

En quoi la prise en compte des transferts liés à la santé modifie-t-elle l'appréciation du niveau de vie ?

François Marical*

La santé est l'un des postes de dépenses les plus importants des administrations publiques. Les montants en jeu bénéficient aux personnes sous la forme de transferts en nature correspondant à la prise en charge partielle ou totale des soins. Mais la consommation de soins est très inégale au sein de la population. Les inégalités de consommation rendent compte aussi bien d'un état de santé qui diffère selon des caractéristiques personnelles (âge, sexe, etc.), que d'une inégalité de couverture par les complémentaires santé.

La redistribution n'est pas un objectif premier du système d'assurance maladie, mais le système de santé, par ses transferts des administrations publiques vers les ménages, participe à la redistribution des ressources. La progressivité des transferts liés à la santé est limitée par rapport à celle d'autres vecteurs de la redistribution (prestations sociales ou impôts par exemple). Toutefois, du fait de l'importance des masses financières engagées, les dépenses de santé contribuent autant à la réduction des inégalités de niveau de vie que les prestations sociales versées directement aux ménages.

Le niveau de vie des ménages est affecté par l'ensemble des prélèvements sur les ressources dont ils s'acquittent (charges sociales, impôts, etc.) et des prestations qui leur sont versées (prestations sociales, aides au logement, etc.), que celles-ci soient octroyées sous forme monétaire ou en nature, c'est-à-dire sous la forme de services partiellement pris en charge par les services publics. Certains transferts, même monétaires, n'ont cependant pas pour vocation première de redistribuer les richesses et ne sont donc pas pris en compte lorsqu'on procède à des bilans redistributifs. En particulier, les prélèvements sociaux qui relèvent du risque maladie répondent davantage à une logique assurancielle qu'à un objectif de redistribution. Les contreparties associées, selon qu'elles sont monétaires (indemnités journalières de maladie qui se substituent à des revenus du travail) ou en nature (remboursements de soins), sont de ce fait soit considérées comme des revenus initiaux, soit ignorées des analyses.

Cependant, même si ce n'est pas leur vocation première, ces transferts assuranciels opèrent une forme de redistribution. Au-delà d'une logique assurancielle, l'assurance maladie porte également des valeurs de solidarité, par le biais de mécanismes comme la couverture maladie universelle (CMU) ou la Sécurité sociale à 100 %¹. L'analyse des mécanismes de prélèvements « en amont de la redistribution » montre par ailleurs qu'ils ne pèsent pas de la même manière sur le revenu des personnes selon qu'elles sont modestes ou au contraire aisées, en raison tout à la fois des barèmes appliqués et de la structure des revenus en fonction du niveau de vie (Caussat L. *et alii*, 2005). Pour ce qui concerne leurs contreparties, les services de santé proposent aux plus modestes un accès aux soins *a priori* identique à celui des plus aisés. En facilitant aux premiers l'accès à ces services, la dépense publique semble donc avoir un impact différencié suivant les niveaux de vie des ménages. Selon les concepts de la comptabilité nationale, ces prestations en nature n'interviennent toutefois pas dans le calcul

* François Marical appartient à la division Études Sociales de l'Insee. L'auteur remercie Valérie Albouy, Chantal Cases, Denis Raynaud et Thibaut de Saint Pol pour leurs conseils et leurs relectures.

1. Ce dispositif couvre par exemple la totalité des soins relatifs à certaines maladies considérées comme longues et coûteuses, ou l'ensemble des soins des femmes enceintes de plus de 5 mois.

du revenu disponible brut des ménages, mais en aval de celui-ci. Elles sont donc exclues des analyses traditionnellement menées sur le niveau de vie.

Les études portant sur les effets redistributifs de l'assurance maladie restent rares et présentent des conclusions encore fragiles (Caussat L. *et alii*, 2005). En effet, conclure sur ce point suppose d'examiner le taux de recours ou d'accès aux soins selon le niveau de vie, mais aussi de résoudre un certain nombre de difficultés conceptuelles et pratiques concernant la valorisation de ces services.

L'objectif de cette étude n'est pas de proposer un bilan redistributif de l'assurance maladie, mais de documenter la façon dont la prise en compte des transferts liés aux dépenses de santé des administrations publiques (reçus par les ménages sous forme de soins partiellement ou totalement couverts) modifie de façon instantanée l'appréciation des niveaux de vie et des inégalités. La première partie de l'étude présente les inégalités de consommation de soins en 2003, observées à l'aide de l'enquête décennale de Santé de l'Insee 2002-2003. La deuxième partie propose une méthode d'imputation aux individus des dépenses de santé des administrations publiques et analyse l'impact sur la mesure des inégalités de leur intégration au niveau de vie. À partir du modèle de microsimulation Ines² et sur des données de 2005, cet impact redistributif est ensuite comparé à celui des transferts monétaires habituellement pris en compte dans les analyses portant sur les mécanismes de la redistribution.

La santé absorbe près de 14 % des dépenses des administrations publiques

La protection sociale représente le premier poste de dépenses des administrations publiques, avec 42 % du total (Vazeille L., Sonnette C., 2006). Ces dépenses sont essentiellement versées sous forme de prestations³. À côté de ces prestations sociales, traditionnellement prises en compte pour l'essentiel dans les études qui touchent aux inégalités, et outre les dépenses associées aux services publics généraux (fonctionnement des ordres législatifs et exécutifs, calcul et collecte de l'impôt, conduite de la politique extérieure) et à l'enseignement, la santé apparaît comme un poste de dépenses majeur avec 13,7 % du total des dépenses des administrations publiques. En 2005, les dépenses des ménages en soins et biens médicaux ont atteint 150,6 milliards d'euros (*figure 1*), dont 78 % (118,1 milliards d'euros) ont été couverts par les administrations publiques. Les soins hospitaliers représentent un peu plus de la moitié des dépenses des administrations publiques en soins et biens médicaux. La participation

1. Dépenses de soins et biens médicaux en 2005

en millions d'euros

	Administrations publiques ¹	Complémentaires santé ²	Ménages	Total	Part des administrations publiques (en %)
Soins hospitaliers	62 751	2 611	1 678	67 040	94
Médecins	13 900	3 431	1 760	19 092	73
Auxiliaires	7 384	967	734	9 085	81
Dentistes	3 246	3 091	2 389	8 727	37
Analyses	2 987	857	105	3 949	76
Transports de malades	2 626	84	101	2 812	93
Biens médicaux	25 228	8 265	6 397	39 890	63
Total	118 123	19 307	13 165	150 595	78

1. Y compris CMU complémentaire.

2. Hors CMU complémentaire.

Source : Drees, *comptes de la santé 2005*.

2. Pour plus de détails sur le modèle de microsimulation Ines, se reporter au chapitre « Redistribution » de la vue d'ensemble de ce même ouvrage.

3. Notons que les retraites versées par l'État sont incluses dans ces prestations.

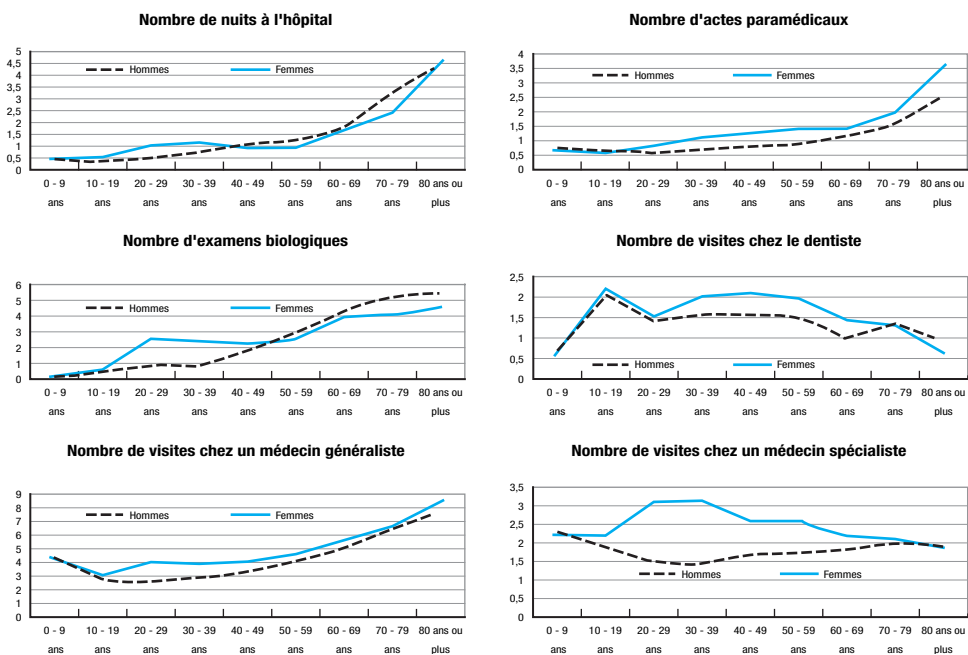
des administrations est très variable selon le type de soins. Elle s'élève à 94 % pour les soins hospitaliers et à 93 % pour les transports de malades, mais elle est seulement de 37 % pour les soins dentaires.

De fortes disparités de consommation de soins selon l'âge, le sexe et le niveau de ressources...

La fréquence des recours aux soins dépend à la fois de l'offre de soins et d'un ensemble de caractéristiques personnelles déterminant la demande. Nous analysons ici, à partir des données de l'enquête Santé 2002-2003, les effets de l'âge, du sexe et du niveau de vie sur la consommation de soins. Le niveau de ressources influe non seulement sur les habitudes de vie, mais également sur le niveau de la demande de soins, en particulier par le biais de la plus ou moins bonne couverture par une assurance maladie complémentaire. Analyser la relation entre revenu et consommation de soins est cependant délicat. Si le revenu peut affecter la consommation de soins, celle-ci, en influant sur l'état de santé et les capacités d'accès à l'emploi (Jusot F. *et alii*, 2006), peut modifier en retour le revenu.

La consommation de soins déclarée dans l'enquête Santé 2002-2003 varie selon le sexe et l'âge des personnes (figure 2). C'est sur le nombre de nuits passées à l'hôpital que les différences selon l'âge sont les plus marquantes, pour les hommes comme pour les femmes : une personne de 80 ans ou plus déclare passer en moyenne près de 4,5 nuits à l'hôpital par an, soit 9 fois plus qu'un enfant de moins de 9 ans. Le nombre de visites chez un médecin généraliste augmente également avec l'âge, sauf pour les plus jeunes : les enfants de moins de 9 ans consultent plus souvent les médecins généralistes que les personnes âgées de 10 à 19 ans.

2. Consommation annuelle de soins selon l'âge, le sexe et le type de soins



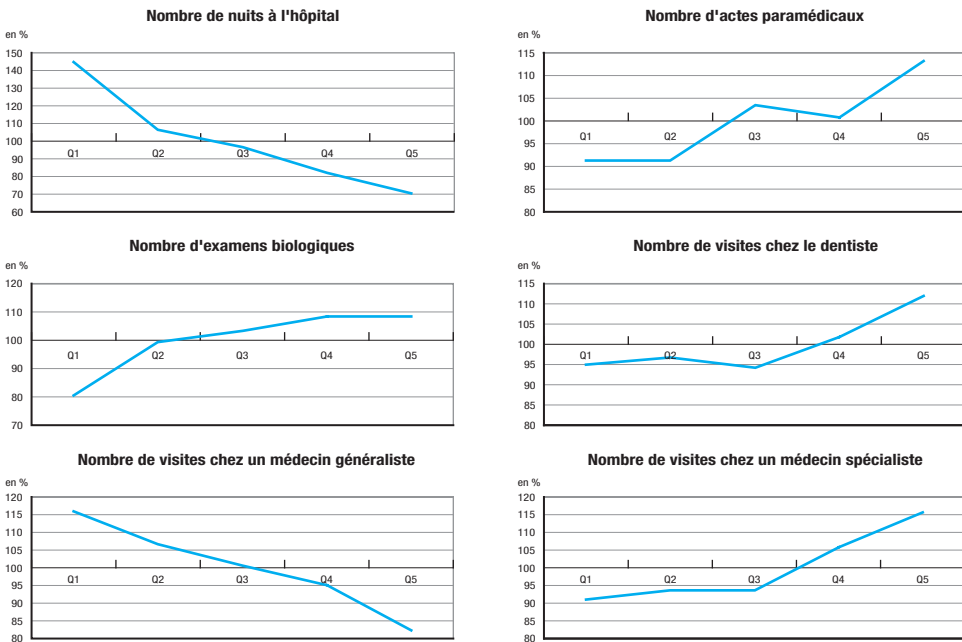
Lecture : en 2003, un homme ayant entre 50 et 59 ans effectue en moyenne 2,9 examens biologiques et 4 visites chez un médecin généraliste par an.
 Champ : France métropolitaine, ensemble des individus.

Source : Insee, enquête Santé 2002-2003.

Pour toutes les catégories de soins examinées, les femmes en âge de procréer déclarent une consommation de soins plus importante que celle des hommes, particulièrement en ce qui concerne les visites chez des médecins spécialistes. Ce résultat tient sans doute pour une grande part aux consultations obstétriques et plus généralement au suivi gynécologique des femmes de cette tranche d'âge.

À âge et sexe donnés⁴, la consommation de soins varie également avec le niveau de vie (figure 3). Ainsi, les 20 % des personnes les plus modestes (1^{er} quintile de niveau de vie) passent en moyenne 45 % de nuits en plus à l'hôpital que l'ensemble des personnes de même âge et de même sexe, contre 30 % de nuits en moins pour les 20 % des personnes les plus aisées (5^e quintile de niveau de vie). Les effets du niveau de vie sur la consommation de soins diffèrent cependant très fortement selon le type de soins considéré. Ainsi, si les nombres de nuits passées à l'hôpital et de visites chez les médecins généralistes sont plus élevés chez les individus les plus modestes et diminuent quand le niveau de vie augmente, c'est l'inverse pour les autres catégories de soins. Les individus ont donc des structures de consommation de soins sensiblement différentes selon leur niveau de vie. Une dépense de l'État d'un montant donné ne renvoie pas en moyenne à une consommation de soins identique, selon qu'elle bénéficie à des individus plus ou moins aisés qui ne consommeront pas ce montant pour les mêmes soins. Néanmoins, lorsque nous imputerons les montants correspondants aux individus, nous ne ferons aucune différence quant à la nature et la qualité des soins.

3. Consommation annuelle de soins selon le niveau de vie, à âge et sexe donnés



Lecture : en 2003, un individu faisant partie des 20 % des personnes les plus modestes en termes de niveau de vie (1^{er} quintile : Q1) passe en moyenne 45 % de nuits en plus à l'hôpital que la moyenne de la population de même sexe et de même groupe d'âge, tandis qu'un individu faisant partie des 20 % les plus aisés (5^e quintile : Q5) y passe en moyenne 30 % de nuits en moins.

Champ : France métropolitaine, ensemble des individus.

Source : Insee, enquête Santé 2002-2003.

4. Nous suivons ici une méthodologie identique à celle proposée par Mormiche (Mormiche P., 1995). La standardisation par l'âge permet d'évaluer les effets propres du niveau de vie en s'affranchissant de la relation entre niveau de vie et âge.

... qui reposent sur une couverture maladie et des états de santé inégaux

Ces fortes disparités de consommation de soins selon le niveau de vie peuvent être reliées d'une part aux inégalités vis-à-vis de la couverture complémentaire, et d'autre part aux inégalités d'état de santé, les deux phénomènes pouvant être eux-mêmes liés. L'assurance maladie, aujourd'hui universelle en France pour les résidents réguliers⁵, couvre une partie importante des dépenses de santé, mais variable selon les soins considérés. Le montant qui reste *in fine* à la charge des patients dépend fortement du fait qu'ils sont dotés ou non d'une couverture maladie complémentaire. En 2003, plus de 90 % des personnes bénéficient d'une complémentaire santé (Marical F., de Saint Pol T., 2007 ; Allonier C. *et alii*, 2006) et ont une consommation de soins supérieure aux autres (Raynaud D., 2005). Les hypothèses généralement avancées sont de deux ordres : soit les individus couverts ont souscrit une assurance complémentaire parce qu'ils anticipaient un besoin de soins plus important, soit, sans que ce soit exclusif, ils consomment plus de soins parce qu'ils sont dotés d'une complémentaire et que les soins leur coûtent moins cher, et non parce qu'ils sont plus souvent malades que les autres (*encadré 1*).

Encadré 1

Complémentaire santé et surplus de consommation de soins : la notion d'alea moral *

En économie de la santé, la notion d'alea moral renvoie à l'idée que la présence d'assurance conduit à une inflation des dépenses en soins. Cette notion d'alea moral n'est pas propre à l'économie de la santé mais est plutôt caractéristique de la relation d'assurance. Dans la veine des travaux de Rothschild et Stiglitz (Rothschild M., Stiglitz J., 1976), on considère que l'existence d'asymétries d'information entre l'assureur et l'assuré peut induire de tels mécanismes. En économie de la santé, la présence d'assurance est rarement suspectée d'induire une aggravation du risque maladie de la population assurée (*alea moral ex ante*). En revanche, elle est plus fortement suspectée d'induire une consommation de soins plus grande, à état de santé fixé (*alea moral ex post*).

Empiriquement, cette inflation des dépenses due à la présence d'assurance est avérée. Elle est difficile à interpréter car on peut avoir deux lectures concurrentes (mais non exclusives) de l'association entre dépenses de soins et niveau d'assurance. Cette association peut être due au fait que les personnes sont capables d'anticiper correctement si elles vont avoir des besoins en soins plutôt élevés ou plutôt faibles, et de s'assurer en fonction (antisélection). Cette association peut aussi venir du fait qu'une fois assurées, les personnes (ou les professionnels qui les soignent) modifient

leur comportement en matière de consommation de soins. C'est dans ce dernier cas qu'il s'agit d'alea moral. Les études empiriques sur le sujet concluent plutôt à l'existence d'alea moral, qu'elles soient effectuées sur données étrangères ou françaises. Bien qu'ayant des méthodologies différentes, ces études exploitent généralement des situations où le niveau d'assurance, ou sa variation, ne sont pas choisis (Chiappori P.A. *et alii*, 1998) ou cherchent à contrôler au mieux toute variable censée permettre d'anticiper au mieux les dépenses de santé (en premier lieu l'état de santé). L'ampleur de la « surconsommation » induite par la présence d'assurance est toutefois difficile à quantifier précisément, même si le chiffre de 20 % est celui qui est le plus souvent avancé.

Il importe cependant de ne pas assimiler surconsommation ou effet de risque moral et gaspillage. Une partie au moins de cette surconsommation est positive puisqu'elle découle des effets recherchés par la mise en place d'une assurance : l'assurance donne les moyens de se soigner, même lorsque les soins nécessaires sont onéreux. Bien que l'on puisse donner des exemples de situations où les dépenses ne seraient pas optimales (examens redondants, mauvaise coordination des professionnels de santé), l'estimation de l'ampleur de ce « gaspillage » se heurte à la

* Cet encadré a été rédigé par Valérie Albuy (Insee, division Redistribution et politiques sociales, au moment de la rédaction de ce dossier).

5. En 2003, 99,6 % des personnes bénéficiaient de l'assurance maladie

Encadré 1 (suite)

difficile définition du niveau de soins optimal (Baubeau D., Cases C., 2004). Dès lors, il est difficile de déterminer quelle est la part de l'alea moral que l'on doit essayer de supprimer.

Comme dans d'autres relations d'assurance, la correction de l'alea moral passe par la mise en place de mécanismes de franchises. Ces mécanismes sont efficaces dans la mesure où ils conduisent à une réduction des dépenses, mais pas forcément optimaux s'ils amènent les personnes à renoncer à des soins nécessaires.

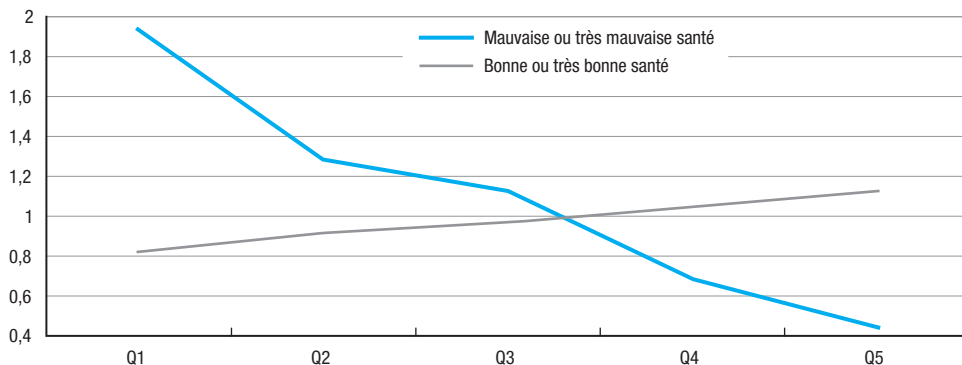
La mise en place de franchises fait largement reposer l'incitation sur le patient : cela suppose implicitement que celui-ci est à même d'arbitrer la priorité des soins. Les personnes ayant des couvertures assurancielles plus faibles ont tendance à renoncer autant à des soins nécessaires qu'à des soins relevant plus du confort. Les effets de ces renoncements sur la santé des personnes sont difficilement prévisibles, dans la mesure où ils ne peuvent apparaître qu'à moyen ou long terme.

Pour ce qui concerne l'état de santé, les analyses des différences selon le niveau de vie se réfèrent soit à un état de santé diagnostiqué, soit à un état de santé perçu par les personnes elles-mêmes. Toujours à partir des données de l'enquête Santé 2002-2003, il existe ainsi une relation limitée entre le revenu et le risque de déclarer souffrir d'une maladie chronique ou non chronique ou de présenter une restriction d'activité (Lanoë J.-L., Makdessi-Raynaud Y., 2005). Le risque de souffrir d'une maladie chronique ou non chronique serait même légèrement plus faible pour les individus les plus modestes. Ces résultats, basés sur l'état de santé diagnostiqué, sont toutefois fragilisés par un biais de sélection. En effet, les individus peu suivis par le système de santé ont sans doute une moindre connaissance de leur état de santé et peuvent de ce fait omettre de déclarer certaines affections au sujet desquelles on les questionne. La comparaison des prévalences de quelques maladies estimées par enquête puis par examen médical montre ainsi que les personnes souffrant d'hypertension artérielle sont plus nombreuses à ne pas le déclarer lorsqu'elles n'ont pas consulté de médecin généraliste au cours des douze derniers mois (Dauphinot V. *et alii*, 2006).

Si on privilégie une mesure plus subjective de l'état de santé, il apparaît qu'à âge et sexe donnés, l'appréciation moyenne qu'ont les individus de leur état de santé varie également fortement avec le niveau de vie. Ainsi les 20 % des individus les plus modestes (1^{er} quintile de niveau de vie) se déclarent 1,9 fois plus souvent en mauvaise ou très mauvaise santé que l'ensemble des individus de même sexe et de même groupe d'âge (figure 4). Au contraire,

4. Perception de l'état de santé selon le niveau de vie

rapport à la moyenne, à âge et sexe donnés



Lecture : en 2003, à âge et sexe donnés, un individu faisant partie des 20 % des personnes les plus modestes en terme de niveau de vie (1^{er} quintile : Q1) déclare 1,9 fois plus souvent que la moyenne être en mauvaise ou très mauvaise santé.

Champ : France métropolitaine, ensemble des individus.

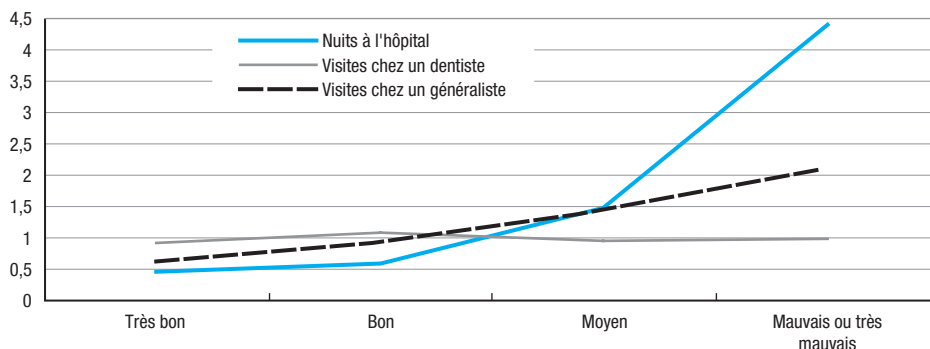
Source : Insee, enquête Santé 2002-2003.

les 20 % des individus les plus aisés (5^e quintile de niveau de vie) estiment deux fois moins souvent être en mauvaise ou très mauvaise santé que l'ensemble des individus de même sexe et de même groupe d'âge. Le sentiment d'être en bonne ou très bonne santé varie également avec le niveau de vie, mais de façon beaucoup moins marquée : à âge et sexe donnés, un individu du 1^{er} quintile de niveau de vie a une probabilité inférieure de 20 % à la moyenne de se déclarer en bonne ou très bonne santé, contre une probabilité supérieure de 13 % à la moyenne pour un individu du 5^e quintile de niveau de vie.

Consommation de soins et état de santé perçu sont liés (figure 5). Toutefois, l'intensité de ce lien varie selon le type de soins considéré. Ainsi, si en moyenne, un individu se déclarant en mauvaise ou très mauvaise santé passe 4,4 fois plus de nuits à l'hôpital et effectue 2 fois plus de visites chez les généralistes que la moyenne, il n'effectue pas plus de visites chez le dentiste.

5. Consommation de soins selon l'état de santé

Rapport à la moyenne, à âge et sexe donnés



Lecture : en 2003, à âge et sexe donnés, un individu qui perçoit sa santé comme mauvaise ou très mauvaise passe en moyenne 4,4 fois plus de nuits à l'hôpital que la moyenne de la population.

Champ : France métropolitaine, ensemble des individus.

Source : Insee, enquête Santé 2002-2003.

Imputer des dépenses de santé à un niveau individuel repose sur de multiples hypothèses

Imputer les dépenses de santé des administrations publiques en soins et biens médicaux aux individus qui en bénéficient présente plusieurs difficultés. La première est celle de la nature de la dépense à imputer. Une première solution consiste à effectuer une imputation sur la base de la consommation effective de soins de chacun. Mais si les soins sont effectivement délivrés à des individus, le principe de l'assurance maladie prévoit que les dépenses de santé ne bénéficient pas aux seuls malades, mais bien à l'ensemble de la population, chaque individu ayant le même accès potentiel aux soins en cas de problème de santé. Une seconde solution, reposant sur une approche purement assurancielles, consiste à supposer que tous les individus bénéficient du même niveau de transfert potentiel et à imputer à tous la même fraction de dépense publique. Cependant, on a vu que de nombreux facteurs influent sur la consommation de soins et donc sur le bénéfice effectif que les individus tirent du financement partiel par l'État du système de santé. Les études sur les transferts non monétaires (Garfinkel I. et alii, 2005 ; Steckmest E., 1996 ou Jones F., 2006) proposent donc la plupart du temps une troisième solution : elles identifient des catégories de population de même sexe et de même âge, réputées homogènes en matière de consommation de soins, et sur la base desquelles est imputée la dépense publique. Au regard des disparités sociales de consommation de soins constatées, on peut cependant souhaiter – quatrième solution – intégrer le niveau de vie à la

définition de ces catégories. Des individus de même sexe et de même âge, mais de niveaux de vie différents, n'ont en effet pas nécessairement le même niveau ni la même structure de demande de soins, leur état de santé variant et certains privilégiant par exemple l'hôpital à la médecine de ville.

Une fois choisie la solution permettant l'imputation des dépenses de santé aux individus, se pose la question du mode d'intégration de la dépense imputée au calcul du niveau de vie. Le niveau de vie des ménages est généralement calculé sur la base du revenu net (revenus d'activité, de remplacement et de patrimoine, pensions alimentaires, etc.) corrigé des prélèvements (cotisations sociales, impôts directs, etc.) et des prestations (allocations familiales, minima sociaux, etc.). Pour passer du revenu au niveau de vie, on agrège les revenus de l'ensemble des membres d'un ménage et on les ajuste par la composition du ménage, à l'aide d'une échelle d'équivalence permettant de tenir compte des économies d'échelles réalisées (en partageant le logement par exemple). On peut étendre la méthode au calcul d'un niveau de vie ajusté, en agrégeant les dépenses de santé imputées aux autres revenus du ménage. C'est ce qui est fait dans la plupart des études sur le sujet. On suppose alors implicitement qu'on pourrait substituer à ces services publics des services privés, payés par les ménages, à partir d'un surcroît de revenu qui leur serait versé. Avec cette méthode, chaque membre d'un même ménage se voit imputer la même dépense de santé.

Dans la même logique, on peut toutefois souhaiter insister sur l'aspect individuel des dépenses de santé. On considère alors que les économies d'échelle réalisées au sein du ménage sur le revenu disponible et sur les dépenses de santé diffèrent. Dans ce cas, ce n'est plus le niveau de vie du ménage qui est ajusté mais le niveau de vie de chacun de ses membres, en fonction de ses caractéristiques personnelles (âge et sexe). Cette approche revient à rompre partiellement avec l'hypothèse traditionnelle d'un partage égal des ressources au sein du ménage.

Une imputation assurancielle des dépenses de santé renvoie l'image d'une redistribution plus forte

Toujours à partir des données de l'enquête Santé 2002-2003, nous avons comparé l'effet de la prise en compte des dépenses de santé des administrations publiques sur le niveau de vie des personnes. Quatre méthodes d'imputation des dépenses de santé ont été testées, de l'approche la plus assurancielle à l'approche la moins assurancielle :

- Méthode 1 (assurancielle non contrôlée) : tous les individus se voient attribuer un même montant correspondant à la dépense moyenne de santé déboursée par l'État pour chaque individu.
- Méthode 2 (assurancielle contrôlée par la démographie) : les individus se voient attribuer un montant de dépenses de santé en fonction de leur âge et de leur sexe.
- Méthode 3 (assurancielle contrôlée par la démographie et l'économie) : en sus de l'âge et du sexe, le niveau de vie des individus est pris en compte pour imputer un niveau de dépense de santé.
- Méthode 4 (non assurancielle) : les individus se voient imputer un montant de dépenses de santé en fonction de leur consommation effective de soins.

Pour chacune des quatre méthodes, les montants de dépenses imputés aux individus sont calculés à partir de deux types d'informations. D'une part, les comptes annuels de la santé renseignent sur les masses de dépenses des administrations publiques au titre de la consommation de soins et de biens médicaux qui sont distribuées aux individus. D'autre part, l'enquête Santé 2002-2003 fournit les indicateurs d'intensité de recours aux soins des individus correspondant aux catégories de soins présentées précédemment. Ces indicateurs permettent de répartir de façon précise la dépense totale de santé des administrations publiques entre les individus (*encadré 2*).

Les gains moyens de niveau de vie consécutifs à la prise en compte des transferts liés à la santé selon les méthodes d'imputation assurancielle non contrôlée (méthode 1) ou contrôlée

Encadré 2

L'imputation individuelle des dépenses de santé des administrations publiques

La prise en compte des dépenses de santé des administrations publiques pour estimer le niveau de vie des personnes sort du cadre habituellement défini de la redistribution (Amar E. *et alii*, 2007). L'assurance maladie n'a pas en effet une vocation redistributive et répond davantage à un objectif assurantiel. Cette imputation des dépenses de santé se situe au-delà des transferts monétaires, en aval de la redistribution.

Imputation dans l'enquête Santé 2002-2003

Cette imputation repose d'une part sur les fréquences de recours aux différents types de soins, c'est-à-dire l'hôpital, la médecine de ville, les examens biologiques, les soins dentaires et les soins délivrés par des auxiliaires médicaux (*figure 2*), et d'autre part sur les dépenses des administrations publiques correspondant à ces mêmes catégories de soins en 2003 (tirées des comptes de la santé 2003).

Les masses imputées n'intègrent pas les soins couverts par les complémentaires santé privées. En revanche, les montants des dépenses prises en charge par la couverture maladie universelle complémentaire (CMUC) sont agrégés aux autres dépenses des administrations publiques. Compte tenu des masses monétaires en jeu, cette agrégation n'a pas d'effet majeur. Cela revient à considérer que, pour les mêmes soins, les bénéficiaires de la CMU bénéficient des mêmes transferts au titre des dépenses de santé des administrations publiques que les personnes qui ne bénéficient pas de la CMU. Nous faisons de même pour les bénéficiaires de la Sécurité sociale à 100 %.

Pour chaque type de soin, on peut calculer une dépense moyenne par individu. À partir de ces montants moyens, on calcule, pour chaque individu et pour chaque catégorie de soins, un montant proportionnel à la fréquence de son recours au type de soins correspondant. Les dépenses des administrations publiques en biens médicaux et en transports de malades sont ensuite distribuées aux personnes au prorata de leur consommation globale de soins.

Selon la méthode d'imputation retenue, une personne se voit attribuer soit directement le montant qui correspond à sa consommation effective de soins (méthode 4) soit un montant moyen par catégorie d'âge et de sexe, modulé par le revenu (méthode 3) ou non (méthode 2),

soit enfin un montant moyen de dépenses de santé que l'on ne conditionne à aucune variable (méthode 1).

Importation de ces consommations de soins dans le cadre du modèle Ines

Le choix fait ici est d'imputer les dépenses de santé aux personnes sur la base de leur sexe et de leur âge (méthode 2). La méthode 4 sort du modèle assurantiel que nous retenons et n'a été présentée que pour faciliter la compréhension des résultats. Les méthodes 1, 2 et 3 aboutissent à des résultats proches. Si on considère que le système de santé constitue une assurance vis-à-vis des risques de santé, l'imputation correspond peu ou prou à une rétrocession de la prime d'assurance dont les ménages devraient s'acquitter pour couvrir leur risque santé. De ce point de vue, la méthode 1, qui attribue le même montant à toutes les personnes, est peu satisfaisante. Envisager de lier le montant de la prime au niveau de ressources du ménage, surtout si c'est de façon inversement proportionnelle à ces ressources, correspondrait à une logique de marché sans solidarité, qui ne semble pas correspondre à l'approche publique, d'où le rejet de la méthode 3. La méthode 2 a donc été finalement retenue pour imputer les dépenses de santé aux personnes, en sortie du modèle de microsimulation Ines.

On suppose que les écarts relatifs de consommation de soins entre groupes d'âge et de sexe sont restés inchangés entre 2003 et 2005. On utilise les profils de consommation de soins par groupe d'âge et de sexe établis lors de l'imputation des dépenses de santé dans l'enquête Santé 2002-2003, qui sont ici calés sur les comptes de la santé 2005.

De façon pratique, prenons l'exemple d'un homme âgé de 70 à 79 ans en 2005. Ce dernier aurait passé en moyenne 3,2 nuits à l'hôpital en 2003, contre 1,1 nuit en moyenne pour l'ensemble de la population, soit un rapport de 1 à 3. Cet homme se verra donc imputer, au titre des dépenses des administrations publiques pour les soins effectués à l'hôpital, un montant 3 fois plus important que la moyenne de la population, c'est-à-dire ici environ 1 000 euros pour l'année 2005. Ces 1 000 euros seront donc imputés à tous les hommes âgés de 70 à 79 ans au titre des soins à l'hôpital financés par les adminis-

Encadré 2 (suite)

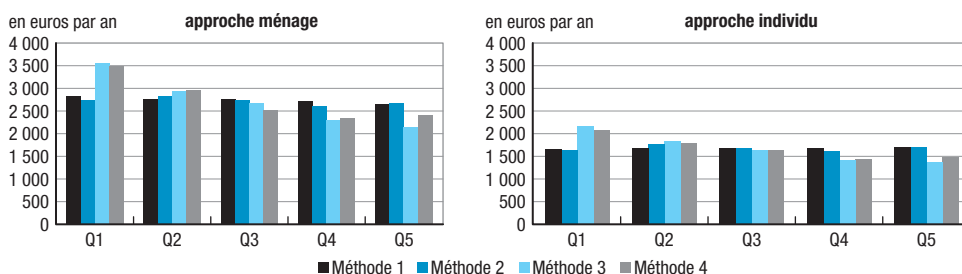
trations publiques. Cette opération est effectuée pour chaque catégorie d'âge et de sexe et pour chacune des cinq catégories de soins.

Les réformes récentes du système d'assurance

maladie, comme la mise en place du parcours de soins et du médecin traitant, qui ont pu affecter les comportements de recours aux soins, sortent du champ de cette étude.

par sexe et par âge (méthode 2) sont proches (figure 6). La prise en compte du niveau de vie en sus de l'âge et du sexe (méthode 3), conduit à imputer davantage de dépenses de santé aux plus modestes et fournit des résultats proches de ceux résultant d'une imputation sur la base de la consommation effective (méthode 4). Ces observations sont valables que l'on choisisse une approche ménage ou une approche individu, seule l'ampleur des montants varie, elle est plus importante dans l'approche ménage⁶. Dans la suite de l'étude, nous limiterons la présentation des résultats à ceux correspondant à l'approche ménage, les calculs menés sur la base d'une approche individu conduisant aux mêmes conclusions.

6. Gain de niveau de vie induit par les dépenses de santé, selon le niveau de vie



Lecture : un ménage faisant partie des 20 % des ménages les plus modestes en terme de niveau de vie (1^{er} quintile : Q1) a un gain de niveau de vie de 2 800 euros par an après prise en compte des dépenses de santé, en utilisant la méthode 1 pour imputer ces dépenses de santé.

Note : les quintiles de niveau de vie sont calculés sur la base des revenus avant imputation des dépenses de santé.

Champ : France métropolitaine, ensemble des individus.

Source : Insee, enquête Santé 2002-2003.

L'influence de la prise en compte des dépenses liées à la santé sur la mesure des inégalités de niveau de vie⁷ est sensiblement la même lorsqu'on utilise une des trois premières méthodes (figure 7). Les inégalités apparaissent sensiblement plus faibles après imputation des dépenses de santé : le rapport entre le niveau de vie des 20 % d'individus les plus aisés et celui des 20 % les plus modestes passe ainsi de 2,5 sans prise en compte des dépenses liées à la santé à moins de 2,1 en les intégrant. L'imputation des dépenses de santé selon la consommation effective des individus (méthode 4) conduit en revanche à un constat d'inégalités légèrement accrues. Ceci traduit la répartition extrêmement inégale de la consommation de soins entre les individus.

6. Ainsi, par exemple, si un ménage est constitué de deux adultes qui ont la même consommation de soins S , le surplus de niveau de vie de chacune des deux personnes induit par les dépenses de santé sera de S si on privilégie une approche individu et $S^2/1,6$ si on suit une approche ménage, la deuxième personne se voyant attribuer un poids de 0,6 par l'échelle d'équivalence.

7. Le niveau de vie, ou revenu par équivalent adulte, avant imputation des dépenses de santé, est ici calculé sur la base d'un revenu déclaré par les individus dans l'enquête Santé. Il ne correspond pas à la notion de revenu avant redistribution qui sera utilisée plus loin, dans le cadre du modèle Ines, à partir des données de l'enquête Revenus fiscaux. Le revenu déclaré dans l'enquête Santé correspond grossièrement aux montants touchés par les personnes au travers des revenus du travail et des prestations sociales.

7. Niveau des inégalités selon la méthode d'imputation des dépenses de santé

	Prise en compte des dépenses de santé				
	Sans	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3	Méthode 4
Changement de quintile (en %)	Référence	9	17	21	31
Rapport interquintile (LQ4/LQ1)	2,5	2,1	2,1	2,0	2,5
Indice de Gini	31,2	26,3	26,7	25,5	32,5

Note : L'imputation des dépenses de santé est réalisée au niveau du ménage. **LQ1** désigne la limite du quintile inférieur de niveau de vie des individus, **LQ4** celle du quintile supérieur. Les 20 % les plus modestes de la population ont un niveau de vie inférieur ou égal à LQ1, le niveau de vie des 20 % les plus aisés est supérieur à LQ4. La ligne **changement de quintile** représente la part des individus qui changent de quintile de niveau de vie si on inclut les dépenses de santé dans le niveau de vie, par rapport à la situation où on ne tient compte que du revenu initial. L'**indice de Gini** est un indicateur synthétique des inégalités. Un indice égal à 100 décrit la situation la plus inégalitaire où l'ensemble des revenus serait détenu par une seule personne. Inversement, un indice de 0 correspondrait à une situation d'égalité parfaite des revenus entre les individus. Le fléchissement de cet indice lorsqu'on prend en compte les dépenses de santé dans une optique assurancielle (méthodes 1 à 3) signale un impact redistributif de ces dernières.

Champ : France métropolitaine, personnes dont le niveau de vie avant imputation des dépenses de santé est positif ou nul.

Source : Insee, enquête Santé 2002-2003.

La prise en compte des dépenses de santé dans la mesure des niveaux de vie conduit à modifier la position des personnes dans la distribution des niveaux de vie. Un indicateur de cette position peut être l'appartenance à un quintile, c'est-à-dire à une fraction de 20 % de la population classée par ordre croissant de niveau de vie. Moins la méthode d'imputation utilisée est assurancielle, plus la proportion d'individus qui changent de quintile de niveau de vie est élevée. Ainsi, l'imputation selon la dépense effective fait ainsi changer de quintile 31 % des individus, contre 9 % seulement par la méthode assurancielle non contrôlée⁸. Ceci reflète à nouveau une consommation de soins très inégalement répartie entre les individus. Si une méthode non assurancielle, comme la méthode 4, est privilégiée, un petit nombre d'individus, qui sont en mauvaise santé, se voit imputer des montants importants qui les amènent à changer de quintile. Si une méthode à caractère assuranciel est utilisée, les dépenses de santé des administrations publiques sont réparties de façon plus homogène sur l'ensemble de la population et la position relative des personnes dans la hiérarchie des niveaux de vie varie donc moins.

Les transferts liés à la santé : un facteur de redistribution important

Le fait que les dépenses de santé des administrations publiques opèrent une certaine redistribution effective des ressources, tout du moins si on privilégie une imputation assurancielle de ces dépenses, n'est pas en soi un résultat surprenant compte tenu notamment de la position des personnes âgées dans la distribution des niveaux de vie. C'est l'ampleur de la redistribution induite par ces dépenses de santé, relativement à celle induite par les transferts monétaires habituellement considérés dans le bilan redistributif, qui nous indiquera en quoi la prise en compte des dépenses de santé modifierait les analyses sur la redistribution. Pour effectuer cette comparaison, le modèle de microsimulation Ines a été utilisé. Ce dernier reproduit le système redistributif français en appliquant la législation socio-fiscale en vigueur une année donnée à un échantillon de ménages représentatif de la population française. La validité 2005 du modèle a été enrichie pour cette étude en important les profils de consommation de soins observés dans l'enquête Santé 2002-2003 (*encadré 2*). Les transferts liés à la santé sont imputés au niveau individuel et consolidés au niveau du ménage, selon la méthode assurancielle contrôlée par la démographie (méthode 2), la plus utilisée dans la littérature.

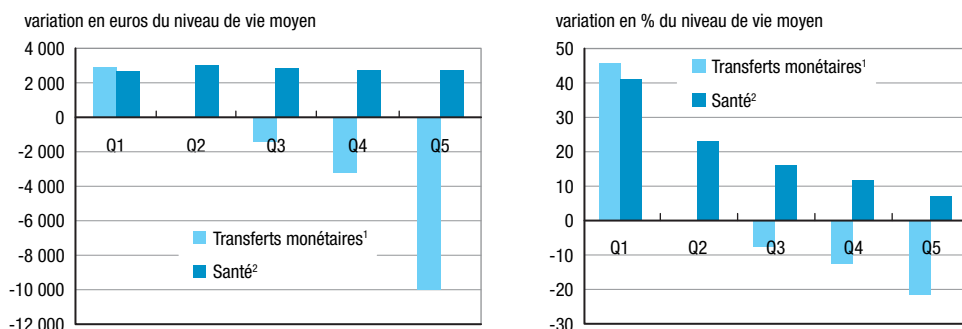
8. Si chaque individu se voit attribuer un même montant au titre des dépenses de santé des administrations publiques, la composition du ménage influe, par le biais de l'échelle d'équivalence utilisée, sur le gain en niveau de vie associé. Ainsi les ménages de grande taille voient leur niveau de vie progresser de façon plus importante que les ménages de petite taille. C'est pourquoi l'imputation des dépenses de santé selon la méthode assurancielle sans contrôle fait apparaître un reclassement important des individus dans les quintiles de niveau de vie.

L'imputation des dépenses de santé des administrations publiques comme une composante du niveau de vie des individus vient modifier la perception que l'on a des inégalités. En particulier, les catégories de population les plus consommatrices de soins, les personnes âgées notamment, voient leur niveau de vie réévalué à la hausse. Rappelons ici que la prise en compte des dépenses de santé ne constitue qu'une étape dans l'intégration d'autres éléments concourant à définir le niveau de vie des personnes, mais généralement exclus des analyses. Par exemple, inclure les dépenses d'éducation des administrations publiques, la production domestique ou les loyers imputés pour les propriétaires serait également légitime et altérerait également la perception des inégalités, mais peut-être au bénéfice d'autres catégories. Par ailleurs l'approche transversale retenue ici ne permet aucun bilan intergénérationnel. L'objectif n'est donc pas ici de donner un nouveau chiffrage du niveau des inégalités, qui serait de toute façon fragile compte tenu des choix multiples effectués pour imputer les dépenses de santé, ni d'analyser le caractère redistributif intrinsèque du système de santé (Causat L. *et alii*, 2005). Il s'agit d'examiner dans quelle mesure la prise en compte des dépenses de santé des administrations publiques modifie la distribution des niveaux de vie des personnes vers plus ou moins d'inégalités, par rapport aux transferts monétaires habituellement pris en compte dans les analyses des mécanismes de la redistribution.

Les transferts monétaires « habituels » (prestations sociales et prélèvements redistributifs directs : impôt sur le revenu, cotisations redistributives, CRDS, CSG hors maladie et taxe d'habitation) sont en moyenne décroissants avec le niveau de vie initial avant redistribution. Au contraire, les transferts liés à la santé varient peu en valeur selon le niveau de vie (figure 8). Toutefois, les gains relatifs de niveau de vie procurés par ces transferts sont proportionnellement décroissants avec le niveau de vie initial, ce qui leur octroie un certain pouvoir redistributif. Par exemple, le niveau de vie moyen initial des 20 % de personnes les plus modestes (1^{er} quintile) est ainsi augmenté de 41 % par l'imputation des dépenses de santé et de 45 % par celle des transferts monétaires. Pour les personnes les plus aisées (5^e quintile), le niveau de vie initial moyen augmente aussi après imputation de dépenses de santé, mais seulement de 6 %, alors que les transferts monétaires contribuent à le diminuer de 22 %.

Compte tenu de la méthode d'imputation retenue, qui affecte des montants plus importants aux personnes appartenant aux catégories les plus consommatrices de soins, les ménages comportant des enfants et surtout des personnes âgées de 60 ans ou plus sont ceux dont la mesure du niveau de vie est la plus affectée par la prise en compte des dépenses de santé

8. Effets des transferts monétaires et des transferts induits par la santé sur le niveau de vie



1. Prestations sociales et prélèvements à vocation redistributive.

2. La méthode 2 est utilisée pour l'imputation des dépenses de santé, selon une approche ménage.

Note : les personnes sont classées selon leur niveau de vie avant redistribution, chaque quintile regroupe 20 % de la population, ainsi le 1^{er} quintile (Q1) regroupe les 20 % de personnes les moins aisées. Pour calculer les effets des transferts sur les gains relatifs de niveau de vie en pourcentage du niveau de vie avant redistribution (graphique de droite), nous nous sommes limités aux personnes dont le niveau de vie avant redistribution est strictement positif.

Lecture : une personne dont le niveau de vie avant redistribution se situe dans les 20 % les moins élevés (1^{er} quintile : Q1), bénéficie en moyenne de 2 969 euros de gain de niveau de vie du fait des transferts monétaires. Les transferts monétaires ont pour effet d'augmenter de 46 % le niveau de vie moyen des personnes du 1^{er} quintile, par rapport au niveau de vie avant redistribution.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires.

Sources : Insee, enquête Santé 2002-2003 ; Drees, comptes de la santé 2005 ; modèle Ines 2005.

9. Poids des transferts par type de ménage

	Ménages dont la personne de référence a moins de 60 ans		Ménages dont la personne de référence a plus de 60 ans	
	transferts monétaires ¹	santé ²	transferts monétaires ¹	santé ²
Couple sans enfant	- 5 613 - 19,5%	2 208 7,7%	- 2 486 - 11,4%	4 660 21,4%
Couple avec 1 enfant	- 3 586 - 14,8%	2 251 9,3%	<i>Non significatif</i>	<i>Non significatif</i>
Couple avec 2 enfants ou plus	- 1 249 - 6,4%	2 381 12,3%	<i>Non significatif</i>	<i>Non significatif</i>
Célibataire sans enfant	- 3 251 - 15,6%	1 577 7,6%	- 852 - 5,0%	4 217 24,9%
Célibataire avec 1 enfant	205 1,4%	1 953 13,6%	<i>Non significatif</i>	<i>Non significatif</i>
Célibataire avec 2 enfants ou plus	3 273 34,9%	2 164 23,1%	<i>Non significatif</i>	<i>Non significatif</i>

1. Voir figure 8.

2. Voir figure 8.

Lecture : l'imputation des dépenses de santé induit un gain de 2 251 euros par équivalent adulte pour les couples avec un enfant dont la personne de référence a moins de 60 ans. Ce montant représente 9,3 % du niveau de vie moyen avant redistribution pour cette catégorie de ménage.

Sources : Insee, enquête Santé 2002-2003 ; Drees, comptes de la santé 2005 ; modèle Ines 2005.

(figure 9). Les transferts liés à la santé participent donc clairement à la redistribution horizontale, entre ménages de tailles différentes, et à la redistribution intergénérationnelle, entre individus d'âges différents.

Les transferts monétaires ont un impact beaucoup plus important sur les inégalités de niveau de vie que les transferts liés à la santé (figure 10). Ainsi les transferts monétaires font passer le rapport interquintile, c'est-à-dire le rapport du niveau de vie moyen des 20 % de personnes les plus aisées sur celui des 20 % de personnes les plus modestes de 2,7 à 2,1 contre 2,3 pour les transferts liés à la santé.

Pour autant, les transferts liés à la santé contribuent tout autant que les prestations sociales « habituelles » à la réduction des inégalités (figure 11). Il faut noter que la contribution des différents transferts à la réduction des inégalités dépend bien sûr de leur caractère redistributif mais également des masses financières correspondantes. La forte contribution de la santé à la réduction des inégalités de niveau de vie est de fait en partie imputable au montant global des transferts qui est en jeu : 118 milliards d'euros versés au titre des dépenses de santé des administrations publiques, à comparer par exemple aux 50 milliards d'euros correspondant à l'impôt sur le revenu prélevé en 2005 sur les ménages.

10. Inégalités de niveau de vie selon le champ de la redistribution

Champ de la redistribution				
Transferts monétaires ¹	Non	Oui	Non	Oui
Santé ²	Non	Non	Oui	Oui
Indicateurs d'inégalité				
Changements de quintile ³ (en %)	Référence	20	11	29
Rapport interquintile ³ (LQ4/LQ1)	2,7	2,1	2,3	1,9
Indice de Gini ³	35,5	26,8	31,5	23,6

1. Voir figure 8.

2. Voir figure 8.

3. Voir figure 7.

Note : la méthode 2 est utilisée pour l'imputation des dépenses de santé.

Lecture : si on adjoint les dépenses de santé au revenu avant redistribution pour estimer le niveau de vie le coefficient de Gini s'élève à 31,5 contre 35,5 si on ne tient pas compte des dépenses de santé.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires dont le niveau de vie avant imputation est positif ou nul.

Sources : Insee, enquête Santé 2002-2003 ; Drees, comptes de la santé 2005 ; modèle Ines 2005.

11. Contribution des différents transferts à la réduction des inégalités de niveau de vie en 2005

	Sans imputation des dépenses de santé	Avec imputation des dépenses de santé ¹
Prélèvements	41,8	26,5
Charges sociales redistributives ²	10,0	6,3
Impôt sur le revenu (net de PPE)	31,7	20,0
Taxe d'habitation	0,1	0,1
Prestations	58,2	36,8
Prestations familiales	28,8	18,3
Aides au logement (location)	15,7	9,9
Minima sociaux ³	13,6	8,6
Santé	-	36,7
Hôpital	-	19,2
Médecins	-	4,6
Autres secteurs	-	12,9
Niveau de vie disponible	100,0	100,0

1. Approche ménage.

2. Contributions redistributives (famille, logement) et contributions sociales (CSG hors maladie, CRDS).

3. Revenu minimum d'insertion, minimum vieillesse, allocation supplémentaire d'invalidité, allocation pour adulte handicapé et son complément.

Note : les contributions sont obtenues en suivant la méthode de décomposition de l'indice synthétique de mesure des inégalités de Gini au moyen des indices de « pseudo-Gini ».

Lecture : sans imputation des dépenses de santé, l'ensemble des prélèvements sur le revenu initial contribue pour 41,8 % à la réduction des inégalités. Avec imputation des dépenses de santé, cette contribution est de 26,5 %.

Champ : individus vivant dans un ménage ordinaire dont le niveau de vie positif ou nul

Sources : Insee, enquête Santé 2002-2003 ; Drees, comptes de la santé 2005 ; modèle Ines 2005.

Hors prise en compte des dépenses de santé des administrations publiques, la réduction des inégalités de niveau de vie en 2005 tient en premier lieu à l'impôt sur le revenu (31,7 % de la réduction des inégalités) et aux prestations familiales (28,8 % de la réduction des inégalités). Lorsqu'on impute les dépenses de santé aux individus, la santé devient un des facteurs majeurs de la réduction des inégalités (36,7 %), à même pouvoir redistributif que les prestations sociales (36,8 %). En particulier, les dépenses de santé contribuent alors plus fortement à la réduction des inégalités que l'impôt sur le revenu (20,0 %) et que les prestations familiales (18,3 %). ■

Bibliographie

- Allonier C., Guillaume S., Rochereau T., « Enquête santé, soins et protection sociale 2004 : premiers résultats », *Questions d'économie de la santé* n° 110, IRDES, 2006.
- Amar E., Laïb N., Marical F., Mirouse B., « 1996-2006 : dix ans d'évolution du système socio-fiscal » in *France, portrait social*, édition 2007, *Insee Références*, novembre 2007.
- Baudeau D., Cases C., « Peut-on quantifier les besoins de santé ? » *Dossiers Solidarité et Santé* n° 1, Drees, janvier-mars 2004.
- Caussat L., Le Minez S., Raynaud D., « L'assurance-maladie contribue-t-elle à redistribuer les revenus ? », *Dossiers Solidarité et Santé* n° 1, Drees, janvier-mars 2005.
- Chiappori P.A., Durand F., Geoffard P.Y., « Moral hazard and the demand for physician services : first lessons from a French natural experiment », *European Economic Review* 3-5, 1998, p. 499-511.
- Dauphinot V., Gueguen R., Naudin F., Perronin M., Sermet C., « Écarts entre morbidité déclarée et morbidité diagnostiquée. L'exemple de l'obésité, de l'hypertension artérielle et de l'hypercholestérolémie », *Questions d'économie de la santé* n° 114, IRDES, novembre 2006.
- Garfinkel I., Rainwater L., Smeeding T., « Welfare state and the distribution of well-being : children, elders and others in comparative perspective », *LIS working paper* n° 387, 2005.
- Jones F., « The effects of taxes and benefits on household income, 2004-2005 », *Economic Trends* n° 630, 2006.
- Jusot F., Khlal M., Rochereau T., Sermet C., « Une mauvaise santé augmente fortement les risques de perte d'emploi » in *Données sociales - La société française*, édition 2006, *Insee Références*, mai 2006.
- Lanoë J.-L., Makdessi-Raynaud Y., « L'état de santé en France en 2003 », *Études et Résultats* n° 436, Drees, octobre 2005.
- Manning W., Newhouse J.P., Duan N., Keeler E.B., Leibowitz A., Marquis M.S., « Health insurance and demand for medical care : evidence from a randomized experiment », *American Economic Review* 77, 1987.
- Marical F., de Saint-Pol T., « La complémentaire santé : une généralisation qui n'efface pas les inégalités », *Insee Première* n° 1142, juin 2007.
- Mormiche P., « L'accès aux soins : évolution des inégalités entre 1980 et 1991 », *Économie et Statistique* n° 282, Insee, 1995.
- Raynaud D., « Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance complémentaire », *Études et Résultats* n° 378, Drees, février 2005.
- Rothschild M., Stiglitz J., « Equilibrium in Competitive Insurance Markets : An Essay on the Economics of Imperfect Information », *Quarterly Journal of Economics* 90, 1976.
- Steckmest E., « Noncash benefits and income distribution », *LIS working paper* n° 150, 1996.
- Vazeille O., Sonnette C., « Dépenses sociales, premières dépenses publiques », *Insee Première* n° 1102, septembre 2006.
-