

Article original

Les inégalités de santé selon le revenu en France en 2004 : décomposition et explications

Income-related health inequalities in France in 2004: Decomposition and explanations

S. Tubeuf

Academic Unit of Health Economics, Leeds Institute of Health Sciences (GB), University of Leeds, Leeds LS2 9LJ, Royaume-Uni

Reçu le 6 août 2008 ; accepté le 15 avril 2009

Disponible sur Internet le 3 août 2009

Abstract

Background. – This analysis supplements existing work on social health inequalities at two levels: the measurement of health and the measurement of inequalities. Firstly, individual health status was measured using a subjective health indicator corrected within a promising cardinalisation method which had not yet been carried out on French data. Secondly, this study used an innovative methodology to measure income-related health inequalities, to understand the relationships between income, income inequality, various social determinants, and health.

Methods. – The analysis was based on a sample of working-age adults from the 2004 Health and Health Insurance Survey. The methodology used in the study measures the total income-related health inequality using the concentration index. This index is based on a linear model explaining health according to several individual characteristics, such as age, sex, and various socioeconomic characteristics. The method thus takes into account both the causal relationships between the various explicative factors introduced in the model and their relationship with health. Furthermore, it concretely measures the contribution of the social determinants to income-related health inequalities.

Results. – The results show an income-related health inequality favouring individuals with a higher income. Moreover, income level, supplementary private health insurance, education level, and social class account for the main contributions to inequality. Therefore, the decomposition method highlights population groups that policies should target.

Conclusion. – The study suggests that reducing income inequality is not sufficient to lower income-related health inequalities in France in 2004 and needs to be supplemented with the reduction of the relationship between income and health and the reduction of income inequality over socioeconomic status.

© 2009 Elsevier Masson SAS. All rights reserved.

Keywords: Inequality; Self-reported health; France; Concentration index

Résumé

Position du problème. – Cette analyse complète les travaux sur les inégalités sociales de santé à deux niveaux : la mesure de la santé et la mesure des inégalités. D'une part, l'état de santé individuel est appréhendé par une mesure subjective de santé corrigée par une méthode de cardinalisation innovante, qui n'a pas encore été appliquée à la France. D'autre part, cette étude met en œuvre une méthode originale de mesure des inégalités sociales de santé qui permet de comprendre les liens existants entre le revenu, les inégalités de revenu, plusieurs déterminants sociaux et la santé.

Méthodes. – L'analyse est conduite sur un échantillon d'adultes en âge de travailler issu de l'enquête santé protection sociale (ESPS) 2004. La méthodologie permet de calculer l'inégalité sociale de santé totale à l'aide d'un indice de concentration. Le calcul de l'indice s'appuie sur un modèle linéaire qui explique la santé par plusieurs caractéristiques individuelles comme l'âge, le sexe et différentes variables socioéconomiques. La méthode tient compte à la fois des relations causales entre les différents facteurs explicatifs introduits dans l'analyse et de leur lien avec la santé. De plus, elle mesure concrètement la contribution des déterminants sociaux à la formation des inégalités de santé.

Résultats. – Les résultats mettent en évidence qu'il existe des inégalités de santé selon le revenu à l'avantage des revenus les plus élevés. Les plus fortes contributions aux inégalités proviennent du niveau de revenu, de l'accès à la couverture complémentaire santé, du niveau d'instruction et de la classe sociale. Ainsi, la méthode de décomposition permet d'éclairer les groupes spécifiques sur lesquels les politiques doivent concentrer leurs efforts.

Conclusion. – Cette étude suggère que la réduction des inégalités de revenu n'est pas suffisante pour éliminer les inégalités sociales de santé en France en 2004, et qu'elle doit s'accompagner d'une réduction de l'association entre le revenu et la santé, et d'une réduction des inégalités de revenu selon les catégories sociales.

© 2009 Elsevier Masson SAS. Tous droits réservés.

Mots clés : Inégalité ; Santé auto-évaluée ; France ; Indice de concentration

1. Introduction

Au-delà du constat de leur existence, les mécanismes à l'origine des inégalités sociales de santé ont fait l'objet d'analyses explicatives. À la classe sociale déjà mise en cause pour expliquer les différences de mortalité dans les travaux démographiques [1], de nouveaux déterminants de la santé d'origine et de nature très diverses ont été définis et qualifiés par les épidémiologistes du terme de déterminants sociaux de la santé [2,3].

En économie, à l'échelle internationale, le champ de l'explication des inégalités sociales de santé a été investi grâce à la méthode de décomposition de l'inégalité en facteurs déterminants introduite par Wagstaff et al. [4]. Ces travaux mettent en évidence non seulement une étroite relation entre le revenu et la santé, mais aussi une influence du milieu social (appréhendé en général par la catégorie socioprofessionnelle et le niveau d'instruction) et de la protection sociale sur le recours aux soins et sur l'état de santé lui-même [5].

En France, d'importantes disparités de mortalité sont observées d'une classe sociale à une autre, d'un niveau d'instruction à l'autre [6–9]. Ces inégalités sont parmi les plus élevées d'Europe de l'Ouest, notamment en matière de mortalité prématurée de certaines classes sociales [10]. De plus, le risque de décès est fortement corrélé au niveau de revenu et cette relation est vérifiée tout au long de la distribution des revenus, indépendamment de l'effet des catégories socioprofessionnelles [11]. Les inégalités sociales liées à la fréquence des problèmes de santé s'observent pour des pathologies très variées [12], telles que les maladies respiratoires, cardiovasculaires, les affections de longue durée, etc. ainsi que pour le handicap [13]. L'analyse des inégalités sociales de santé en France appelle, aujourd'hui encore, de nouvelles recherches. La persistance d'inégalités sociales de santé [14,15], alors que la France a montré sa politique volontariste en matière de réduction des inégalités de santé en créant la couverture maladie universelle en 2000, démontre que ce sujet n'est pas clos. En outre, beaucoup de travaux français sur les inégalités sociales de santé utilisent des données de mortalité. Bien que ces données permettent de suivre l'évolution des inégalités sur de longues périodes rétrospectives, elles n'établissent que le résultat des inégalités sociales et n'éclairent pas les processus sociaux ayant conduit à ces disparités de mortalité. En effet, comme cela a été souligné récemment dans cette revue [16], les enquêtes sur la santé fournissent des indicateurs de santé moins fiables que la mortalité, mais mettent aussi à disposition de nombreuses variables sociodémographiques qui élargissent significativement les perspectives d'analyses explicatives des inégalités de santé.

Cet article apporte un éclairage économique sur les inégalités sociales de santé à partir de données françaises.

Il complète les travaux existants à deux niveaux : la mesure de la santé et celle des inégalités sociales de santé.

Du point de vue de la mesure de la santé, l'état de santé individuel est appréhendé par une santé auto-évaluée, qui permet de décrire un continuum d'états de santé. Des difficultés se posent dans le calcul des inégalités de santé à partir de la santé auto-évaluée, qui rassemble une information sur l'état de santé objectif individuel mais qui peut être perturbée par une variabilité interindividuelle de réponses, indépendante de cet état de santé objectif. En conséquence, des inégalités sociales de santé mesurées à partir de ce seul indicateur auraient tendance à être mésestimées. Il est possible de corriger cette variabilité et d'améliorer l'information sur l'état de santé en appliquant une méthode de cardinalisation innovante que nous illustrons ici. Cette méthode participe d'une volonté de mesure plus fine des inégalités et donc de leur plus juste appréciation. Elle fournit une évaluation plus adéquate de l'état de santé et des besoins et est mieux à même de sous-tendre les politiques de réduction des inégalités [17].

Du point de vue de la mesure des inégalités, cette étude met en œuvre une méthode originale de mesure qui n'a pas encore été appliquée à la France. Cette méthodologie permet de comprendre les liens existants entre le revenu, les inégalités de revenu, divers déterminants sociaux et la santé. Elle s'appuie sur un modèle explicatif de la santé et mesure concrètement la contribution de chaque variable explicative à la formation des inégalités de santé à l'aide d'un indice de concentration décomposé. La décomposition est particulièrement intéressante car elle évalue empiriquement les principales hypothèses formulées pour expliquer les inégalités sociales de santé : proviennent-elles de la force de la relation de dépendance entre revenu et santé ? De l'ampleur des inégalités de revenu ? De l'influence d'autres déterminants socioéconomiques sur la santé ainsi que de leur corrélation avec la santé ? Cette méthodologie permet d'expliquer la distribution plus ou moins égalitaire de la santé au sein d'une population donnée au regard d'un indicateur de santé défini au préalable et suggère des orientations de politiques publiques.

2. Méthode

2.1. Mesurer la santé

Notre intérêt porte sur une mesure de la santé qui permet de prendre en compte une définition élargie de la santé. La perception qu'a un individu de sa santé est une variable qui englobe, le cas échéant, toutes les dimensions physiques et psychologiques de la santé. En France, peu d'études appréhendent l'analyse des inégalités sociales de santé à partir de cette variable, les approches épidémiologiques, sociologiques et

démographiques préférant l'utilisation de données de mortalité ou de pathologies spécifiques, jugées moins subjectives. Le cœur du débat semble être de savoir si la santé auto-évaluée est un indicateur adéquat de la « vraie santé » alors que, par définition, il s'agit d'un indicateur subjectif. Cependant, comme le souligne Quesnel-Vallée [18], au lieu de chercher à définir la « vraie santé », qui reste un paramètre inobservable, il est préférable de poursuivre l'utilisation des indicateurs de santé déclarée et d'encourager les efforts méthodologiques d'amélioration de la comparabilité des réponses individuelles.

De ce fait, nous mesurons la santé en nous appuyant sur la santé auto-évaluée dont nous corrigeons la variabilité individuelle de déclaration en appliquant une méthode de cardinalisation fondée sur la distribution d'un indice d'utilité liée à la santé, le *health utility index*¹ (HUI) canadien. Cette méthode consiste à rendre continue une variable de santé auto-évaluée initialement définie en catégories, en créant de la dispersion dans sa distribution, à partir de la distribution d'une variable de santé cardinale et continue observée par ailleurs. Cette méthode présente deux avantages majeurs. L'utilisation d'une information supplémentaire sur la santé permet d'améliorer l'information contenue dans la variable subjective de santé. Le modèle de régression par intervalles utilisé pour la mise en œuvre de la cardinalisation permet de s'appuyer sur un modèle explicatif de la santé auto-évaluée incluant un vecteur de caractéristiques individuelles. Ainsi, les variations individuelles dans la mesure de la santé peuvent être prises en compte.

Outre ces deux avantages, la cardinalisation à partir d'un modèle de régression par intervalles conduit à une estimation plus robuste qu'un modèle traditionnel de moindres carrés ordinaires ou de Probit ordonné.

Nous appliquons cette méthode² aux données françaises. La variable de santé auto-évaluée est une variable en cinq catégories issue de la question : « Comment est votre état de santé général : (i) très bon, (ii) bon, (iii) moyen, (iv) mauvais, (v) très mauvais ». Un peu plus de 70 % des individus âgés de

Tableau 1
Statistiques descriptives (ESPS 2004).

Variable	Moyenne
Revenu par UC	1945,33
Âge	37,82
Santé auto-évaluée	Proportion
Très bonne	20,6
Bonne	53,18
Moyenne	14,31
Mauvaise	10,36
Très mauvaise	1,55
Niveau d'études	Proportion
Sans diplôme	46,37
Avec un diplôme du 1 ^{er} ou du 2 nd degré	21,42
Avec le baccalauréat et au-delà	32,21
Couverture complémentaire	Proportion
Couverture complémentaire	89,02
Sans couverture complémentaire	7,57
CMU	3,41
Statut d'activité	Proportion
Individu en activité	69,22
Inactif	2,88
Personne au foyer	5,5
Retraité, retiré des affaires	2,15
Chômeur	6,79
Étudiant	13,45
Occupation professionnelle	Proportion
Employé	28,05
Agriculteur	1,72
Indépendant	4,61
Cadre	13,96
Technicien	21,63
Ouvrier qualifié	21,47
Ouvrier non qualifié	8,56

16 à 60 ans se déclarent en bonne ou très bonne santé (Tableau 1). À l'instar de plusieurs travaux européens [5,21,22], nous utilisons les seuils du HUI estimés sur des données canadiennes par van Doorslaer et Jones [23]. Ces seuils ont été obtenus dans un cadre non paramétrique, en faisant correspondre la fréquence cumulée des cinq catégories de la santé auto-évaluée canadienne à la distribution cumulée du HUI canadien, selon l'hypothèse que la distribution du HUI canadien décrit avec justesse la variable latente qui détermine la santé auto-évaluée. Dans le cadre de notre étude, nous supposons que cette hypothèse est vraie non seulement pour les Canadiens mais aussi pour les Français. Concrètement, nous faisons correspondre, au sein d'un modèle de régression par intervalles, les six bornes estimées à savoir 0³ ; 0,428 ; 0,756 ; 0,897 ; 0,947 et 1⁴ aux cinq catégories de la santé auto-évaluée.

La procédure qui permet de mesurer la santé y_i s'appuie sur les prédictions d'une variable latente y_i^* selon le modèle

¹ Le *health utility index*, ci-après désigné sous le sigle HUI, est une échelle de qualité de vie liée à la santé. Il fournit une description de la santé générale du sujet à partir de huit attributs : vision, audition, élocution, mobilité, dextérité, cognition, émotion, douleurs et malaise. Pour en savoir plus, nous renvoyons au portail internet du Health Utility Group de l'université de McMaster <http://fhs.mcmaster.ca/hug/>.

² Une méthode alternative de correction des biais proposée par Perronnin et al. [19] consiste à agréger plusieurs variables de morbidité recueillies dans l'enquête. Leur mesure de santé est construite à partir d'un modèle de régression à variable latente expliquant l'état de santé auto-évalué, tout en contrôlant le nombre de maladies et leur degré de sévérité, ainsi que d'autres informations individuelles comme les caractéristiques sociales, démographiques et les comportements à risque. Cet indicateur a été comparé à la méthode proposée par van Doorslaer et Jones dans le cadre de l'analyse des inégalités de santé [20]. L'article met en évidence que les facteurs déterminants les plus importants sont les mêmes quel que soit l'indicateur. En revanche, l'ampleur des inégalités varie avec l'indicateur de santé utilisé : il y a de plus fortes inégalités lorsque la santé est appréhendée par l'indicateur de santé de Perronnin et al. Étant donné que la méthode de cardinalisation proposée par Van Doorslaer et Jones bénéficie d'une notoriété internationale, nous faisons le choix d'analyser les inégalités à partir de cette méthode et renvoyons le lecteur intéressé à l'analyse comparative proposée dans Tubeuf [20].

³ Pour le pire état de santé possible.

⁴ Pour le meilleur état de santé possible.

économétrie suivant :

$$y_i^* = \alpha + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{ki} + u_i \quad (1)$$

Où $y_i = a$ si $c_{a-1} < y_i^* \leq c_a$ avec $a = 1, 2, 3, 4$.

La variable u_i est le terme d'erreur aléatoire distribué normalement, de moyenne nulle et de variance constante. La variable $a = 1, 2, 3, 4$ décrit les catégories de la santé auto-évaluée, et les variables c_{a-1} et c_a représentent les bornes estimées des catégories dont les valeurs ont été données ci-dessus. La mesure de santé utilisée dans la suite de l'analyse est calculée selon l'équation suivante.

$$\hat{y}_i^* = \hat{\alpha} + \sum_{k=2}^K \hat{\beta}_k x_{ki} \quad (2)$$

La variable de santé est donc linéaire et s'exprime en unité similaire au HUI canadien. Elle est continue et cardinale et présente de bonnes propriétés pour l'analyse des inégalités, comme la continuité et la cardinalité.

2.2. Mesurer et expliquer l'inégalité

De nombreux économistes étrangers ainsi que les organisations internationales privilégient depuis plusieurs années l'étude des inégalités de santé en fonction du revenu. Empruntant pour la plupart des méthodes empiriques élaborées, ces travaux permettent d'atteindre les quatre objectifs suivants : mesurer les inégalités de santé, en identifier les déterminants, évaluer la contribution de chaque déterminant à l'augmentation ou à la réduction des inégalités, et enfin orienter les mesures politiques de réduction des inégalités [24]. Traditionnellement, les inégalités sociales de santé en France sont mesurées en comparant des indicateurs de mortalité ou plus rarement de morbidité, pour différentes catégories socioprofessionnelles [6–9,25]. Cependant, la catégorie socioprofessionnelle est un agrégat peu satisfaisant pour l'observateur. En premier lieu, le contenu détaillé d'une catégorie socioprofessionnelle est variable pour un même pays d'une date à une autre. En second lieu, la catégorie socioprofessionnelle rend difficile la classification de la population selon un ordre hiérarchique. Selon Wilkinson [26], la catégorie socioprofessionnelle est un « artéfact » mais ne saurait constituer un déterminant de l'état de santé. L'inégalité de santé par catégories socioprofessionnelles peut provenir d'effets culturels ou d'effets matériels. Dans ce dernier cas, la catégorie socioprofessionnelle ne fait que refléter un effet du revenu.

Pour ces raisons, les économistes préfèrent le plus souvent étudier, quand les données le permettent, l'inégalité de l'état de santé en fonction du revenu. Étudier les inégalités de santé en fonction du revenu ne signifie pas nécessairement que nous préjugeons l'existence d'un lien de causalité entre revenu et santé, mais que nous mesurons les différences de niveau de santé moyen par groupes de revenu.

Le revenu seul reste toutefois insuffisant pour approcher les différents mécanismes économiques et sociaux pouvant générer

des inégalités sociales de santé, et l'utilisation simultanée de plusieurs indicateurs du statut socioéconomique est particulièrement pertinente. La méthodologie développée par Wagsstaff et al. [4] remplit ces objectifs puisqu'elle permet d'analyser l'inégalité de santé en fonction du revenu en tenant compte de ces divers mécanismes, c'est-à-dire en mesurant le rôle respectif de différents facteurs associés au revenu et ayant un impact sur la santé (niveau d'études, activité, etc.). Cette méthodologie s'appuie sur un indice de concentration, qui est comparable à l'indice de Gini, plus connu, et qui présente l'avantage d'être décomposable de telle sorte que la contribution relative de chacun de ces facteurs à l'inégalité peut être mesurée.

Concrètement, l'indice de concentration d'une variable y en fonction du revenu r se définit à partir de la courbe de concentration de y en fonction de r . Si y désigne la santé et r le revenu, cette courbe relie la proportion cumulée p des individus de la population ordonnés selon le niveau de revenu à la proportion cumulée y de la bonne santé totale disponible dont dispose cette proportion p d'individus (Fig. 1). La valeur de l'indice est comprise entre -1 et 1 . Une valeur nulle signifierait que la santé est distribuée de manière égale selon le revenu, c'est-à-dire qu'aux $p\%$ de la population rangée selon le revenu correspondent exactement les $p\%$ de la santé totale quelle que soit la valeur de p . Un indice de concentration négatif traduit une inégalité favorable aux plus pauvres et inversement.

Soit y_i l'état de santé individuel de l'individu i de moyenne $E(y_i)$ et R_i le rang de revenu de cet i^{e} individu dans la distribution de revenu, c'est-à-dire la proportion cumulée de la population ayant au plus le niveau de revenu de l'individu i . L'indice de concentration de santé est proportionnel à la covariance entre la variable de santé et le rang de revenu relatif, ce qui s'écrit :

$$C = \frac{2 \times \text{cov}(y_i, R_i)}{\bar{y}} \quad (3)$$

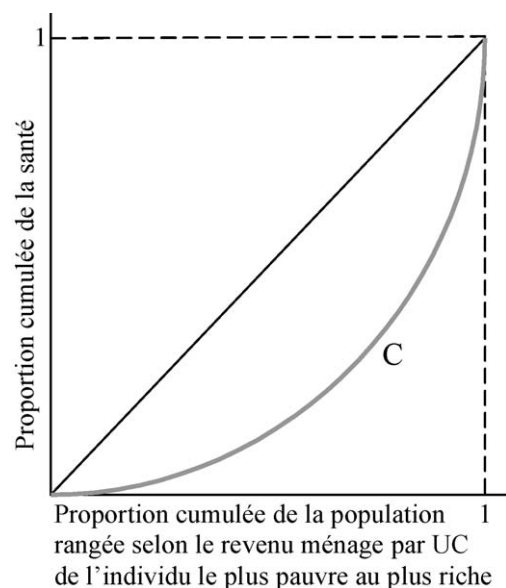


Fig. 1. La courbe de concentration, C.

Le calcul de l'indice s'appuie sur l'estimation du modèle linéaire décrit dans l'équation (1), qui explique la santé selon K variables individuelles, comme l'âge, le sexe, les caractéristiques socioéconomiques, etc. Compte tenu de l'expression du coefficient de concentration, nous obtenons la décomposition suivante :

$$C = \sum_{k=1}^K \left(\frac{\hat{\beta}_k \bar{x}_k}{\bar{y}} \right) C_k + \frac{2 \times \text{cov}(u_i, R_i)}{\bar{y}} \quad (4)$$

L'indice de concentration de y est alors égal à la somme de deux éléments. Le premier élément représente la somme pondérée des indices de concentration associés à chaque déterminant k , représentés par C_k . Chacun de ces indices de concentration est pondéré par le degré de sensibilité de la santé y par rapport à ce k^{e} déterminant, qui est aussi appelé élasticité de la santé par rapport à k . Le second élément est un terme résiduel représentant l'inégalité non expliquée par le modèle, il est nul si le modèle de régression inclue le revenu. En effet, dans de tels modèles satisfaisant la condition des moments, les erreurs sont orthogonales au classement par le revenu [27].

La décomposition précise alors de quelle façon chaque régresseur explique l'inégalité totale de santé selon le revenu : sa contribution est le résultat de son impact sur la santé au travers de l'élasticité et de son inégalité de distribution par rapport au revenu au travers de l'indice de concentration.

2.3. Les données et les variables

Les données utilisées proviennent de l'enquête santé protection sociale (ESPS) de l'Irdes menée en 2004⁵. Bien qu'il soit fréquent d'étudier les inégalités de santé sur l'ensemble de la population [27,28], nous soulignons la pertinence de mener une analyse sur un groupe d'âge réduit, à savoir la population en âge de travailler, soit les individus âgés de 16 à 60 ans. Le rapport particulier existant entre la santé et le vieillissement justifie le choix de cet échantillon restreint. En effet, l'état de santé se détériore avec l'âge et est moins influencé par le revenu après 60 ans. Il a ainsi été mis en évidence que les inégalités sociales de santé sont plus faibles au-delà de 65 ans. L'utilisation du revenu qui est au cœur de notre analyse motive aussi cette réduction d'échantillon : les revenus sont peu comparables aux âges actifs et à la retraite. Selon van Ourti [29], un rang basé sur le revenu permanent est différent d'un rang basé sur le revenu courant et, par conséquent, le rang mène potentiellement à un degré différent d'inégalités sociales de santé. Notre analyse est ainsi menée auprès d'un échantillon de 7250 individus de la classe d'âge des 16 à 60 ans.

La construction de l'indice de concentration s'appuie sur le classement des individus selon le revenu. Nous utilisons le revenu mensuel du ménage par unité de consommation. Le revenu mensuel du ménage est généré dans les données ESPS à

partir des différentes sources de revenus déclarées. Un peu moins de 20 % des ménages n'ont pas déclaré les montants exacts de leurs différentes sources de revenu mais ont déclaré leur revenu total en tranches. Pour ces individus, le revenu mensuel en continu a donc été imputé à partir d'une régression par intervalle, sur la base de leurs autres caractéristiques sociodémographiques. Un revenu par unités de consommation est ensuite calculé à partir de l'échelle d'équivalence de l'OCDE qui attribue un poids de 1 au premier adulte vivant dans le ménage, puis 0,5 aux autres adultes et 0,3 à tout membre du ménage âgé de moins de 14 ans. L'analyse utilise le revenu en logarithme car cette simple transformation permet d'obtenir des résidus ayant de bonnes propriétés.

Le Tableau 1 décrit les variables de notre analyse. Le revenu du ménage par unité de consommation moyen s'élève à 1945 euros par mois. Cette valeur est élevée, ce qui s'explique par les caractéristiques de l'échantillon et le fait qu'il s'agit d'un niveau de revenu global. Le niveau de vie moyen mensuel d'un actif s'élevait à 1610 euros en 2004⁶.

En ce qui concerne la couverture maladie universelle complémentaire (CMUC), nos données sous-estiment la proportion de bénéficiaires puisqu'en 2004, elle était de 7 % [30]. Ces différences entre les chiffres réels et nos données relèvent à la fois des caractéristiques de notre échantillon, restreint à la population en âge de travailler, et de l'incapacité d'aller enquêter les ménages dits précaires dans la plupart des enquêtes en population générale.

3. Résultats

Dans un premier temps, nous estimons le modèle de régression par intervalles qui explique la santé auto-évaluée et permet de générer l'indicateur de santé prédit à partir du HUI et utilisé par la suite dans l'analyse des inégalités. Dans un second temps, nous menons l'analyse d'inégalité en suivant les deux étapes de la méthode de décomposition. La première concerne les indices de concentration de chaque régresseur selon le revenu. La seconde s'appuie sur la valeur de l'inégalité globale de santé selon le revenu et observe de quelle façon chaque régresseur contribue à l'ampleur de cette inégalité. Cette étape permet aussi d'évaluer, à l'aide des élasticités, la force de la relation entre la santé et chaque régresseur.

3.1. Le modèle linéaire d'explication de la santé

La régression par intervalles ne fournit pas un modèle structurel de la santé et les estimateurs qui en sont issus ne peuvent être interprétés d'un point de vue causal. Néanmoins, ce type de modèle est similaire à un modèle de demande de santé de forme statique réduite, dont les estimateurs donnent une indication sur la façon dont les variations exogènes des déterminants de santé peuvent affecter le niveau de l'inégalité de santé selon le revenu [21].

⁵ Pour une présentation détaillée de l'enquête ESPS nous renvoyons au site de l'IRDES <http://www.irdes.fr/EspaceRecherche/Enquetes/ESPS/EnqueteESPS.html>.

⁶ D'après le site de l'INSEE www.insee.fr, rubrique La France en faits et en chiffres.

Tableau 2
Coefficients estimés de la régression par intervalles (ESPS 2004).

Variable	Coefficient	Standard error	Valeur de p
Femme 16–25 ans	0,031	0,005	0,000
Femme 26–35 ans	0,008	0,004	0,063
Femme 36–45 ans	–0,011	0,004	0,008
Femme 46–55 ans	–0,043	0,004	0,000
Femme 56–65 ans	–0,049	0,006	0,000
Homme 16–25 ans	0,043	0,005	0,000
Homme 26–35 ans	0,011	0,004	0,010
Homme 36–45 ans	Ref		
Homme 46–55 ans	–0,036	0,004	0,000
Homme 56–65 ans	–0,052	0,006	0,000
Logarithme du revenu ménage par UC	0,011	0,002	0,000
Sans diplôme	Ref		
Avec un diplôme du 1 ^{er} ou du 2 nd degré	0,008	0,003	0,007
Avec le baccalauréat et au-delà	0,010	0,003	0,001
Couverture complémentaire	0,014	0,004	0,000
Sans couverture complémentaire	Ref		
CMU	–0,015	0,006	0,018
Individu en activité	Ref		
Inactif	–0,140	0,007	0,000
Personne au foyer	–0,005	0,005	0,011
Retraité, retiré des affaires	0,009	0,008	0,222
Chômeur	–0,016	0,004	0,000
Étudiant	–0,011	0,004	0,273
Employé	Ref		
Agriculteur	0,022	0,008	0,008
Indépendant	0,016	0,005	0,002
Cadre	0,009	0,004	0,023
Technicien	0,010	0,003	0,003
Ouvrier qualifié	0,001	0,003	0,804
Ouvrier non qualifié	–0,009	0,004	0,039
Constante	0,803	0,014	0,000

Ref : désigne la catégorie de la variable qui a été utilisée comme référence dans la régression.

Le Tableau 2 présente les résultats de la régression. De manière attendue, la santé diminue fortement avec l'âge indépendamment du sexe. Le revenu influence positivement et significativement la santé. De la même manière, les individus plus instruits ont un état de santé significativement meilleur que les individus sans diplôme. Par rapport aux individus ayant un emploi, le fait d'être au foyer, inactif ou sans emploi réduit significativement la déclaration d'un bon état de santé. La faible proportion d'inactifs dans notre échantillon indique vraisemblablement que ces individus sont inactifs en raison de leur état de santé. Nous ne pouvons écarter le fait que ces individus aient déclaré un mauvais état de santé pour justifier leur inactivité, phénomène déjà mis en évidence dans la littérature [30]. Quoi qu'il en soit, le chômage comme l'inactivité restent associés à un risque de mortalité plus élevé, tant chez les hommes que chez les femmes. Notre résultat est comparable aux recherches récentes mettant en évidence que durant les cinq années suivant une période de chômage, les chômeurs connaissent un risque de décès environ trois fois plus élevé que l'ensemble des 16 à

60 ans, toutes choses égales par ailleurs [7]. Les ouvriers non qualifiés déclarent un plus mauvais état de santé que les employés, alors que les indépendants, les cadres et les techniciens déclarent un état de santé significativement meilleur. Enfin, le fait de bénéficier d'une assurance complémentaire semble être positivement corrélé à la santé auto-évaluée. Comme attendu, la CMUC est négativement corrélée à la santé déclarée : les conditions d'éligibilité ciblant les individus les plus pauvres, ils sont souvent les plus malades aussi. Nous retrouvons le résultat de Boisguérin [31] selon lequel les individus ont tendance à faire valoir leur droit à la CMUC quand ils anticipent des besoins de soins de santé.

3.2. Les indices de concentration selon le revenu

La première étape de la méthode de décomposition consiste à calculer les indices de concentration de chaque régresseur ainsi que de la santé selon le revenu, indices présentés dans la deuxième colonne du Tableau 3. Un indice de concentration positif traduit une concentration des individus dans les revenus supérieurs et inversement.

Nos résultats mettent en évidence que l'indice de concentration associé à la santé désigné par $\hat{C}$ est positif et décrit des inégalités de santé en faveur des individus les plus riches. Nous interprétons maintenant les indices de concentration de chaque régresseur. Ces indices de concentration reflètent la répartition des revenus au sein de chacune des catégories des variables envisagées. Les indices de concentration associés aux classes d'âges les plus jeunes sont négatifs, ainsi les individus les plus jeunes sont concentrés dans les groupes de revenus les plus faibles, alors que les individus âgés de 46 ans et plus sont concentrés dans les niveaux de revenus supérieurs, indépendamment du sexe. À la différence des hommes, les femmes d'âge moyen sont parmi les plus pauvres de la distribution du revenu. Les inégalités de revenu observées sont, le plus souvent, à l'avantage des hommes. En effet, les indices de concentration lorsqu'ils sont positifs (respectivement négatifs) sont plus élevés (respectivement plus faibles) pour les hommes que pour les femmes. L'indice de concentration associé au logarithme du revenu est un indice de concentration unidimensionnel et est donc comparable à un indice de Gini⁷. Sa valeur positive traduit l'existence d'importantes inégalités dans la distribution du revenu au sein de la population. Cette inégalité est plus importante que l'inégalité totale de santé selon le revenu. Comme attendu, le fait d'avoir obtenu le baccalauréat ou un diplôme supérieur concerne des individus appartenant à des groupes de revenus élevés, alors que l'accès aux diplômes du premier ou du second degré semble moins inégalitaire socialement. Les individus au foyer, les étudiants, les inactifs et les chômeurs sont concentrés dans les niveaux de revenus les plus faibles, les plus pauvres d'entre eux étant les individus au foyer. Les personnes à la retraite sont concentrées parmi les

⁷ Notons cependant qu'un indice de Gini traditionnel ne se calcule pas à partir d'une valeur logarithmique mais à partir de la valeur réelle et que la transformation logarithmique implique un indice de Gini plus faible.

Tableau 3

Décomposition de l'indice de concentration de l'inégalité de santé selon le revenu (ESPS 2004).

Indices de concentration				
Inégalité totale $\hat{C}$	0,0064			
Variable	$\hat{C}_k$	Élasticité	Contribution	(%)
Femme 16–25 ans	−0,1555	0,004	−0,0006	−9,17
Femme 26–35 ans	−0,0136	0,001	0,0000	−0,23
Femme 36–45 ans	−0,0697	−0,002	0,0001	1,72
Femme 46–55 ans	0,0854	−0,006	−0,0005	−7,84
Femme 56–60 ans	0,1832	−0,003	−0,0005	−7,76
Homme 16–25 ans	−0,1284	0,005	−0,0007	−10,98
Homme 26–35 ans	0,0265	0,001	0,0000	0,51
Homme 36–45 ans	Ref			
Homme 46–55 ans	0,1116	−0,005	−0,0005	−7,90
Homme 56–60 ans	0,1549	−0,003	−0,0004	−6,56
Logarithme du revenu ménage par UC	0,0425	0,091	0,0039	61,00
Sans diplôme	Ref			
Avec un diplôme du 1 ^{er} ou du 2 nd degré	−0,0297	0,002	−0,0001	−0,87
Avec le baccalauréat et au-delà	0,2564	0,003	0,0009	13,96
Couverture complémentaire	0,0537	0,014	0,0008	11,87
Sans couverture complémentaire	Ref			
CMU	−0,6969	−0,001	0,0004	7,05
Individu en activité	Ref			
Inactif	−0,3157	−0,005	0,0014	22,60
Personne au foyer	−0,3505	0,000	0,0001	1,78
Retraité, retiré des affaires	0,2019	0,000	0,0000	0,72
Chômeur	−0,3253	−0,001	0,0004	6,09
Étudiant	−0,1427	−0,002	0,0002	3,86
Employé	Ref			
Agriculteur	−0,2797	0,000	−0,0001	−1,84
Indépendant	−0,0553	0,001	0,0000	−0,72
Cadre	0,4726	0,001	0,0007	10,46
Technicien	0,2235	0,002	0,0005	8,13
Ouvrier qualifié	−0,2073	0,000	0,0000	−0,64
Ouvrier non qualifié	−0,3676	−0,001	0,0003	4,75

revenus supérieurs. Dans notre échantillon d'individus âgés de 16 à 60 ans, nous pouvons supposer que ceux qui ont quitté le marché du travail de manière anticipée l'ont fait soit pour raisons de santé, soit parce qu'ils y avaient un avantage économique. Les individus les plus pauvres, même s'ils sont en mauvaise santé, rejoindront l'inactivité pour raisons de santé ou continueront à travailler en dépit de leurs problèmes de santé.

En ce qui concerne la catégorie socioprofessionnelle, à la différence des cadres et des techniciens qui appartiennent aux groupes socialement les plus favorisés, toutes les autres catégories subissent des inégalités de revenu. Les ouvriers non qualifiés et les agriculteurs sont les plus touchés par ces inégalités.

Le fait d'avoir une couverture complémentaire est fortement répandu dans la population, néanmoins l'indice de concentration associé est positif et confirme l'existence d'inégalités sociales dans l'obtention d'une couverture complémentaire. En général, ceux qui ne sont pas couverts par une complémentaire santé sont soit les plus jeunes qui sont en bonne santé et qui ont des préférences pour la santé plus faibles, soit ceux qui renoncent pour des raisons financières, soit, enfin, les femmes les plus âgées qui étaient ayants droit de leurs époux et qui ne

souscrivent pas de contrat personnel après le décès de celui-ci [32]. Cet indice de concentration montre que d'une manière générale l'accès à la complémentaire santé est difficile et particulièrement coûteux pour les ménages dont les revenus sont faibles [33]. L'indice de concentration associé à la CMUC est le plus élevé des indices de concentration en valeur absolue et il est négatif puisqu'il est, par définition, en faveur des individus les plus pauvres.

3.3. Évaluation des contributions aux inégalités de santé selon le revenu

La seconde étape de la méthode de décomposition évalue la contribution de chaque régresseur à l'inégalité totale de santé en 2004. Les deux dernières colonnes du [Tableau 3](#) présentent ces contributions en valeurs exactes et en proportions de l'inégalité totale. Les élasticités estimées sont présentées dans la troisième colonne.

Les contributions aux inégalités de santé selon le revenu qui sont les plus élevées proviennent du revenu, de l'inactivité, du fait d'avoir au moins le baccalauréat, d'être pourvu d'une couverture complémentaire et d'être cadre ou technicien. Le

revenu en particulier explique 60 % de l'inégalité. Il a été mis en évidence que le revenu expliquait environ 60 % de l'inégalité en Suisse [34] et 102,5 % en Espagne [21]. De plus, c'est avec le revenu que l'indicateur de santé prédit à partir du HUI entretient la plus puissante relation : l'élasticité de la santé avec le revenu est positive et particulièrement élevée. Cette forte contribution du revenu est indépendante du choix du revenu comme variable de classement dans la construction de l'indicateur⁸.

L'inactivité explique aussi une forte proportion des inégalités. Sur la population analysée, les individus inactifs le sont majoritairement pour raisons de santé et ils se concentrent fortement parmi les plus pauvres, subissant ainsi de très fortes inégalités sociales de santé.

Le niveau d'instruction est fortement corrélé au revenu, et le fait d'avoir un diplôme élevé est un facteur important d'inégalité. Plusieurs travaux ont mis en évidence le rôle protecteur du niveau d'instruction sur la santé [35,36].

L'inégalité sociale dans le recours à une couverture complémentaire ainsi que son importante élasticité avec la santé font de l'accès à la couverture complémentaire un autre déterminant social de la santé important.

Le fait d'être un cadre ou un technicien contribue à accroître les inégalités sociales de santé en faveur des individus socialement favorisés. Les individus qui appartiennent à ces catégories jouissent d'un meilleur état de santé, ce qui est illustré par l'élasticité positive de la santé avec ces variables. Ce résultat rappelle d'autres analyses d'inégalités de santé selon le statut socioéconomique qui utilisent une mesure de santé différente de la nôtre, comme la mortalité ou des maladies particulières [9,37].

Enfin, certaines classes d'âges expliquent fortement l'inégalité, c'est le cas notamment des personnes les plus âgées de l'échantillon, particulièrement les femmes. Leur contribution est négative, contribuant alors à une diminution de l'inégalité de santé selon le revenu. Cette réduction provient du fait que les individus les plus âgés de l'échantillon sont à la fois les plus malades (élasticité négative de la santé avec les catégories concernées) et les plus riches (indices de concentrations estimés positifs). Asymétriquement, l'élasticité de la santé avec le fait d'être une femme de 16 à 25 ans est positive et la forte contribution négative de ce groupe à l'inégalité totale provient de sa concentration parmi les revenus les plus bas en dépit de son meilleur état de santé.

Il est intéressant de souligner que la contribution à l'ampleur de l'inégalité du fait de bénéficier de la CMUC est de 7 %. Comme l'indice de concentration de cette variable était négatif, sa contribution positive s'interprète comme une tendance à accroître les inégalités de santé selon le revenu et s'explique par la relation négative entre la santé et le fait de bénéficier de la

CMUC : les individus les plus malades sont aussi les plus pauvres, ce qui accroît leur motivation à faire valoir leur droit à la CMUC.

4. Conclusion

L'analyse offre des résultats innovants tant d'un point de vue qualitatif que méthodologique.

La première étape de la méthode de décomposition permet d'analyser les indices de concentration de chacun des facteurs selon la distribution du revenu. Ces indices de concentration sont indépendants de la mesure de santé. Ils démontrent des inégalités de revenu en faveur des individus les plus âgés, en particulier les hommes, ainsi qu'en faveur des individus les plus instruits, les cadres et les techniciens. Elle confirme des inégalités sociales dans l'accès à la couverture complémentaire.

La seconde étape de la décomposition permet de mesurer la contribution relative de chacun des facteurs à l'inégalité sociale de santé totale et d'observer la puissance du lien existant entre la santé et ce facteur. L'inégalité sociale de santé totale en faveur des revenus les plus élevés s'explique essentiellement par les fortes contributions du niveau de revenu (61 %), de l'inactivité professionnelle (qui concerne principalement les individus en mauvaise santé) (22,6 %), de la classe sociale (20 %), du niveau d'instruction (13 %) et de l'accès à la couverture complémentaire santé. Notre recherche met en évidence que le revenu et la santé sont fortement liés et que les inégalités de revenu expliquent une grande partie des inégalités sociales de santé. Toutefois, le revenu n'est pas le seul facteur important, car d'autres déterminants sociaux sont des paramètres d'accroissement des inégalités en faveur des groupes de revenus les plus élevés. Un accès plus égalitaire à la couverture complémentaire santé et à l'emploi ainsi qu'une réduction des inégalités de revenu entre catégories sociales pourraient diminuer la contribution de ces dimensions à l'inégalité totale et, par conséquent, diminuer les inégalités sociales de santé.

Nous étudions aussi le rôle de la couverture maladie universelle mise en place en 2000 et observons que ce sont bien les individus qui en ont le plus besoin qui en bénéficient, c'est-à-dire les plus pauvres et les plus malades. Cependant, si une analyse similaire a permis de mettre en évidence que la CMUC contribuait à la diminution des inégalités de consommation de soins de santé (Huber, thèse de doctorat, université Paris-X, Nanterre, 2006), notre travail permet seulement de vérifier que la réforme cible bien la population concernée. En effet, si des changements dans la consommation de soins peuvent s'observer sur de courtes périodes, des changements sur l'état de santé individuel réclament des données à plus long terme.

Cette étude se différencie des travaux déjà publiés sur le sujet à plusieurs niveaux. Tout d'abord, elle contribue à mener sur données françaises une analyse centrée sur la mesure des inégalités de santé en fonction du revenu à partir d'indicateurs de santé généraux, qui est soutenue tant par l'OMS, l'OCDE que par la Communauté européenne [38].

Cela étant, de nombreux travaux ont souligné que le choix de l'indicateur de santé n'est pas sans conséquence sur l'analyse des inégalités sous-jacentes [22,39,40]. La méthode de

⁸ En effet, des travaux sur les inégalités de santé selon l'origine familiale montrent que la variable qui contribuait le plus aux inégalités était le revenu alors même que la variable de rangement utilisée pour générer l'indice était la longévité du père (Tubeuf, thèse de doctorat d'économie, université d'Aix-Marseille, GREQAM, 2008).

cardinalisation que nous avons utilisée permet d'améliorer la variable de santé auto-évaluée et de construire un modèle de qualité pour la mesure des inégalités, mais elle présente des limites. Il serait préférable de disposer de la distribution en France de l'indice d'utilité lié à la santé afin de contourner l'utilisation de la correspondance établie pour une population donnée au Canada et à une date donnée, entre la distribution de l'indicateur de santé subjectif et celle du HUI. En l'absence d'un indice d'utilité de santé français similaire au HUI, la méthode de mesure de la santé pourrait être améliorée si l'enquête disposait de vignettes-étalons⁹ pour corriger d'éventuelles différences dans le mode de déclaration de la santé auto-évaluée [41]. La cardinalisation serait alors effectuée sur les bornes corrigées de la santé auto-évaluée.

Enfin, cette recherche apporte des éléments plus généraux à l'évaluation des politiques de réduction des inégalités. La décomposition permet d'évaluer la contribution à l'inégalité de certaines variables et de ce fait, éclairer les groupes spécifiques sur lesquels les politiques doivent concentrer leurs efforts. En particulier, nos analyses suggèrent que la réduction de l'association entre le revenu et la santé, au travers de différents déterminants sociaux, serait favorable à la diminution des inégalités sociales de santé. Des décisions publiques favorisant un accès équitable à l'éducation à la santé et à la couverture complémentaire sont à privilégier pour la diminution des inégalités, car elles diminueraient vraisemblablement la force du lien entre haut revenu et meilleure santé.

5. Version anglaise

La version anglaise de cet article est disponible en ligne à l'adresse suivante : 10.1016/j.respe.2009.04.013.

Remerciements

L'auteur remercie l'Irdes pour la mise à disposition des données ainsi que pour l'ensemble des discussions qui ont été menées autour de ces travaux, en particulier Florence Jusot, Stéphanie Guillaume et Marc Perronnin. L'auteur remercie deux rapporteurs anonymes qui ont permis d'améliorer substantiellement cet article ainsi que Lise Rochaix, Xander Koolman, les participants du réseau ECuity et du congrès de l'Adelf pour leurs commentaires et remarques. Cette recherche a bénéficié du soutien financier du programme sciences biomédicales, santé et société sur les « Inégalités sociales de santé », soutenu par la DREES-MiRe, l'Inserm et la Canam.

Références

- [1] Desplanques G. L'inégalité sociale devant la mort. La société française : données sociales 1993. Paris: INSEE ed; 1993.

⁹ Ces vignettes, présentées sous forme de scénarii, correspondent à des cas-types d'état de santé pour lesquels l'enquêté est invité à évaluer la santé d'un individu fictif. Cette méthode repose sur l'hypothèse selon laquelle l'échelle des réponses utilisée pour ces cas fictifs est identique à celle que l'individu utilise pour auto-évaluer son propre état de santé.

- [2] Marmot M, Wilkinson R. Social determinants of health. Oxford: Oxford University Press ed; 1999.
- [3] Berkman LF, Kawachi I. Social epidemiology. Oxford University Press: New York; 2000.
- [4] Wagstaff A, van Doorslaer E, Watanabe N. On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. *J Econometrics* 2003;112(1):207–23.
- [5] van Doorslaer E, Koolman X. Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries. *Health Econ* 2004;13(7):609–28.
- [6] Mesrine A. Les différences de mortalité par milieu social restent fortes. Données sociales. Paris: INSEE ed; 1999.
- [7] Mesrine A. La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage ? *Econ Stat* 2000;4:33–48.
- [8] Leclerc A, Fassin D, Grandjean H, Kaminski M, Lang T. Les inégalités sociales de santé. Inserm ; Recherches; 2000.
- [9] Menvielle G, Chastang J-F, Luce D, Leclerc A, Le groupe EDISC. Évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité entre 1968 et 1996. Étude en fonction du niveau d'études par cause de décès. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2007;55:97–105.
- [10] Mackenbach JP, Stirbu I, Roskam A-JR, Schaap MM, Menvielle G, Leinsalu M, et al. Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries. *N Engl J Med* 2008;358:2468–81.
- [11] Jusot F. The shape of the relationship between mortality and income in France. *Ann Econ Stat* 2006;(83-84):89–122 (Health–Insurance–Equity).
- [12] Cambois E, Jusot F. Ampleur, tendance et causes des inégalités sociales de santé et de mortalité en Europe : une revue des études comparatives. *Bull Epidemiol Hebd* 2007;2-3:10–5.
- [13] Boissonnat V, Mormiche P. Handicaps et inégalités sociales en France, 1999. *Bull Epidemiol Hebd* 2007;2-3:26–8.
- [14] Melchior M, Berkman LF, Kawachi I, Krieger N, Zins M, Bonenfant S. Lifelong socioeconomic trajectory and premature mortality (35–65 years) in France: findings from the GAZEL Cohort Study. *J Epidemiol Community Health* 2006;60:937–44.
- [15] Elbaum M. Inégalités sociales de santé et santé publique : des recherches aux politiques. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2007;55:47–54.
- [16] Grignon M, Jusot F. Commentaire sur l'article de G. Menvielle et al. « Évolution temporelle des inégalités sociales de mortalité en France entre 1968 et 1996. Étude en fonction du niveau d'études par causes de décès ». *Rev Epidemiol Sante Publique* 2008;56:209–13 [RESP 2007;55:97–105].
- [17] Tubeuf S, Rochaix L. Mesures de l'équité en santé : fondements éthiques et implications. *Rev Econ* 2008;2(60):325–44.
- [18] Quesnel-Vallée A. Self-rated health: caught in the crossfire of the quest for 'true' health? *Int J Epidemiol* 2007;36(6):1161–4.
- [19] Perronnin M, Rochaix L, Tubeuf S. Construction d'un indicateur continu d'état de santé agréant risque vital et incapacité. Questions d'économie de la Santé, Irdes 2006; Méthodes (107).
- [20] Tubeuf S. Income-related inequalities in self-assessed health: comparisons of alternative measurements of health. HEDG Working Paper Series 2008; WP 08/04.
- [21] Garcia Gomez P, Lopez AN. Regional differences in socio-economic health inequalities in Spain 1973/74–2003. 2007.
- [22] Lecluyse A, Cleemput I. Making health continuous: implications of different methods on the measurement of inequality. *Health Econ* 2006;15(1):99–104.
- [23] van Doorslaer E, Jones A. The determinants of self-reported health inequalities: validation of a new approach to measurement. *J Health Econ* 2003;22:61–87.
- [24] Wagstaff A, van Doorslaer E. Income inequality and health: what does the literature tell us? *Annu Rev Public Health* 2000;21:543–67.
- [25] Monteil C, Robert-Bobée I. Différentiels sociaux et familiaux de mortalité aux âges actifs : quelles différences entre les femmes et les hommes. *Econ Stat* 2007;398-399:11–31.
- [26] Wilkinson R. Unhealthy societies: the afflictions of inequality. New York: Routledge ed; 1996.
- [27] Gravelle H, Sutton M. Income-related inequalities in self-assessed health in Britain: 1979–1995. *J Epidemiol Community Health* 2003; 57:125–9.

- [28] Gakidou E, Murray CJL, Frenk J. Defining and measuring health inequality: an approach based on the distribution of health expectancy. *Bull World Health Organ* 2000;78(1):42–54.
- [29] van Ourti T. Socioeconomic inequality in ill-health amongst the elderly. Should one use current or permanent income? *J Health Econ* 2003;22: 219–41.
- [30] Kerkhofs M, Lindeboom M. Subjective health measures and state dependent reporting errors. *Health Econ* 1995;4:221–35.
- [31] Boissguérin B. Les bénéficiaires de la CMU au 31 décembre 2003. *Études et résultats DREES* 2005;381.
- [32] Allonier C, Guillaume S, Rochereau T. Enquête santé et protection sociale 2004 : premiers résultats. *Questions d'économie de la Santé Irdes* 2006;110 [Juillet 2006].
- [33] Kambia-Chopin B, Perronnin M, Pierre A, Rochereau T. La complémentaire santé en France en 2006 : un accès qui reste inégalitaire. *Questions d'économie de la Santé Irdes* 2008;132.
- [34] Leu RE, Schellhorn M. The evolution of income-related health inequalities in Switzerland over time. *CESif Economic Studies* 2006.
- [35] Feinstein L, Sabates R, Anderson TM, Sorhaindo A, Hammond C. What are the effects of education on health? In: Desjardins R, Schuller T, editors. *Measuring the effects of education on health and civic engagement*. OECD ed; 2006. p. 171–313.
- [36] Kunst AE, Mackenbach JP. The size of mortality differences associated with educational level in nine industrialised countries. *Public Health* 1994;84(6):932–7.
- [37] Mackenbach JP. Health inequalities: Europe in profile. Report EU 2006; 272358 1p 2k 2006.
- [38] Atkinson T, Cantillon B, Marlier E, Nolan B. Indicators for social inclusion in the European Union. 2001.
- [39] Humphries KH, van Doorslaer E. Income-related health inequality in Canada. *Soc Sci Med* 2000;50:663–71.
- [40] Couffinhal A, Dourgnon P, Tubeuf S. Outils de mesure des inégalités : quelques débats d'actualité. *Sante Soc Solidarite* 2004;2004(2):163–71.
- [41] Lardjane S, Dourgnon P. Les comparaisons internationales d'état de santé subjectif sont-elles pertinentes ? Une évaluation par les méthodes des vignettes-étalons. *Econ Stat* 2007;403-404:165–77.