

Les différences d'état de santé en France : inégalités des chances ou reflet des comportements à risques ?

Florence Jusot *, Sandy Tubeuf ** et Alain Trannoy ***

Les inégalités de santé en France sont-elles principalement des inégalités des chances dues aux circonstances, tel que le milieu d'origine, ou sont-elles avant tout expliquées par les différences de comportements individuels ?

Cette interrogation est importante pour la définition des politiques de santé. Selon la philosophie de la responsabilité, les différences de santé dues à des facteurs relevant de la responsabilité individuelle, tels que les comportements à risque choisis, peuvent être considérées comme « légitimes » car découlant de choix de vie assumés par les individus : elles n'ont pas à faire l'objet de politiques correctrices. À l'inverse, on doit chercher à corriger ou compenser les inégalités des chances attribuables à des facteurs ne relevant pas de la responsabilité individuelle, tels que le milieu d'origine.

Cet article propose d'évaluer la part des inégalités de santé perçue liées aux conditions dans l'enfance, et celle liées aux comportements à risque, en considérant deux positions éthiques possibles relatives à la corrélation entre milieu d'origine et comportements à risque. Dans une première étape, seul l'effet direct sur la santé du milieu d'origine est considéré comme source d'inégalités des chances. Dans une seconde étape, son effet indirect sur les comportements liés à la santé est en outre considéré comme source d'inégalités illégitimes.

L'application aux données de l'enquête *Santé Protection Sociale* 2006 de l'Irdes, dans laquelle a été introduit un module spécifique de questions sur les conditions de vie dans l'enfance, met en évidence la contribution massive du milieu d'origine aux inégalités de santé et ce, quelle que soit la position éthique retenue. Ainsi, les inégalités des chances représentent jusqu'à 46 % des inégalités de santé alors que celles liées aux comportements à risque ne dépassent pas 7 %, les inégalités résiduelles étant liées à l'influence de l'âge et du sexe.

* PSL, Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes (Institut de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé), Paris, France - florence.jusot@dauphine.fr.

** Academic Unit of Health Economics (University of Leeds), Leeds, United Kingdom - s.tubeuf@leeds.ac.uk.

*** AMSE (Aix-Marseille School of Economics) et EHESS (École des Hautes Études en Sciences Sociales), IDEP (Institut d'Économie Publique), Marseille, France - trannoy@univmed.fr.

Ces travaux ont été réalisés avec le soutien de la Chaire Santé, placée sous l'égide de la Fondation Du Risque (FDR) en partenariat avec PSL, Université Paris-Dauphine, l'ENSAE et la MGEN.

Plusieurs études récentes ont mis en évidence l'existence d'inégalités de santé en France liées au milieu d'origine, entendu comme les conditions de vie dans l'enfance et les caractéristiques des ascendants. Ces résultats rejoignent les conclusions des études menées dans plusieurs pays européens¹. Parallèlement, de nombreux travaux ont montré l'influence des modes de vie (alcool, tabac, obésité, nutrition) sur l'état de santé et leur rôle dans la construction des inégalités de santé². Cependant rares sont les travaux qui étudient conjointement ces deux types de facteurs et proposent de quantifier la contribution respective du milieu d'origine et des modes de vie aux différences d'état de santé.

Pourtant, la contribution de ces deux types de facteurs est de premier ordre pour le jugement éthique que l'on peut porter sur les inégalités de santé et donc pour fonder les politiques à mettre en œuvre pour les réduire. Selon la philosophie de la responsabilité prônée par Dworkin (1981), Arneson (1989), Cohen (1998), Roemer (1998) et Fleurbaey (2008), les différences d'état de santé induites par des « efforts », c'est-à-dire des facteurs choisis par les individus et relevant donc de leur responsabilité, doivent être considérées comme légitimes. La mise en place des politiques correctrices des inégalités n'est donc pas justifiée dans ce cas, car cela irait à l'encontre de l'exercice de la liberté individuelle. À l'inverse, les inégalités attribuables à des facteurs ne relevant pas de la responsabilité individuelle, appelés « circonstances », doivent être considérées comme illégitimes. Les inégalités attribuables aux circonstances sont alors reconnues comme des inégalités des chances et justifient pleinement la mise en œuvre de politiques correctrices.

Le milieu d'origine constitue ainsi une source potentielle d'inégalités des chances en santé dans la mesure où les individus ne peuvent pas être tenus pour responsables de la profession de leurs parents ou des conditions de vie qu'ils ont connues durant leur enfance (Dias et Jones, 2007 ; Fleurbaey et Schokkaert, 2009 ; Trannoy *et al.*, 2010). À l'inverse, la décision d'investissement en santé ou au contraire l'adoption de comportements délétères est considérée, dans les modèles de capital santé (Grossman, 1972) et d'addiction rationnelle (Becker et Murphy, 1988), comme la conséquence de l'exercice par les individus de leur liberté de choix³. La mesure de la contribution respective du milieu d'origine et des modes de vie aux différences d'état de santé peut donc apporter un premier élément de réponse à la distinction entre inégalités légitimes et illégitimes.

Cependant, différents travaux montrent que les modes de vie sont également influencés par le milieu d'origine et les comportements à risques des parents. Ainsi, le tabagisme est plus fréquent chez les personnes issues d'un milieu social défavorisé et dont les parents étaient eux-mêmes fumeurs (Power *et al.*, 2005 ; Etilé, 2007 ; Dias, 2009 ; Göhlmann *et al.*, 2010 ; Balia et Jones, 2011 ; Bricard *et al.*, 2011, Tubeuf *et al.*, 2012). Le risque d'obésité est également fortement relié aux conditions de vie dans l'enfance (Power *et al.*, 2005 ; Khat *et al.*, 2009, Tubeuf *et al.*, 2012) et au surpoids de la mère avant la grossesse (Laitinen *et al.*, 2001). Une seconde approche des inégalités des chances en santé, introduite par Roemer (1998), consiste alors à élargir les inégalités des chances aux différences d'état de santé induites par des choix d'effort différents, dès lors que ces efforts sont expliqués par des circonstances. Ainsi, selon cette seconde approche, seules les différences de comportement à milieu d'origine pourront être considérées comme un véritable effort d'investissement en santé et pourront être à l'origine d'inégalités de santé légitimes, alors que les différences de comportements corrélées au milieu d'origine seront intégrées dans la sphère des circonstances et donc source potentielle d'inégalités des chances.

Cette recherche propose de décomposer les inégalités de santé en France en deux facteurs, d'une part les inégalités liées aux circonstances mesurées par les conditions de vie pendant l'enfance et d'autre part, les inégalités liées

1. Pour des études réalisées sur données françaises, voir notamment Melchior *et al.* (2006a), Melchior *et al.* (2006b), Devaux *et al.* (2008), Trannoy *et al.* (2010) et Cambois et Jusot (2011). Pour des travaux réalisés dans d'autres pays ou en comparaison européenne, voir notamment Hyde *et al.* (2006), Jusot *et al.* (2009), Dias (2009), Tubeuf et Jusot (2010) et Tubeuf *et al.* (2012).
2. Plusieurs études se sont intéressées à l'effet des facteurs de risque sur la santé et leur contribution aux inégalités sociales de santé, c'est-à-dire, aux différences d'état de santé entre groupes sociaux définis par la profession ou le niveau d'éducation des individus (Stringhini, 2010 ; Lantz *et al.*, 2008 ; Menvielle *et al.*, 2009 ; Contoyannis et Jones, 2004). Balia et Jones (2008) et Tubeuf *et al.* (2012) proposent, quant à eux, une quantification de leur contribution à l'explication des inégalités de santé dans leur ensemble, c'est-à-dire aux différences d'état de santé dans la population.

3. Ces modèles supposent que les individus choisissent, rationnellement, leur niveau d'investissement en santé et leurs comportements à risques, de manière à rendre maximale leur satisfaction qui dépend de préférences exogènes. La question de savoir si les individus sont responsables ou non de leurs préférences fait l'objet de nombreux débats philosophiques. Dworkin (1981) tient par exemple les individus pour responsables de leurs préférences car elles sont constitutives de leur identité. Il soutient également que les individus sont, pour le moins, responsables du choix de satisfaire leurs préférences. Roemer (1998) considère au contraire que les préférences peuvent être en partie liées aux circonstances. En conséquence, il préconise de ne tenir les individus pour responsables que de leurs choix relatifs par rapport aux personnes qui ont connu les mêmes circonstances qu'eux.

aux efforts d'investissement en santé, mesurés par les styles de vie (tabac, obésité, nutrition). Elle s'appuie sur les données de l'enquête *Santé Protection Sociale* 2006 de l'Irdes, pour laquelle nous avons conçu un module spécifique

de questions sur les conditions de vie dans l'enfance, cette enquête recueillant par ailleurs des informations sur l'état de santé perçue et les comportements à risque pour un échantillon représentatif de ménages ordinaires (cf. encadré).

Encadré

DONNÉES

Cette étude s'appuie sur les données de la vague 2006 de l'enquête *Santé Protection Sociale (ESPS)* de l'Irdes, pour laquelle nous avons conçu un module de questions afin de décrire les conditions de vie dans l'enfance (voir Allonier *et al.*, 2008, pour un descriptif complet de l'enquête). L'échantillon, construit à partir de fichiers d'assurés des trois principaux régimes d'assurance maladie (la CNAMTS, le RSI et la MSA), est représentatif de 96,7 % des ménages ordinaires vivant en France métropolitaine et l'échantillon étudié est composé de 6 074 individus (3 589 femmes et 2 485 hommes).

Les informations sur l'état de santé et les comportements liés à la santé des personnes ont été recueillies à l'aide d'un questionnaire auto-administré. Dans cette analyse, l'état de santé est mesuré par l'indicateur de santé perçue du mini-module préconisé par Eurostat. Il correspond à la question suivante : « Comment est votre état de santé général ? » assortie des cinq modalités de réponses suivantes : « très bon ; bon ; moyen ; mauvais ; très mauvais ». Cet indicateur permet de classer les individus en deux groupes : les personnes ayant déclaré avoir un très bon ou un bon état de santé général sont considérées en bonne santé alors que les personnes ayant déclaré avoir un état de santé moyen, mauvais ou très mauvais sont considérées en mauvaise santé. Dans notre échantillon, 27 % des personnes interrogées déclarent être en mauvaise santé.

Trois comportements liés à la santé renseignés par la déclaration des enquêtés ont été retenus pour caractériser les efforts d'investissement en santé : ne pas fumer quotidiennement, ne pas être obèse (avoir un indice de masse corporelle, c'est-à-dire un ratio poids en kg/ (taille en mètres)², strictement inférieur à 30), manger des légumes quotidiennement. Dans notre échantillon, 73 % des individus sont non-fumeurs, 87 % ne sont pas obèses et 77 % déclarent manger quotidiennement des légumes (tableau 1, colonne 2).

Le module de questions destinées à décrire le milieu d'origine et les conditions de vie dans l'enfance a été posé à un seul répondant par ménage lors d'un entretien téléphonique (ou en face-à-face, lorsque ce n'était pas possible). Les questions concernaient l'homme et/ou la femme qui élevai(en)t l'enquêté lorsque celui-ci avait 12 ans, sans qu'il soit précisé s'il s'agit ou non des parents biologiques de l'enquêté, faute d'autorisation de la Commission nationale informatique et liberté. Ces derniers seront néanmoins appelés parents par la suite. Par ailleurs, il était rappelé au répondant que cette période correspondait, pour les cohortes les

plus anciennes, au moment de l'obtention du certificat d'études primaires, et pour les plus jeunes, à la fin de l'école primaire et aux premières années du collège.

Ce module aborde le milieu d'origine et les conditions de vie durant l'enfance à travers trois types d'information : le statut économique et social des parents de l'enquêté, leur état de santé et leurs modes de vie.

Le statut économique et social des parents est tout d'abord mesuré par leur niveau d'éducation et leur profession lorsque l'individu avait 12 ans (ou pour les parents inactifs aux 12 ans de l'enquêté, leur dernière profession). Le statut socioéconomique est en outre mesuré par l'appréciation subjective de l'enquêté sur la situation financière de ses parents lorsque celui-ci avait 12 ans. Enfin, l'information renseignée par ailleurs dans l'enquête sur les périodes d'isolement et de difficultés d'hébergement connues dans l'enfance est utilisée comme un indicateur d'épisode de précarité dans l'enfance (Cambois et Jusot, 2011). 43 % des pères des enquêtés étaient ouvriers lorsque ces derniers avaient 12 ans (tableau 1, colonne 2). Un quart des mères étaient sans profession et lorsqu'elles travaillaient ou avaient déjà travaillé, elles étaient le plus souvent employées (32 %). Le niveau d'étude des parents des enquêtés était globalement faible, les pères ayant toutefois plus souvent dépassé le niveau du certificat d'études primaires que les mères. Enfin, 45 % des enquêtés déclarent que leurs parents étaient financièrement gênés ou très gênés lorsqu'ils avaient 12 ans et 6 % déclarent avoir connu au moins un épisode de précarité pendant leur enfance.

L'état de santé des parents est en premier lieu abordé par le statut vital des parents au moment de l'enquête et le cas échéant, leur âge au décès, ce qui permet de définir un indicateur de longévité relative par rapport à leur cohorte de naissance (voir Devaux *et al.*, 2008 et Trannoy *et al.*, 2010). On distingue ici trois groupes : les parents vivants au moment de l'enquête, les parents décédés à un âge inférieur à l'espérance de vie à 20 ans de leur cohorte de naissance, et ceux décédés à un âge supérieur ou égal à celle-ci. L'état de santé des deux parents lorsque l'enquêté avait 12 ans est aussi apprécié de manière rétrospective par l'enquêté à l'aide de la question suivante « Lorsque vous aviez 12 ans, comment était l'état de santé général de l'homme/de la femme qui vous élevait ? » avec les mêmes catégories de réponse que pour sa propre santé perçue (très bon, bon, moyen, mauvais, très mauvais). Les parents qui →

La contribution de chaque facteur est évaluée à l'aide d'une analyse de régression et de la décomposition de la variance. Nous considérons successivement deux positions éthiques possibles sur la distinction à opérer entre circonstances et efforts, dès lors que ces derniers sont corrélés. Dans une première étape, seul l'effet direct sur la santé du milieu d'origine, à efforts donnés, est considéré comme source d'inégalités des chances. Dans une seconde étape, nous suivons le cadre conceptuel de Roemer en stipulant que tout effort corrélé à des circonstances doit être considéré comme une circonstance. Dans ce second cas, l'effet des circonstances sur la santé est augmenté de leur effet indirect passant par les comportements et les styles de vie.

Une méthode de décomposition des inégalités de santé entre inégalités des chances et inégalités légitimes

L'objectif de cette recherche est de mesurer la part des inégalités de santé liées d'une part aux circonstances et d'autre part aux efforts. Pour cela, nous proposons de nous appuyer sur un modèle sous forme réduite afin de mesurer les corrélations existantes entre ces variables et nous faisons le choix de ne pas nous intéresser aux relations structurelles existant entre celles-ci⁴. La justification de cette approche repose sur la position éthique selon laquelle toute variable inobservée corrélée aux circonstances doit être considérée comme une circonstance et que toute variable inobservée corrélée aux efforts doit être considérée comme appartenant aux efforts (Lefranc *et al.*, 2009)⁵.

Nous supposons que l'état de santé individuel H est une fonction d'un vecteur de circonstances C , d'un vecteur de variables d'effort E ,

de l'âge et du sexe regroupés dans un vecteur de variables démographiques D et d'un terme résiduel u :

$$H = f(C, E, D, u) \quad (1)$$

Le vecteur de variables de circonstances est composé d'un ensemble de variables indépendantes de la responsabilité de l'individu et pouvant influencer son état de santé, comprenant son milieu social d'origine, ses conditions de vie de l'enfance et l'état de santé et les comportements liés à la santé de ses parents (voir par exemple Ahlburg, 1998 ; Currie et Stabile, 2003 ; Case *et al.*, 2005 ; Dias, 2009 ; Lindeboom *et al.*, 2009 ; Llana-Nozal, 2007, Trannoy *et al.*, 2010, Tubeuf *et al.*, 2012). Le vecteur de variables d'effort capture quant à lui différentes décisions d'investissement en capital santé mesurées par l'adoption de comportements liés à la santé, incluant le tabagisme, le fait d'être obèse ou le fait d'avoir un régime équilibré (voir par exemple Balia et Jones, 2008 ; Contoyannis et Jones, 2004 ; Dias, 2009, Tubeuf *et al.*, 2012).

Dans ce cadre, les différences d'état de santé expliquées par les circonstances seront reconnues comme des inégalités des chances, donc illégitimes, alors que les différences d'état de santé expliquées par les variables d'effort seront

4. Dans un modèle sous forme réduite, la variable dépendante est expliquée par des variables strictement exogènes. Ce type de modèle correspond à la résolution d'un modèle sous forme structurelle composé de plusieurs équations qui expriment des relations de causalité, prédites par la théorie, entre des variables dépendantes et des variables explicatives, qui peuvent être également endogènes au modèle. Les résultats d'un modèle sous forme réduite peuvent donc être interprétés en termes de corrélation mais non de causalité.

5. Fleurbaey et Schokkaert (2009) proposent au contraire une approche fondée sur l'estimation d'un modèle structurel.

Encadré (suite)

étaient déjà décédés lorsque l'enquêté avait 12 ans ont été regroupés avec la catégorie « très mauvais ». Environ 80 % des enquêtés déclarent que leur père comme leur mère avaient un bon ou un très bon état de santé lorsqu'il avait 12 ans. Au moment de l'enquête, 65 % des mères des enquêtés étaient vivantes alors que ce n'est le cas que pour 45 % des pères.

Ce module permet enfin de repérer, à la fois pour le père et la mère, si ces derniers fumaient ou avaient des problèmes d'alcool lorsque l'enquêté avait 12 ans. 63 % des enquêtés déclarent que leur père fumait

lorsqu'ils avaient 12 ans et près d'un tiers que leur père avait un problème d'alcool. Les comportements à risque sont, au contraire, déclarés de manière marginale pour les mères (9 % auraient été fumeuses et 2 % auraient eu un problème d'alcool).

Dans l'ensemble des analyses, une catégorie « non-réponse » a été systématiquement ajoutée pour l'ensemble des variables décrivant le milieu d'origine et les conditions de vie dans l'enfance afin de prendre en compte la non-réponse partielle mais aussi la possibilité d'avoir un parent inconnu (les enquêtés ayant deux parents inconnus ont été exclus de l'analyse).

considérées comme relevant de la responsabilité des individus, donc légitimes. L'âge et le sexe sont également introduits dans le modèle afin de capturer les déterminants biologiques de la santé. Les inégalités qui en résultent sont d'un troisième type : elles ne peuvent-être évitées, contrairement aux inégalités qualifiées d'illégitimes. Pour autant, elles ne découlent pas non plus des comportements individuels. Elles seront donc traitées comme une catégorie à part. Enfin, le terme résiduel représente la chance et d'autres facteurs aléatoires, comme les accidents, non corrélés aux circonstances, dont la distribution sera donc jugée comme équitable selon la philosophie de la responsabilité (Lefranc *et al.*, 2009).

Le revenu, le niveau d'éducation ou le statut social de l'individu ne sont pas retenus parmi les variables explicatives de l'état de santé. L'omission de ces variables permet tout d'abord de réduire les problèmes d'endogénéité induits par la corrélation potentielle entre le statut économique et social actuel et l'état de santé passé (voir par exemple Adams *et al.*, 2003 et Adda *et al.*, 2003 pour une discussion de cette question). Mais surtout, il est difficile de porter un jugement normatif sur les inégalités de santé expliquées par le statut économique et social des individus dans le cadre de la philosophie de la responsabilité. En effet, la situation sociale des individus est en partie expliquée par les efforts qu'ils ont réalisés à l'école et sur le marché du travail, et par de la chance. Les inégalités sociales de santé qui en résultent devraient alors être considérées comme légitimes. Cependant, ces variables d'efforts et de chance sont difficilement observables. D'un autre côté, la situation sociale des individus est également largement déterminée par les circonstances qu'ils ont connues, et en particulier leur milieu d'origine (Goux et Maurin, 1995 ; Lefranc *et al.*, 2004). Les inégalités sociales de santé reflètent donc également des inégalités des chances en santé. Il a ainsi été montré que l'effet à long terme du milieu d'origine et des conditions de vie dans l'enfance sur la santé était en grande partie indirect, celui-ci passant par la détermination du niveau d'éducation et du statut social du descendant qui à leur tour influencent l'état de santé (voir Devaux *et al.*, 2008 et Trannoy *et al.*, 2010 pour cette question). Il est donc essentiel de prendre en compte dans la mesure des inégalités illégitimes, les inégalités de santé induites par la reproduction sociale. Cependant, il n'est pas nécessaire pour cela d'introduire le statut économique et social de l'individu dans l'analyse puisque ces

inégalités seront capturées par la corrélation entre état de santé et circonstances.

Cependant, la distinction entre inégalités des chances et inégalités légitimes est rendue délicate par la corrélation pouvant exister entre circonstances et efforts. Nous proposons donc de procéder selon deux approches afin de discuter de l'influence de cette corrélation sur les parts des inégalités de santé respectivement expliquées par les circonstances et par l'effort.

Dans une première approche, qualifiée de naïve et notée N, les corrélations entre l'état de santé et les circonstances d'une part, et l'état de santé et les efforts d'investissement en santé d'autre part, sont obtenues en régressant directement l'état de santé H sur les variables de circonstances C et les variables d'effort E , en prenant en compte l'âge et le sexe, comme suit :

$$H_i^N = C_i \alpha + E_i \beta + D_i \gamma + u_i \quad (2)$$

La variable d'état de santé retenue étant une variable dichotomique mesurant le fait de déclarer ou non un bon état de santé perçu, l'équation (2) est estimée à l'aide d'un modèle Probit dichotomique.

Ce premier modèle permet de tester simplement la condition d'égalité des chances par le test de la significativité du vecteur de paramètres α . En effet, si ces paramètres sont significativement différents de zéro, cela signifie qu'il existe des différences d'état de santé, à efforts donnés, selon des circonstances indépendantes de la responsabilité des individus qui sont donc reconnues comme des inégalités des chances. Cette première approche ignore la question de la corrélation existant entre circonstances et efforts, et peut, à ce titre être qualifiée de naïve.

Dans une seconde approche, nous proposons de prendre en compte dans l'ensemble des circonstances non seulement leur effet direct sur la santé, mais également leurs effets indirects passant par leur influence sur le niveau d'effort d'investissement en santé. Cette seconde approche, notée R par la suite, est cohérente avec la définition de l'égalité des chances proposée par Roemer (1998) selon laquelle les efforts doivent être purgés de toute contamination par les circonstances.

Cette seconde approche conduit alors à estimer une équation auxiliaire pour chaque variable

d'effort (3) afin de mesurer la corrélation entre variables d'effort et circonstances et d'isoler l'effort relatif, c'est-à-dire la part de l'effort qui est non corrélée aux circonstances :

$$E_i = C_i \delta + e_i \quad (3)$$

Les variables d'effort considérées (ne pas fumer, ne pas être obèse, manger quotidiennement des légumes) étant également binaires, les équations auxiliaires sont estimées à l'aide de modèles Probit dichotomiques.

Cette spécification ne permet toutefois pas d'avoir une mesure directe des efforts relatifs \hat{e}_i . Nous utilisons alors les résidus généralisés qui correspondent pour chaque observation à l'espérance du résidu conditionnellement à la valeur observée de la variable dépendante (Gourieroux *et al.*, 1987) et qui dans le cas d'un modèle Probit correspondent à :

$$\hat{e}_i = E(e/E_i) = \frac{\phi(C_i \delta)}{\Phi(C_i \delta)[1 - \Phi(C_i \delta)]} [E_i - \Phi(C_i \delta)] \quad (4)$$

où ϕ et Φ sont respectivement les fonctions de densité et de répartition de la loi normale centrée réduite.

Nous substituons ensuite le vecteur des variables d'effort E_i par les efforts relatifs estimés \hat{e}_i dans l'équation de santé comme suit :

$$H_i^R = C_i \alpha^R + \hat{e}_i \beta^R + D_i \gamma^R + u_i \quad (5)$$

L'équation (5) permet de tester la condition d'égalité des chances selon l'approche de Roemer en testant la significativité du vecteur de paramètres α^R , sachant que les efforts relatifs \hat{e}_i sont ici indépendants des circonstances C_i .

Selon le théorème de Frisch-Waugh-Lowell, le vecteur des paramètres β^R associés aux efforts relatifs dans le modèle à la Roemer est exactement identique au vecteur des paramètres β associés aux variables d'effort dans le modèle naïf, dans le cas d'un modèle linéaire.

Le vecteur des paramètres associés aux circonstances est en revanche différent dans les deux approches. Dans le modèle naïf, le vecteur des paramètres associés aux circonstances α correspond à l'effet direct des circonstances sur la

santé. Dans l'approche à la Roemer, le vecteur des paramètres α^R correspond à la fois à cet effet direct et à l'effet indirect des circonstances passant par la détermination des efforts. Selon le théorème de Frisch-Waugh-Lowell, le vecteur des paramètres associés aux circonstances α^R est égal à :

$$\alpha^R = \alpha + \beta \times \delta$$

Le vecteur de paramètres associés aux circonstances est donc plus important dans le modèle à la Roemer dès lors que les efforts sont corrélés aux circonstances ($\delta \neq 0$) et sont significativement associés à l'état de santé ($\beta \neq 0$).

Dans le cas linéaire, il n'est donc pas nécessaire d'estimer le modèle à la Roemer, puisque les paramètres de l'équation (5) peuvent être calculés à partir des paramètres estimés des équations (2) et (3). Cependant, les différentes équations sont ici estimées par des modèles Probit puisque toutes les variables d'intérêt sont dichotomiques. Or, il n'existe pas d'équivalent du théorème de Frisch-Waugh-Lowell dans le cas des modèles non linéaires. Il est donc nécessaire d'estimer directement l'équation (5) pour obtenir les paramètres du modèle à la Roemer.

À partir de ces estimations, il est alors possible de calculer pour chaque observation, l'état de santé latent prédit dans chacune des deux approches comme suit :

dans l'approche naïve,

$$\hat{H}_i^N = C_i \hat{\alpha} + E_i \hat{\beta} + D_i \hat{\gamma} \quad (6a)$$

dans l'approche à la Roemer,

$$\hat{H}_i^R = C_i \hat{\alpha}^R + \hat{e}_i \hat{\beta}^R + D_i \hat{\gamma}^R \quad (6b)$$

Ce cadre d'analyse fait apparaître trois sources d'inégalités de santé : les circonstances, les efforts et les variables démographiques. Notons \hat{H}_c , la part de l'état de santé liée aux circonstances, correspondant au premier terme de la partie droite $C_i \hat{\alpha}$ des équations (6a) et (6b), \hat{H}_E , la part de l'état de santé liée aux efforts, correspondant au second terme $E_i \hat{\beta}$ et \hat{H}_D , la part de l'état de santé liée aux variables démographiques, correspondant au dernier terme $D_i \hat{\gamma}$.

Afin de quantifier la part des inégalités de santé expliquée par chaque type de source, nous proposons d'utiliser la décomposition de

la variance, Shorrocks (1982) ayant démontré l'intérêt de retenir cet indicateur d'inégalités dans le cas de variable de résultat linéairement décomposable par sources. Ainsi, dans chacune des approches $j = \{N, R\}$, la variance de l'état de santé latent $\sigma^2(H^j)$ peut être décomposée comme suit :

$$\sigma^2(H^j) = \text{cov}(H_C, H^j) + \text{cov}(H_E, H^j) + \text{cov}(H_D, H^j) \quad (7)$$

La contribution de chaque source d'inégalités est ainsi donnée par la covariance entre chaque source et l'état de santé, et la contribution relative est égale à la part que représente la contribution de la source par rapport à la variance.

Une contribution massive des circonstances aux inégalités de santé

Quel que soit le scénario considéré, la probabilité d'avoir un bon état de santé perçu diminue avec l'âge et est plus élevée chez les hommes que les femmes (cf. tableau 1). Les trois variables d'effort sont également significatives. Ainsi, être non-fumeur, ne pas être obèse et manger quotidiennement des légumes accroît la probabilité de déclarer un bon état de santé. Parmi ces trois variables d'effort, l'obésité est le facteur de risque le plus déterminant de la santé. Ainsi, dans le scénario naïf, ne pas être obèse induit une augmentation de la probabilité d'avoir un bon état de santé perçue deux fois plus élevée que le fait d'être non-fumeur ou de consommer des légumes tous les jours.

Tableau 1
Effets marginaux des efforts et des circonstances sur la probabilité de déclarer un bon état de santé selon le scénario considéré (modèles Probit)

| Régresseurs | Fréquence (en %) | Scénario Naïf | Scénario à la Roemer |
|---------------------------------------|------------------|---------------|----------------------|
| Comportements à risque | | | |
| Non-fumeur | 73,16 | 0,0708 *** | 0,0394 *** |
| Non-obèse | 87,34 | 0,1336 *** | 0,0656 *** |
| Consommateur de légumes | 77,23 | 0,0511 *** | 0,0287 *** |
| Sexe | | | |
| Homme | 40,91 | Réf. | Réf. |
| Femme | 59,09 | - 0,0310 *** | - 0,0310 *** |
| Classes d'âge | | | |
| Moins de 30 ans | 13,86 | 0,2503 *** | 0,2497 *** |
| 30-39 ans | 20,18 | 0,2524 *** | 0,2522 *** |
| 40-49 ans | 21,07 | 0,2192 *** | 0,2193 *** |
| 50-59 ans | 18,42 | 0,1755 *** | 0,1760 *** |
| 60-69 ans | 11,49 | 0,1556 *** | 0,1562 *** |
| Plus de 70 ans | 14,97 | Réf. | Réf. |
| État de santé perçu du père | | | |
| Très bon | 40,67 | Réf. | Réf. |
| Bon | 38,38 | - 0,0009 | 0,0007 |
| Moyen | 9,89 | - 0,0649 *** | - 0,0628 *** |
| Mauvais, très mauvais, père décédé | 6,39 | - 0,0160 | - 0,0091 |
| Ne sait pas | 4,68 | 0,0149 | 0,0192 |
| État de santé perçu de la mère | | | |
| Très bon | 37,42 | Réf. | Réf. |
| Bon | 44,42 | - 0,0346 ** | - 0,0368 ** |
| Moyen | 12,12 | - 0,1036 *** | - 0,1086 *** |
| Mauvais, très mauvais, mère décédée | 5,17 | - 0,1153 *** | - 0,1194 *** |
| Ne sait pas | 0,01 | - 0,1233 | - 0,1348 * |
| Longévité relative du père | | | |
| Vivant | 44,86 | Réf. | Réf. |
| Décédé prématurément | 22,36 | - 0,0374 ** | - 0,0462 ** |



Tableau 1 (suite)

| Régresseurs | Fréquence (en %) | Scénario Naïf | Scénario à la Roemer |
|---|------------------|---------------|----------------------|
| Décédé à un âge relativement élevé | 26,44 | - 0,0343 * | - 0,0327 * |
| Ne sait pas | 6,34 | - 0,1052 ** | - 0,1210 *** |
| Longévité relative de la mère | | | |
| <i>Vivante</i> | 63,4 | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Décédée prématurément | 17,19 | - 0,0389 ** | - 0,0417 ** |
| Décédée à un âge relativement élevé | 16,66 | - 0,0686 *** | - 0,0588 *** |
| Ne sait pas | 2,75 | - 0,0411 | - 0,0267 |
| Comportements à risque des parents | | | |
| Père fumeur | 63,14 | - 0,0172 | - 0,0246 * |
| Mère fumeuse | 8,61 | 0,0059 | - 0,0019 |
| Père ayant un problème d'alcool | 31,71 | - 0,0345 ** | - 0,0366 *** |
| Épisode de précarité | | | |
| <i>Aucun</i> | 88,26 | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Précarité pendant l'enfance | 5,78 | - 0,0801 *** | - 0,0874 *** |
| Ne sait pas | 5,96 | 0,0057 | 0,0042 |
| Situation financière des parents à 12 ans | | | |
| Très à l'aise | 4,84 | 0,0534 * | 0,0477 |
| Plutôt à l'aise | 48,22 | 0,0621 *** | 0,0602 *** |
| Plutôt gênés | 37,03 | 0,0466 ** | 0,0488 ** |
| <i>Très gênés</i> | 8,35 | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Ne sait pas | 1,56 | 0,0700 | 0,0755 * |
| Profession de la mère | | | |
| Agricultrice | 9,07 | 0,0411 | 0,0471 * |
| Artisane/commerçante | 5,93 | - 0,0143 | - 0,0041 |
| Cadre dirigeant | 2,07 | 0,0803 | 0,0815 |
| Profession intermédiaire | 7,24 | 0,0207 | 0,0266 |
| Employée | 31,51 | 0,0254 | 0,0269 |
| <i>Ouvrière</i> | 15,74 | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Ne sait pas | 25,47 | 0,0156 | 0,0237 |
| Inactive | 2,96 | 0,0671 * | 0,0675 * |
| Profession du père | | | |
| Agriculteur | 12,53 | 0,0073 | 0,0118 |
| Artisan/commerçant | 8,1 | - 0,0189 | - 0,0162 |
| Cadre dirigeant | 10,16 | - 0,0055 | 0,0042 |
| Profession intermédiaire | 11,82 | 0,0084 | 0,0178 |
| Employé | 9,45 | 0,0050 | 0,0059 |
| <i>Ouvrier</i> | 42,69 | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Ne sait pas | 5,25 | 0,0299 | 0,0322 |
| Niveau d'étude de la mère | | | |
| <i>Non scolarisée</i> | 7,38 | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Maternelle, primaire, CEP | 52,32 | 0,0879 *** | 0,1001 *** |
| 1 ^{er} cycle | 16,13 | 0,1061 *** | 0,1167 *** |
| 2 nd cycle | 7,94 | 0,1132 *** | 0,1236 *** |
| Études supérieures au baccalauréat | 6,26 | 0,1190 *** | 0,1269 *** |
| Autres, ne sait pas | 9,98 | 0,0598 * | 0,0657 ** |
| Niveau d'étude du père | | | |
| <i>Non scolarisé</i> | 5,53 | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Maternelle, primaire, CEP | 46,46 | 0,0423 | 0,0398 |



Un important ensemble de circonstances est également associé à la probabilité de déclarer un bon état de santé, confirmant ainsi l'existence d'inégalités des chances en santé.

Les résultats confirment tout d'abord la corrélation de la santé entre les générations. Ainsi, la probabilité d'avoir un bon état de santé perçu est réduite de 12 points de pourcentage chez les personnes déclarant que leur mère avait un état de santé mauvais plutôt que très bon lorsqu'elles avaient 12 ans et réduite d'environ 4 points chez les personnes dont la mère ou le père n'étaient plus en vie au moment de l'enquête. Enfin, les personnes déclarant que leur père avait un problème d'alcool et, dans une moindre mesure, que celui-ci était fumeur, déclarent également moins fréquemment être en bonne santé.

La probabilité d'avoir un bon état de santé est réduite chez les personnes issues des milieux les plus défavorisés. Les personnes déclarant que leurs parents étaient très gênés financièrement déclarent moins souvent avoir un bon état

de santé que toutes les autres catégories. Avoir vécu au moins un épisode de précarité dans son enfance réduit également de près de 8 points de pourcentage la probabilité d'avoir un bon état de santé perçu. Parmi les indicateurs de statut socioéconomique plus classiques, l'état de santé est en premier lieu marqué par le niveau d'éducation de la mère, avoir une mère scolarisée plutôt que non-scolarisée augmentant d'environ 10 points de pourcentage la probabilité d'être en bonne santé. Par contre, le niveau d'éducation du père et la profession des deux parents semblent avoir une influence beaucoup plus limitée.

Enfin, les résultats révèlent un effet de la région de naissance mesurée par la Zone d'études et d'aménagement du territoire (ZEAT). Ainsi, être né dans une région non métropolitaine réduit de 9 points de pourcentage la probabilité de déclarer un bon état de santé par rapport au fait d'être né dans le Bassin parisien, être né dans l'Est, dans le Sud-ouest ou dans le Centre-est étant également associé à une réduction de 4 à 5,1 points de pourcentage.

Tableau 1 (suite)

| Régresseurs | Fréquence (en %) | Scénario Naïf | Scénario à la Roemer |
|---|------------------|---------------|----------------------|
| 1 ^{er} cycle | 17,06 | 0,0375 | 0,0328 |
| 2nd cycle | 6,11 | 0,0848 ** | 0,0838 ** |
| Études supérieures au baccalauréat | 9,38 | 0,0509 | 0,0487 |
| Autres, ne sait pas | 15,46 | 0,0204 | 0,0120 |
| Région de naissance | | | |
| <i>Bassin parisien</i> | 17,88 | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Région parisienne | 12,53 | 0,0010 | 0,0047 |
| Nord | 7,59 | - 0,0353 | - 0,0391 |
| Est | 9,15 | - 0,0475 * | - 0,0509 ** |
| Ouest | 13,15 | - 0,0029 | 0,0010 |
| Sud-Ouest | 9,12 | - 0,0510 ** | - 0,0414 * |
| Région Centre-Est | 11,72 | - 0,0402 * | - 0,0295 |
| Région méditerranéenne | 6,14 | - 0,0132 | - 0,0111 |
| Hors métropole | 12,71 | - 0,0909 *** | - 0,0895 *** |
| Probabilité de l'individu moyen | | 0,7336 | 0,7336 |
| Probabilité prédite de l'individu moyen | | 0,7712 | 0,7712 |
| Pseudo R ² | | 0,1743 | 0,1742 |

Lecture : les effets marginaux indiquent l'effet en point de pourcentage d'appartenir à chaque catégorie plutôt qu'à la catégorie de référence sur la probabilité d'avoir un bon état de santé selon les deux approches retenues. La colonne 3 présente les résultats de l'estimation de l'équation (2), correspondant à l'approche naïve. La colonne 4 présente les résultats de l'équation (5) correspondant à l'approche à la Roemer. Dans ce second cas, les variables d'effort ont été remplacées par les efforts relatifs, qui correspondent aux résidus généralisés des équations auxiliaires d'effort (cf. tableau 2). Les valeurs des effets marginaux des variables de circonstances présentées dans les colonnes 3 et 4 sont directement comparables. Par contre, les effets marginaux des variables correspondant aux efforts ne sont pas comparables numériquement puisque ces variables sont des indicatrices dans le modèle naïf alors que les résidus généralisés sont des variables continues dans l'approche à la Roemer. Il reste néanmoins possible, dans ce cas, de comparer leur signe et leur niveau de significativité.

*Seuils de significativité du test de rejet de l'hypothèse de nullité du coefficient : *** 1 %, **5 %, *10 %.*

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : vague 2006 de l'enquête Santé Protection Sociale (ESPS) de l'IRDES, calcul des auteurs.

La comparaison des résultats des deux modèles fait ensuite apparaître que les effets marginaux associés à la plupart des variables de circonstances sont légèrement augmentés dans le

modèle à la Roemer. Cette augmentation est expliquée par l'effet indirect des circonstances passant par la détermination des modes de vie (cf. tableau 2).

Tableau 2
Équations auxiliaires du scénario à la Roemer : effets marginaux des circonstances sur la probabilité de faire un effort d'investissement en santé (modèles Probit)

| Régresseurs | Non-fumeur | Non-obese | Consommateur de légumes |
|---|--------------|--------------|-------------------------|
| État de santé perçu du père | | | |
| <i>Très bon</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Bon | - 0,0169 | 0,0229 ** | - 0,0070 |
| Moyen | - 0,0209 | 0,0197 | 0,0081 |
| Mauvais, très mauvais, père décédé | - 0,0081 | 0,0379 ** | 0,0287 |
| Ne sait pas | - 0,0615 | 0,0374 | 0,0432 |
| État de santé perçu de la mère | | | |
| <i>Très bon</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Bon | 0,0251 * | - 0,0241 ** | - 0,0140 |
| Moyen | 0,0188 | - 0,0325 ** | - 0,0312 |
| Mauvais, très mauvais, mère décédée | 0,0073 | - 0,0108 | - 0,0600 ** |
| Ne sait pas | - 0,0143 | - 0,0379 | - 0,0916 |
| Longévité relative du père | | | |
| <i>Vivant</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Décédé prématurément | - 0,0132 *** | - 0,0567 *** | - 0,0105 |
| Décédé à un âge relativement élevé | - 0,0585 | - 0,0424 *** | 0,0665 *** |
| Ne sait pas | - 0,0156 | - 0,0862 ** | - 0,0481 |
| Longévité relative de la mère | | | |
| <i>Vivante</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Décédée prématurément | 0,0557 *** | - 0,0526 *** | 0,0005 |
| Décédée à un âge relativement élevé | 0,1572 *** | - 0,0337 ** | 0,0668 *** |
| Ne sait pas | 0,0951 ** | 0,0052 | 0,0928 ** |
| Comportements à risque des parents | | | |
| Père fumeur | - 0,0803 *** | - 0,0084 | - 0,0269 ** |
| Mère fumeuse | - 0,0864 *** | - 0,0112 | - 0,0154 |
| Père ayant un problème d'alcool | - 0,0275 ** | - 0,0012 | 0,0015 |
| Épisode de précarité | | | |
| <i>Aucun</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Précarité pendant l'enfance | - 0,0763 ** | - 0,0080 | - 0,0017 |
| Ne sait pas | - 0,0231 | - 0,0023 | 0,0175 |
| Situation financière des parents à 12 ans | | | |
| Très à l'aise | - 0,0542 | - 0,0096 | - 0,0387 |
| Plutôt à l'aise | - 0,0123 | 0,0072 | - 0,0435 ** |
| Plutôt gênés | 0,0231 | 0,0115 | - 0,0183 |
| <i>Très gênés</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> | <i>Réf.</i> |
| Ne sait pas | 0,0720 | 0,0089 | 0,0318 |
| Profession de la mère | | | |
| Agricultrice | 0,0812 *** | 0,0014 | 0,0430 |
| Artisane/commerçante | 0,0481 * | 0,0190 | 0,0792 *** |
| Cadre dirigeant | - 0,0481 | 0,0053 | 0,0557 |
| Profession intermédiaire | 0,0010 | 0,0301 | 0,0439 * |
| Employée | - 0,0143 | 0,0103 | 0,0232 |



Les enfants de fumeurs ont, en premier lieu, moins de chances d'être non-fumeur au moment de l'enquête. Ainsi, déclarer que son père et sa mère fumaient durant son enfance réduit

respectivement de 8 et de 9 points de pourcentage la probabilité d'être non-fumeur au moment de l'enquête. Cette probabilité est également réduite pour les personnes déclarant que

Tableau 2 (suite)

| Régresseurs | Non-fumeur | Non-obèse | Consommateur de légumes |
|---|------------|------------|-------------------------|
| Ouvrière | Réf. | Réf. | Réf. |
| Inactive | 0,0201 | 0,0303 ** | 0,0538 *** |
| Ne sait pas | - 0,0238 | 0,0148 | 0,0010 |
| Profession du père | | | |
| Agriculteur | 0,0749 *** | - 0,0075 | 0,0348 |
| Artisan/commerçant | 0,0208 | 0,0011 | 0,0236 |
| Cadre dirigeant | 0,0725 ** | 0,0191 | 0,0442 * |
| Profession intermédiaire | 0,0657 *** | 0,0270 * | 0,0281 |
| Employé | 0,0199 | - 0,0150 | 0,0315 * |
| Ouvrier | Réf. | Réf. | Réf. |
| Ne sait pas | 0,0041 | 0,0345 | - 0,0602 |
| Niveau d'étude de la mère | | | |
| Non scolarisée | Réf. | Réf. | Réf. |
| Maternelle, primaire, CEP | 0,0308 | 0,0534 *** | 0,0408 |
| 1 ^{er} cycle | 0,0112 | 0,0581 *** | 0,0620 ** |
| 2 nd cycle | 0,0243 | 0,0631 *** | 0,0524 |
| Études supérieures au baccalauréat | - 0,0243 | 0,0755 *** | 0,0312 |
| Autres, ne sait pas | - 0,0157 | 0,0425 ** | 0,0086 |
| Niveau d'étude du père | | | |
| Non scolarisé | Réf. | Réf. | Réf. |
| Maternelle, primaire, CEP | - 0,0154 | - 0,0234 | 0,0317 |
| 1 ^{er} cycle | - 0,0524 | - 0,0147 | 0,0049 |
| 2 nd cycle | - 0,0652 | 0,0093 | 0,0338 |
| Études supérieures au baccalauréat | - 0,0493 | - 0,0056 | 0,0288 |
| Autres, ne sait pas | - 0,0673 * | - 0,0350 | 0,0039 |
| Région de naissance | | | |
| Bassin parisien | Réf. | Réf. | Réf. |
| Région parisienne | 0,0032 | 0,0199 | 0,0165 |
| Nord | - 0,0144 | - 0,0098 | - 0,0143 |
| Est | - 0,0029 | - 0,0017 | - 0,0560 ** |
| Ouest | - 0,0116 | 0,0448 *** | - 0,0427 ** |
| Sud-Ouest | - 0,0048 | 0,0569 *** | 0,0143 |
| Région Centre-Est | 0,0267 | 0,0465 *** | 0,0319 |
| Région méditerranéenne | - 0,0207 | 0,0239 | - 0,0052 |
| Hors métropole | 0,0379 * | - 0,0059 | - 0,0212 |
| Probabilité de l'individu moyen | 0,7316 | 0,8734 | 0,7723 |
| Probabilité prédite de l'individu moyen | 0,7502 | 0,8851 | 0,7807 |
| Pseudo R ² | 0,0709 | 0,0479 | 0,0332 |

Lecture : ce tableau présente les résultats de l'estimation des équations auxiliaires (équations 3) mobilisées dans l'approche à la Roemer. Les effets marginaux indiquent, pour chacune des circonstances, l'effet en point de pourcentage d'appartenir à chaque catégorie plutôt qu'à la catégorie de référence sur la probabilité de faire un effort d'investissement en santé : ne pas fumer quotidiennement (colonne 2), ne pas être obèse (colonne 3) et consommer quotidiennement des légumes (colonne 4).

Seuils de significativité du test de rejet de l'hypothèse de nullité du coefficient : *** 1 %, **5 %, *10 %.

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : vague 2006 de l'enquête Santé Protection Sociale (ESPS) de l'IRDES, calcul des auteurs.

leur père avait un problème d'alcool. Enfin, les personnes dont les parents sont décédés prématurément ont également plus de risques d'être fumeuses. L'ensemble de ces résultats suggère l'existence d'une transmission des comportements à risque à travers les générations. La probabilité d'être non-fumeur est également associée au milieu social d'origine. Ainsi, les enfants de cadres, de professions intermédiaires et d'agriculteurs semblent relativement protégés du risque d'être fumeur alors que le fait d'avoir connu un épisode de précarité augmente celui-ci.

À l'inverse, les habitudes alimentaires et le risque d'obésité sont avant tout liés au statut social de la mère. Ainsi, le risque d'obésité est réduit de 5 à 8 points de pourcentage par la scolarisation de la mère. Ce risque est également plus réduit chez les personnes dont la mère est toujours restée au foyer, tout comme celui de ne pas consommer de légumes tous les jours. Parmi les personnes dont la mère travaillait, les enfants de femmes artisanes ou commerçantes ont plus de chances d'avoir un régime équilibré. Le risque d'obésité est également plus élevé chez les personnes dont les parents sont décédés prématurément ou jugeant que leurs parents n'avaient pas un très bon état de santé lorsqu'ils avaient 12 ans. Enfin, le risque d'avoir un régime alimentaire déséquilibré est corrélé au tabagisme du père, ce qui suggère l'existence d'une transmission de normes globales de santé.

L'utilisation des coefficients estimés des équations (2) et (5) permettent alors de mesurer la part respective des inégalités de santé expliquées par les trois sources considérées, à savoir les circonstances, les efforts et les variables démographiques.

La contribution des circonstances est ainsi égale à 45,7 % dans le scénario naïf et à 46,4 % dans le scénario à la Roemer (cf. tableau 3).

Ces résultats montrent la contribution importante des circonstances aux inégalités de santé dans chacune des deux approches considérées. Cette contribution est comparable à celle des variables démographiques qui contribuent à hauteur de 47,5 % des inégalités de santé dans les deux scénarios. Quant aux efforts, ils contribuent à hauteur de 6,7 % dans l'approche naïve et de 6,1 % dans l'approche à la Roemer. Comme attendu, la contribution des circonstances est plus importante dans le scénario à la Roemer puisque dans ce scénario, la contribution des circonstances prend en compte l'influence des circonstances sur les efforts d'investissement en santé opérés par les individus. Symétriquement, la contribution des efforts est réduite dans le scénario à la Roemer puisque dans ce scénario, les efforts sont purgés de leur corrélation avec les circonstances. Néanmoins, les deux approches conduisent à des résultats assez proches, ce qui peut s'expliquer par l'assez faible contribution des efforts aux inégalités de santé. En effet, quel que soit le scénario, la contribution des efforts aux inégalités de santé reste très marginale par rapport à celle des circonstances.

* *
*

Ces résultats montrent que la plus grande partie des inégalités de santé en France sont dues aux circonstances, et sont donc illégitimes au regard de la philosophie de la responsabilité. Être issu d'un milieu défavorisé, avoir connu des épisodes de précarité, avoir des parents peu instruits, adoptant des comportements à risque ou en mauvaise santé, sont autant de facteurs qui contribuent à expliquer les inégalités de santé à l'âge adulte. Cette analyse souligne en particulier l'importance des caractéristiques des mères dans la transmission intergénérationnelle des inégalités de santé.

Tableau 3
Décomposition des inégalités de santé selon les sources d'inégalités

| Modèle | Contribution des circonstances (%) | Contribution de l'effort (%) | Contribution des caractéristiques démographiques (%) | Inégalité totale (variance) |
|----------------------|------------------------------------|------------------------------|--|-----------------------------|
| Scénario naïf | 45,69 | 6,71 | 47,59 | 0,435 |
| Scénario à la Roemer | 46,43 | 6,14 | 47,43 | 0,435 |

Lecture : les colonnes 2, 3, et 4 donnent la valeur de la part des inégalités expliquée par chacune des trois sources dans chacun des deux scénarios. La dernière colonne donne la valeur de la variance de l'état de santé prédit dans les deux scénarios, qui donne donc une idée de l'ampleur des inégalités de santé.

Champ : ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

Source : vague 2006 de l'enquête Santé Protection Sociale (ESPS) de l'IRDES, calcul des auteurs.

Une petite partie des inégalités de santé est expliquée par les modes de vie délétères (tabac, nutrition, obésité) adoptés par les individus. Si ces comportements sont librement choisis par les individus, les inégalités doivent être considérées comme légitimes et ne justifient pas la mise en place de politiques de compensation. Cependant, ces comportements sont également influencés par le milieu d'origine. Il devient dès lors délicat de considérer que l'ensemble des inégalités de santé qui en résultent sont légitimes.

L'existence d'inégalités des chances en santé justifie donc la mise en place de politiques visant à les réduire. Ces résultats ne peuvent être interprétés en termes de causalité et donc fournir des prescriptions précises sur les leviers à mettre en œuvre. Ils suggèrent toutefois la mise en œuvre, non seulement d'interventions visant à améliorer l'égalité des chances à l'école et ou plus globalement les conditions de vie, mais également des politiques de prévention et de promotion de la santé ciblées vers les enfants des milieux les plus à risque. □

BIBLIOGRAPHIE

Adams P., Hurd M., Mc Fadden D., Merrill A. et Ribeiro T. (2003), « Healthy, Wealthy, and Wise? Tests for direct causal paths between health and socioeconomic status », *Journal of Econometrics*, vol. 112, n° 1, pp. 3-56.

Adda J., Chandola T. et Marmot M. (2003), « Socioeconomic status and health : causality and pathways », *Journal of Econometrics*, vol. 112, n° 1, pp. 57-63.

Ahlburg D. (1998), « Intergenerational transmission of health », *American Economic Review*, vol. 88, n° 2, pp. 265-270.

Allonier C., Dourgnon P. et Rochereau T. (2008), « L'Enquête Santé Protection Sociale 2006, un panel pour l'analyse des politiques de santé, la santé publique et la recherche en économie de la santé », *Questions d'économie de la santé*, n° 131.

Arneson R. J. (1989), « Equality and equal opportunity of welfare », *Philosophical Studies*, vol. 56, n° 1, pp. 77-93.

Balia S., Jones A. (2008), « Mortality, lifestyle and socio-economic status », *Journal of Health Economics*, vol. 27, n° 1, pp. 1-26.

Balia S., Jones A. (2011), « Catching the habit: a study of inequality of opportunity in smoking-related mortality », *Journal Of The Royal Statistical Society, Series A*, Royal Statistical Society, vol. 174, n° 1, pp. 175-194.

Becker G. et Murphy K. (1988), « A theory of rational addiction », *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 4, pp. 675-700.

Bricard D., Jusot F. et Tubeuf S. (2011), « L'influence à long terme du milieu social d'origine et du tabagisme des parents sur le tabagisme en France : les résultats de l'enquête Santé et protection sociale 2006 », *Bulletin Épidémiologique Hebdomadaire*, Numéro thématique – Inégalités sociales de santé, n° 8-9, pp. 96-98.

Cambois E. et Jusot F. (2011), « Contribution of lifelong adverse experiences to social health inequalities : findings from a population survey in France », *European Journal of Public Health*, vol. 21, n° 5, pp. 667-673.

Case A., Fertig A. et Paxson C. (2005), « The lasting impact of childhood health and circumstances », *Journal of Health Economics*, vol. 24, n° 2, pp. 365-89.

Cohen G.A. (1989), « On the Currency of Egalitarian Justice », *Ethics*, vol. 99, n° 4, pp. 906-944.

Contoyannis P. et Jones A. (2004), « Socio-Economic Status, Health and Lifestyle », *Journal of Health Economics*, vol. 23, n° 5, pp. 965-995.

Currie J. et Stabile M. (2003), « Socioeconomic status and child health: why is the relationship stronger for older children », *American Economic Review*, vol. 93, n° 5, pp. 1813-1823.

- Devaux M., Jusot F., Trannoy A. et Tubeuf S. (2008)**, « La santé des seniors selon leur origine sociale et la longévité de leurs parents », *Économie et Statistique*, n° 411, pp. 25-46.
- Dias P. R. et Jones A. (2007)**, « Giving equality of opportunity a fair innings », *Health Economics*, vol. 16, n° 2, pp. 109-112.
- Dias P. R. (2009)**, « Inequality of Opportunity in Health : evidence from the UK cohort study », *Health Economics*, vol. 18, n° 9, pp. 1057-1074.
- Dworkin R. (1981)**, « What is equality? Part I: Equality of Welfare », *Philosophy and Public Affairs*, vol. 10, n° 3, pp. 185-246.
- Etilé F. (2007)**, « Modes de vie et santé des jeunes », dans Cohen D. (Eds.) *Une jeunesse difficile. Portrait économique et social de la jeunesse française*, Editions Rue d'Ulm/Presses de l'École Normale Supérieure, Paris.
- Fleurbaey M. (2008)**, *Fairness, Responsibility, and Welfare*, Oxford University Press, Oxford.
- Fleurbaey M. et Schokkaert E. (2009)**, « Unfair inequalities in health and health care », *Journal of Health Economics*, vol. 28, n° 1, pp. 73-90.
- Göhlmann S., Schmidt C.M. et Tauchmann H. (2010)**, « Smoking initiation in Germany: the role of intergenerational transmission », *Health Economics*, vol. 19, n° 2, pp. 227-242.
- Gourieroux C., Monfort A., Renault E. et Trognon A. (1987)**, « Generalised residuals », *Journal of Econometrics*, vol. 34, n° 1-2, pp. 5-32.
- Goux D. et Maurin E. (1995)**, « Origine sociale et destinée scolaire », *Revue Française de Sociologie*, n° XXXVI-1, pp. 81-123.
- Grossman M. (1972)**, *The Demand for Health: a theoretical and empirical investigation*, Columbia University Press, New York.
- Hyde M., Jakub H., Melchior M., van Oort F. et Weyers S. (2006)**, « Comparison of the effects of low childhood socioeconomic position and low adulthood socioeconomic position on self-rated health in four European countries », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 60, n° 10, pp. 882-886.
- Jusot F., Tubeuf S. et Trannoy A. (2009)**, « Tel père, tel fils : l'influence de l'origine sociale et familiale sur la santé des descendants en Europe », *Retraite et Société*, vol. 58, n° 2, pp. 63-85.
- Khlat M., Jusot F. et Ville I. (2009)**, « Social origins, early hardship and obesity: A strong association in women, but not in men? », *Social Science and Medicine*, vol. 68, n° 9, pp. 1692-1699.
- Laitinen J., Power C. et Marjo-Riitta J. (2001)**, « Family social class, maternal body mass index, childhood body mass index, and age at menarche as predictors of adult obesity », *American Journal of Clinical Nutrition*, vol. 74, n° 3, pp. 287-294.
- Lantz P.M., Golberstein E., House J.S. et Morenoff J. (2010)**, « Socioeconomic and behavioral risk factors for mortality in a national 19-year prospective study of U.S. adults », *Social Science and Medicine*, vol. 70, n° 10, pp. 1558-66.
- Lefranc A., Pistolesi N. et Trannoy A. (2004)**, « Le revenu selon l'origine sociale », *Économie et Statistique*, n° 371, pp. 49-82.
- Lefranc A., Pistolesi N. et Trannoy A. (2009)**, « Equality of opportunity and luck: Definitions and testable conditions, with an application to income in France », *Journal of Public Economics*, vol. 93, n° 11-12, pp. 1189-1207.
- Lindeboom M., Llena-Nozal A. et van der Klaauw B. (2009)**, « Parental education and child health: Evidence from a schooling reform », *Journal of Health Economics*, vol. 28, n° 1, pp. 109-131.
- Llena-Nozal A. (2007)**, *On the dynamics of health, work and socioeconomic status*, Vrije Universiteit, Amsterdam.
- Melchior M., Berkman L.F., Kawachi I., Krieger N., Zins M. et Bonenfant S. (2006a)**, « Lifelong socioeconomic trajectory and premature mortality (35-65 years) in France: findings from the GAZEL Cohort Study », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 60, n° 11, pp. 937-944.
- Melchior M., Lert F., Martin M. et Ville I. (2006b)**, « Socioeconomic position in childhood and in adulthood and functional limitations in midlife : data from a nationally-representative survey of French men and women », *Social Science and Medicine*, vol. 63, n° 11, pp. 2813-2824.
- Menvielle G., Boshuizen H., Kunst A.E. et al. (2009)**, « The role of smoking and diet in explaining educational inequalities in lung cancer inci-

dence », *Journal of the National Cancer Institute*, vol. 101, n° 5, pp. 321-30.

Power C., Graham H., Due P., Hallqvist J., Joung I., Kuh D. et al. (2005), « The contribution of childhood and adult socioeconomic position to adult obesity and smoking behaviour: An international comparison », *International Journal of Epidemiology*, vol. 34, n° 2, pp. 335-344.

Roemer J. (1998), *Equality of opportunity*, Harvard University Press, Cambridge.

Shorrocks A.F. (1982), « Inequality Decomposition by Factor Components », *Econometrica*, vol. 50, n° 1, pp. 193-211.

Stringhini S., Sabia S., Shipley M. et al. (2010), « Association of socioeconomic position with

health behaviors and mortality », *Journal of the American Medical Association*, vol. 303, n° 12, pp. 1159-66.

Trannoy A., Tubeuf S., Jusot F. et Devaux M. (2010), « Inequality in Opportunities in Health in France: A first pass », *Health Economics*, vol. 19, n° 8, pp. 921-938.

Tubeuf S., Jusot F. et Bricard D. (2012), « Mediating role of education and lifestyles in the relationship between early-life conditions and health: Evidence from the 1958 British cohort », *Health Economics*, vol. 21, S1, pp. 129-150.

Tubeuf S. et Jusot F. (2011), « Social health inequalities among older Europeans: the contribution of social and family background », *European Journal of Health Economics*, vol. 12, n° 1, pp. 61-77.

