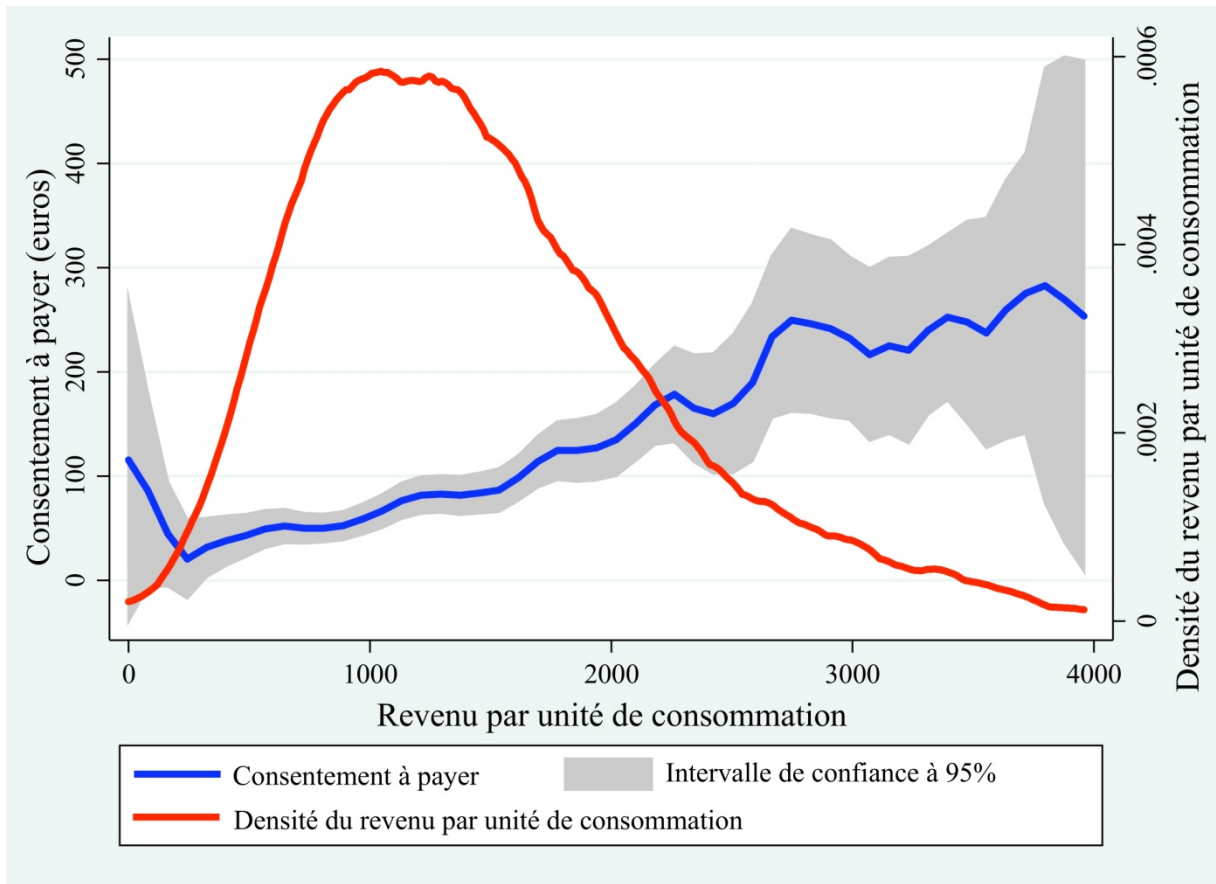
Graphique 1 : Préférences revenu-santé et revenu équivalent-santé



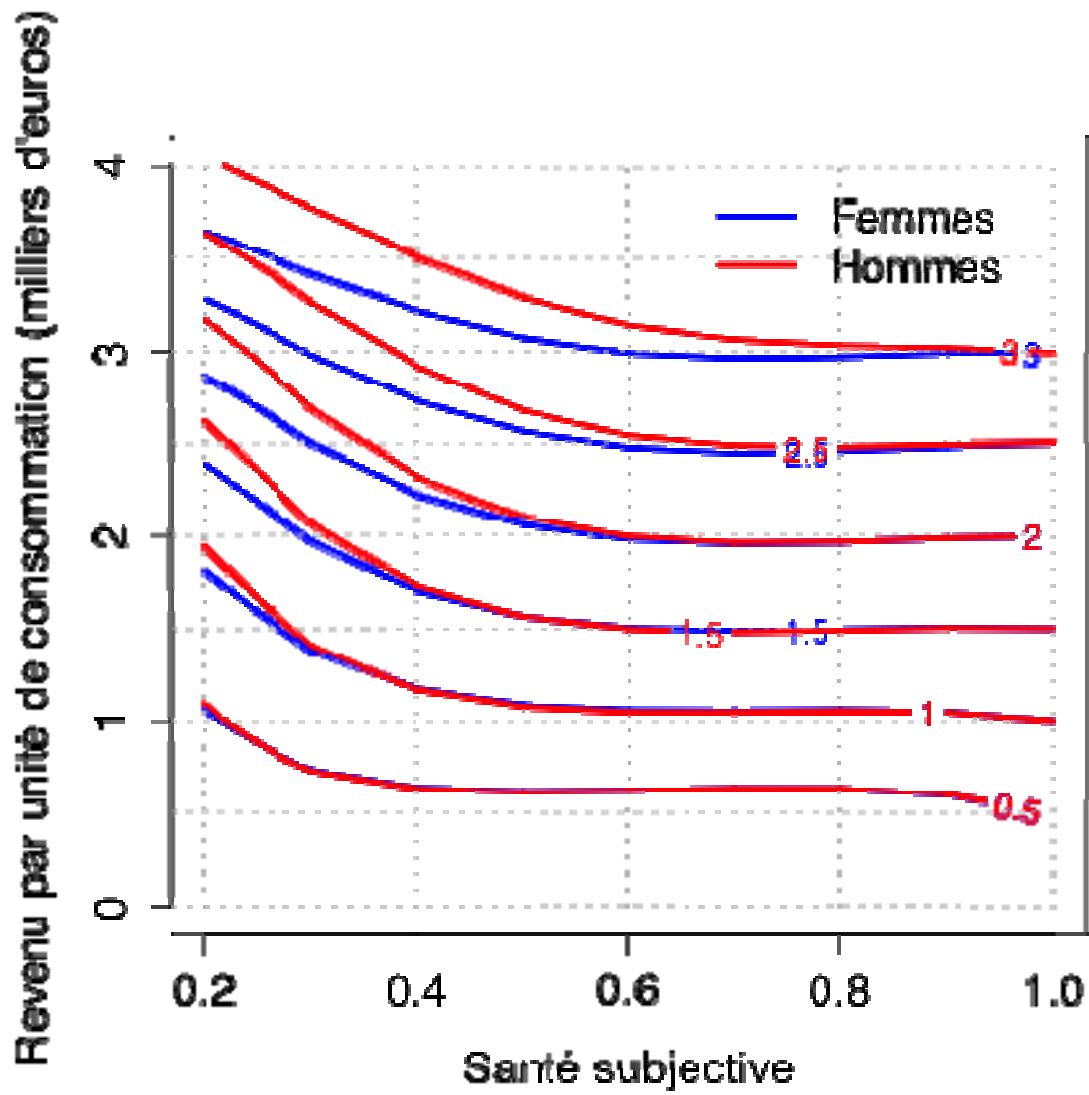
Graphique 2 : La dominance générale et les préférences individuelles



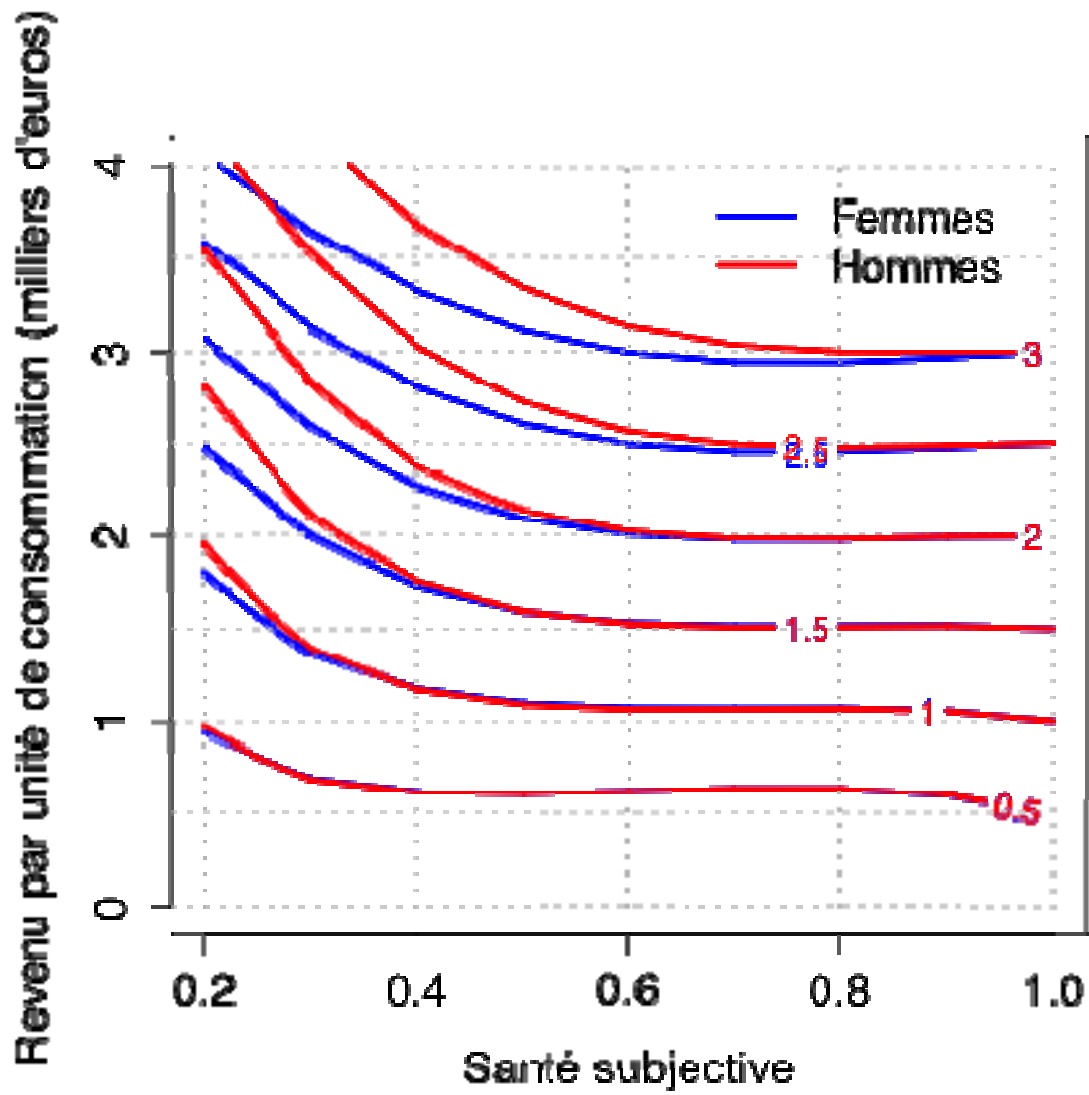
Graphique 3 : Consentement à payer et santé



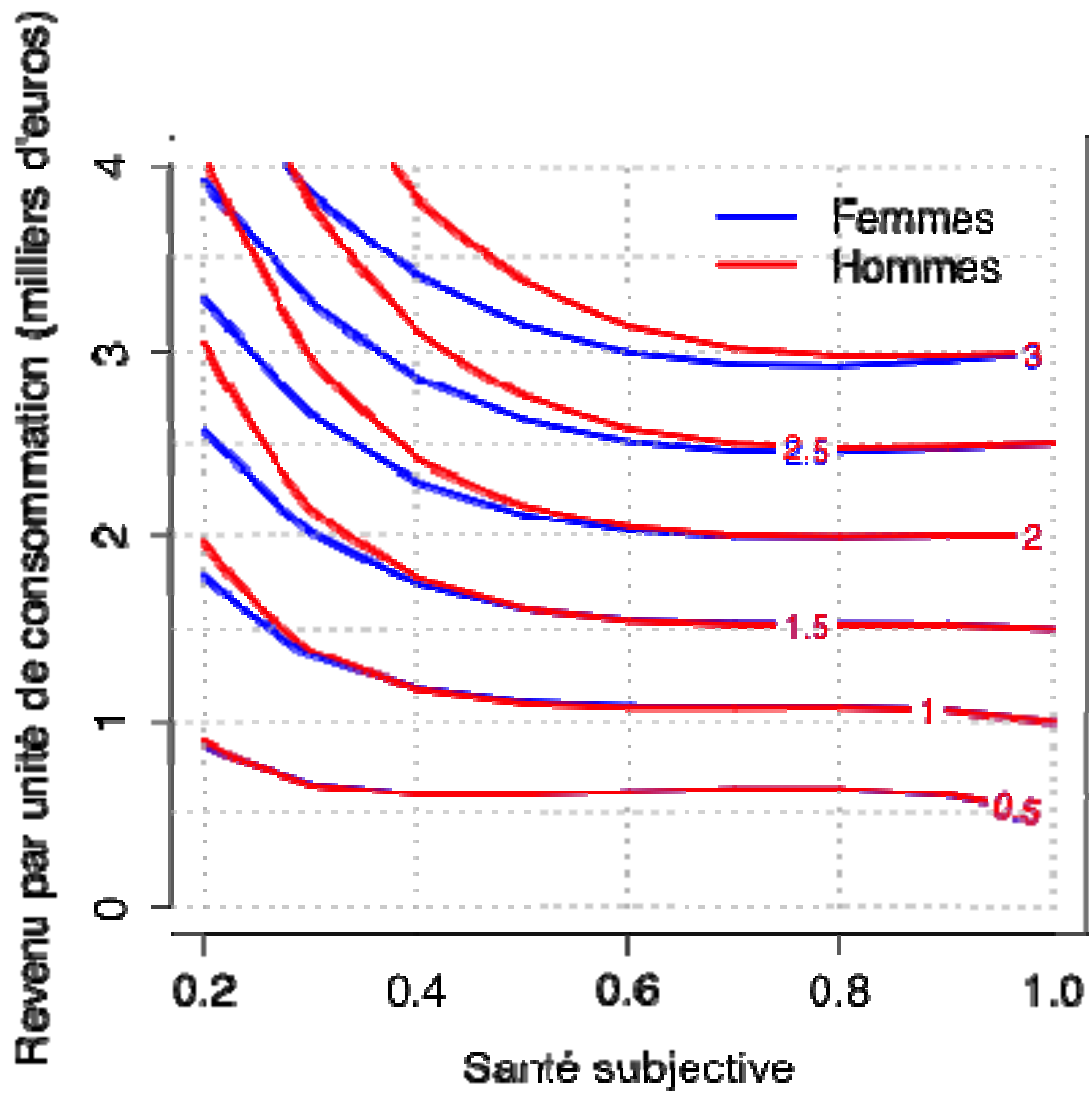
Graphique 4 : Consentement à payer et revenu



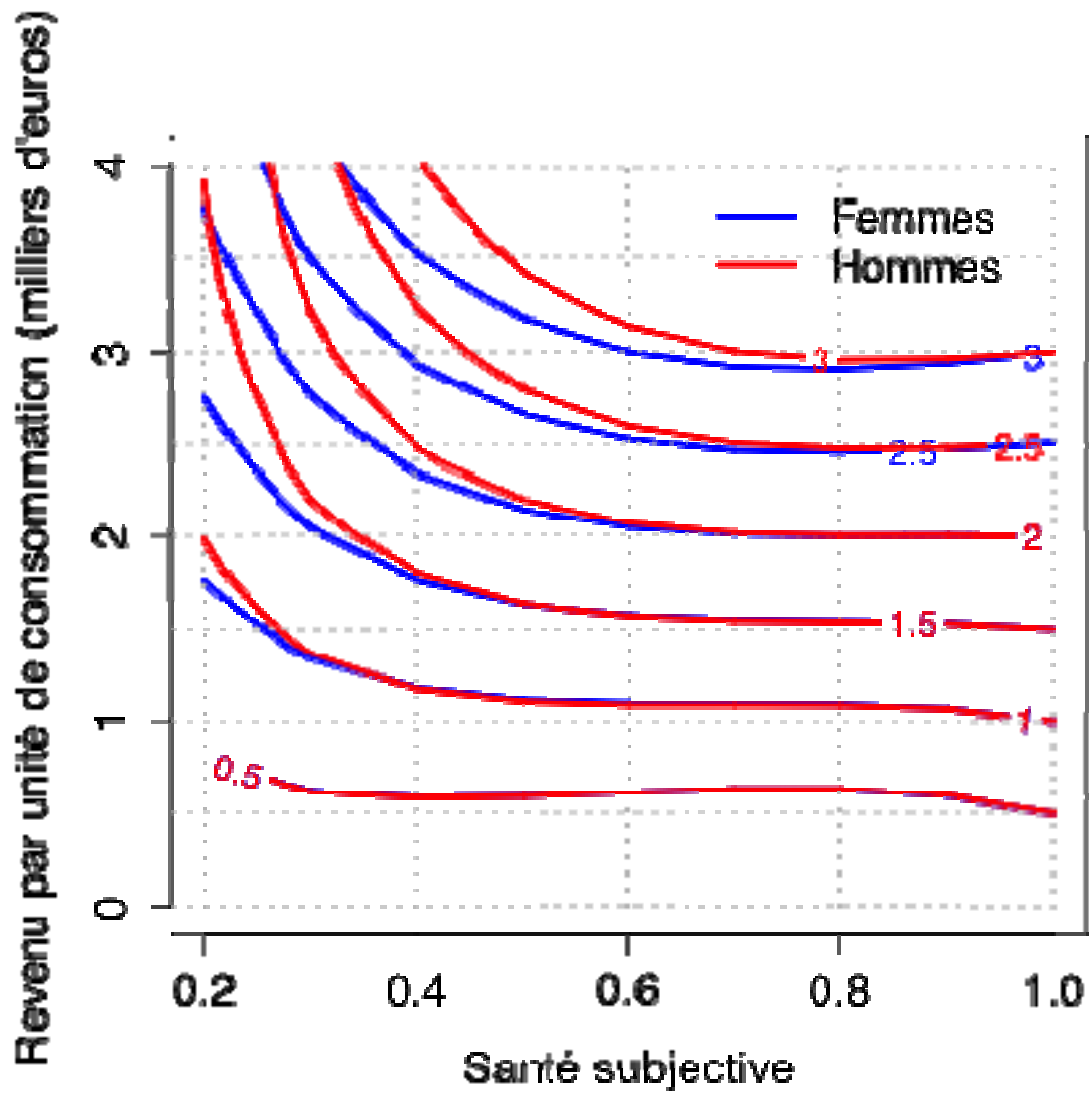
Graphique 5 : Courbes d'indifférence, 36 ans



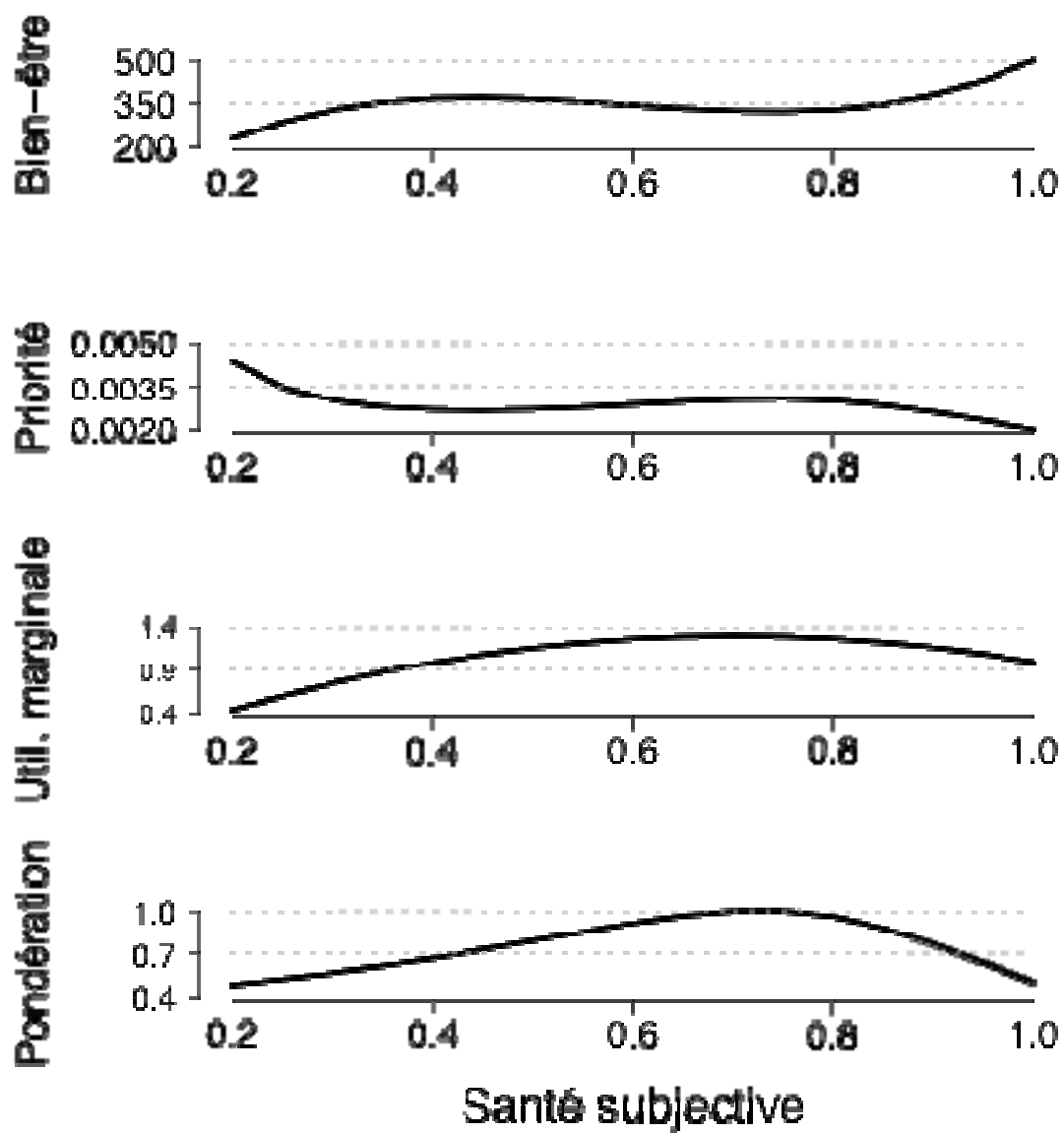
Graphique 6 : Courbes d'indifférence, 50 ans



Graphique 7 : Courbes d'indifférence, 59 ans



Graphique 8 : Courbes d'indifférence, 70 ans



Graphique 9 : Poids estimé en fonction de la santé pour un homme de 36 ans