

La santé des seniors selon leur origine sociale et la longévité de leurs parents

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

Les descendants des cadres dirigeants et professions intellectuelles ont-ils une meilleure santé que les descendants d'ouvriers ? La longévité des parents influence-t-elle l'état de santé à l'âge adulte ? Ces deux questions interrogent l'existence d'inégalités des chances en santé. La première question a déjà fait l'objet de travaux de recherche : l'influence du milieu social d'origine résulterait à la fois d'un effet direct des conditions de vie dans l'enfance sur la santé à l'âge adulte et d'un effet indirect passant par l'influence du milieu d'origine sur le statut socioéconomique du descendant. La seconde, qui concerne une transmission de la santé entre les générations a été peu explorée. Pourtant, une influence directe de l'état de santé des parents sur celui de leurs enfants devenus adultes peut être envisagée du fait non seulement d'un patrimoine génétique commun mais aussi de préférences similaires pour la santé et d'une reproduction des comportements liés à la santé.

À partir des données de l'enquête *Share*, cette recherche étudie, pour la première fois en France, le rôle de la profession des deux parents et de leur état de santé, sur celui de leurs descendants à l'âge adulte, en contrôlant les caractéristiques socioéconomiques de ceux-ci.

La comparaison des distributions de santé des seniors (50 ans ou plus) selon le milieu social d'origine et la longévité des ascendants directs témoignent de l'existence d'inégalités des chances en santé chez les seniors. Au-delà de son association avec la situation sociale actuelle de l'individu, l'état de santé à l'âge adulte est directement influencé par le statut socioéconomique de la mère, le statut socioéconomique du père ayant au contraire une influence indirecte passant par la détermination du statut socioéconomique de l'enfant. Une transmission intergénérationnelle de la santé est également observée : la longévité relative du père et, en particulier, son statut vital influence la santé à l'âge adulte.

* *Irdes (Institut de Recherche et de Documentation en Économie de la Santé).*

** *Leda-Legos, Université Paris-Dauphine et Irdes.*

*** *EHESS, GREQAM-IDEF.*

**** *Leeds Institute of Health Sciences- Academic Unit of Health Economics.*

Les auteurs remercient pour leur aide et commentaires Brigitte Dormont, Gaël de Peretti, Carine Franc, Andrew Jones, Anne Lafferrère, Nicolas Pistolesi, Lise Rochaix, Jérôme Wittwer, les conseillers scientifiques de l'Irdes, les participants aux séminaires EPISOC, Eurisco-Legos et à l'European Conference on Health Economics 2006, ainsi que trois rapporteurs anonymes. Cette étude a été rendue possible par un contrat de l'Idep avec la Mire dans le cadre de l'appel à projets « Inégalités sociales de santé ».

De nombreuses recherches européennes ont mis en évidence la persistance d'inégalités de santé chez les personnes appartenant à des groupes sociaux différents (Wagstaff et van Doorslaer, 2000 ; Mackenbach *et al.*, 1997). Ces différences d'état de santé entre groupes sociaux seraient dues à l'influence sur l'état de santé de différences dans les conditions de vie et de travail, dans l'accès aux soins, dans l'adoption de comportements à risque ou au contraire bénéfiques à la santé (van Doorslaer et Koolman, 2004 ; Smith, 1999 ; Goldberg *et al.*, 2002). Ces inégalités dites « sociales » de santé peuvent trouver aussi leur origine dans des conditions de vie durant l'enfance, voire *in utero* comme l'ont mis en évidence quelques travaux récents, pour la plupart épidémiologiques, (Smith, 1999 ; Goldberg *et al.*, 2002 ; Marmot et Wilkinson, 1999 ; Wadsworth, 1999 ; Power *et al.*, 1998). Cet article s'attache à creuser cette piste de l'importance des conditions de vie dans l'enfance et notamment de l'influence de l'origine sociale sur l'état de santé à l'âge adulte. Plus généralement, la question de l'influence des caractéristiques sociales ou de santé de la génération précédente sur l'état de santé de la génération suivante a été très peu étudiée alors même que trois canaux de transmission ont été identifiés.

Le premier canal envisage une influence directe des conditions de vie dans l'enfance sur la santé à l'âge adulte suite à une période de latence (*latency model*) (Barker, 1996 ; Wadsworth, 1999). Ainsi, il existerait une programmation précoce de la trajectoire de santé par les événements survenus au cours des périodes critiques que sont la vie *in utero* et l'enfance, dont les effets peuvent rester sans expression durant longtemps mais induire à long terme un très mauvais état de santé et l'apparition de maladies graves. Le second canal, qualifié de cheminement (*pathway model*), suppose une influence de l'environnement précoce sur les trajectoires de vie, et en particulier le statut socioéconomique, qui à leur tour influencent la santé à l'âge adulte (Power et Hertzman, 1997 ; Case *et al.*, 2005). La pertinence de ces deux modèles a été mise en évidence, notamment sur données britanniques grâce au suivi de longues cohortes épidémiologiques (Goldberg *et al.*, 2002 ; Power et Hertzman, 1997 ; Power *et al.*, 1998 ; Hertzman *et al.*, 2001 ; Elstad, 2005). En France, quelques études ont également montré une influence de la catégorie sociale du père sur la santé et le risque de décès du descendant à l'âge adulte à partir de l'exploitation de la cohorte épidémiologique de salariés volontaires d'EDF-GDF, dite cohorte GAZEL

(Hyde *et al.*, 2006 ; Melchior *et al.*, 2006a) et de l'enquête *Histoire de vie – Construction des identités* (Melchior *et al.*, 2006b).

Cependant, cette corrélation entre milieu social d'origine et état de santé à l'âge adulte pourrait également être expliquée par une caractéristique peu explorée jusqu'à présent : l'état de santé des parents. En effet, si des inégalités sociales de santé existent parmi la génération des parents et si l'état de santé des parents est corrélé à celui de leur(s) descendant(s), ces deux constats conduisent à conclure à une influence du milieu social d'origine sur la santé du descendant sans que cette influence traduise une causalité. Une troisième hypothèse explicative de l'état de santé à l'âge adulte, qualifiée « d'hypothèse de transmission intergénérationnelle de la santé », formalise cette idée que l'état de santé des ascendants influence l'état de santé des descendants (Ahlburg, 1998). Elle s'inscrit dans le cadre des modèles de capital santé (Grossman, 1972), selon lesquels la santé est vue comme un capital qui évolue avec l'âge et en fonction des comportements liés à la santé adoptés tout au long du cycle de vie, mais qui reste marqué par son niveau initial. Ce niveau initial est en partie lié à l'état de santé des parents, par l'intermédiaire d'un patrimoine génétique commun (1). Il faut d'ailleurs se garder de confondre dépendance génétique et dépendance héréditaire qui se manifeste par exemple par l'exposition des parents et des enfants à des risques communs liés à l'habitation d'un même logement (le saturnisme par exemple) ou d'un même quartier (la dioxine par exemple). Par ailleurs, les comportements adoptés par l'individu au cours de sa vie peuvent être influencés par ses parents, au travers d'une transmission des préférences pour la santé ou d'une transmission des comportements liés à la santé. Enfin, les parents semblent prendre en compte leur propre état de santé dans leur décision d'investissement dans le capital santé de leurs enfants (Jacobson, 2000 ; Bolin *et al.*, 2001 ; Bolin *et al.*, 2002). Ce troisième canal de transmission est conforté par de récentes analyses qui confirment l'influence de la santé des parents sur la santé des enfants (Case *et al.*, 2002 ; Llana-Nozal, 2007). La persistance de cet effet de la santé des parents sur la santé des descendants tout au long de la

1. Dans le modèle de Grossman (1999), le niveau initial de capital santé peut également être interprété comme l'état de santé de la personne à la fin de son enfance. Il dépend donc non seulement du patrimoine génétique de départ de l'enfant mais aussi de l'ensemble des conditions de vie durant son enfance (logement, éducation à la santé, habitudes alimentaires...) affectant sa santé.

vie et notamment à l'âge adulte a été mise en évidence dans le cas de pathologies spécifiques comme le cancer ou la maladie d'Alzheimer ou dans le cas de la longévité (Ahlburg, 1998 ; Cournil et Kirkwood, 2001) mais a été peu étudiée en population générale en raison notamment de l'absence d'information sur la santé des parents des personnes enquêtées dans la plupart des enquêtes disposant d'indicateurs de santé généraux.

L'étude de la transmission intergénérationnelle des inégalités de santé participe ainsi à l'effort pour décrire les inégalités des chances en santé en France (2) et peut être rapprochée de nombreuses recherches évaluant l'ampleur des inégalités des chances dans d'autres domaines comme l'éducation, l'emploi, le logement ou encore la distribution des revenus (Lefranc *et al.*, 2004). En effet, en étudiant l'influence sur l'état de santé à l'âge adulte du milieu social d'origine et de l'état de santé des parents, qui constituent des circonstances indépendantes de la responsabilité individuelle (Dworkin, 1981 ; Arneson, 1989 ; Roemer, 1998), cette étude permet de tester l'existence en France d'inégalités des chances en santé liées au déterminisme social et familial.

Une remarque importante est de mise à cet endroit. Ce qui intéresse au premier chef l'observateur de l'inégalité des chances en santé sur le plan éthique est l'existence d'une corrélation entre le milieu d'origine et l'état de santé du descendant. Toutefois, la correction des inégalités des chances demande, elle, l'étude de causalités. Ainsi, la présence de plomb dans une habitation peut entraîner à long terme un phénomène de saturnisme chez tous ses occupants, quelle que soit la génération. Une corrélation entre la santé des parents et celle des enfants peut donc apparaître de ce seul fait, ce qui ne signifie évidemment pas que la santé des parents est une cause de la santé des enfants. Cependant, puisque l'individu ne peut influencer son milieu d'origine, une corrélation de celui-ci avec son état de santé signe l'existence d'inégalités des chances. Corriger cette inégalité suppose par contre l'identifier la cause de cette corrélation, ici les caractéristiques du logement. Dans ce travail, notre ambition première est la recherche de corrélation entre les caractéristiques des parents et celles des enfants. Des limitations inhérentes à la base de données utilisée ne nous permettent pas d'identifier d'une manière définitive les différents canaux de transmission de l'inégalité des chances. Cependant l'étude des corrélations dans le domaine de l'inégalité des

chances constitue une étape importante dans la constitution du diagnostic.

Le milieu social d'origine et de destination

Cette étude est réalisée à partir de l'édition française de l'enquête *Share* qui, pour la première fois en France, permet de mettre en relation, à partir d'un échantillon représentatif de 2 666 adultes âgés de 49 ans et plus, l'état de santé perçu de la personne avec son milieu social d'origine et l'état de la santé de ses parents (cf. encadré 1). Le champ de l'enquête étant constitué de seniors, nous testons l'hypothèse d'une transmission à long terme des conditions initiales de vie dans l'enfance et l'adolescence sur la santé à l'âge mûr et au-delà. Le fait de s'intéresser à l'impact à plus de 30 ans de distance du milieu d'origine à partir d'une enquête en population générale distingue cette étude de toutes les autres études existantes et accentue son originalité.

Afin d'apprécier le milieu social d'origine, nous disposons dans l'enquête *Share* de la profession actuelle ou le plus souvent de la dernière profession occupée par chacun des parents des personnes enquêtées (cf. encadré 1). La plupart des personnes enquêtées avaient un père artisan ou ouvrier qualifié (35 %) ou qui travaillait dans l'agriculture (23 %). Seuls 15 % des pères avaient une profession supérieure, c'est-à-dire occupaient un poste de direction ou avaient une profession intellectuelle ou scientifique (cf. graphique I). Dans près de 50 % des cas, la mère des personnes enquêtées était au foyer. Lorsque celle-ci était active, elle travaillait le plus souvent dans l'agriculture, occupait une profession supérieure ou était ouvrière ou employée non qualifiée.

Deux dimensions sont retenues pour apprécier la situation socioéconomique d'*ego* : son niveau d'étude et sa profession (cf. encadré 1). Le niveau d'éducation est appréhendé par le diplôme le plus élevé obtenu et groupé en quatre niveaux : primaire, certificat d'études (26 %) ; BEPC, BEP, CAP (31 %) ; baccalauréat (25 %) ; aucun diplôme (19 %). Dans cette population de personnes âgées de 49 ans et plus, le groupe socioprofessionnel le plus important est celui

2. Le rapport de Boarini *et al.* (2006) aborde cette question dans le cadre d'une analyse théorique et empirique des normes de justice sociale en matière de santé dans plusieurs pays européens. Contrairement à notre analyse, cette recherche ne propose aucune mise en évidence des inégalités des chances en matières de santé existantes en France.

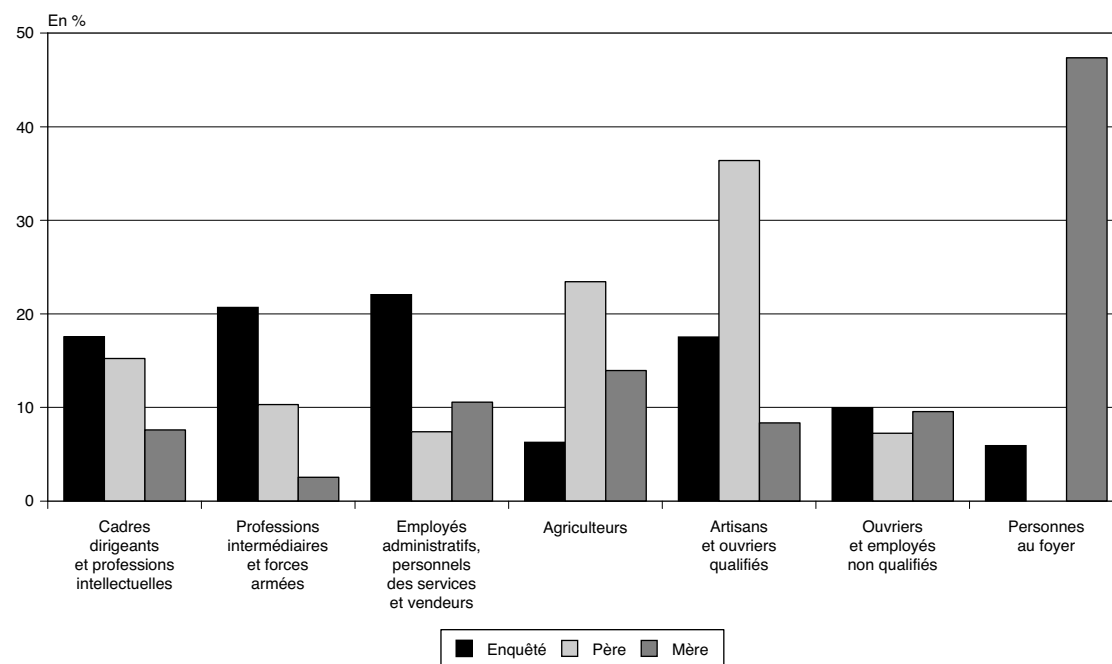
des employés administratifs, personnels des services et vendeurs, avec 22 % de l'échantillon, suivi de celui des professions intermédiaires et forces armées (21 %) (cf. graphique I).

La mesure de l'état de santé du descendant

La santé est un processus complexe qu'il est difficile de résumer à partir d'un seul et unique

indicateur. Généralement, deux grandes classes d'indicateurs se côtoient dans les travaux sur la santé : les indicateurs de mortalité et ceux de morbidité. Dans cette étude, ces deux types d'indicateurs sont utilisés, la santé du descendant étant appréciée par un indicateur de morbidité déclarée particulier, la santé perçue, alors que l'état de santé des parents est apprécié à partir d'un indicateur de mortalité, leur longévité relative par rapport à leur cohorte de naissance.

Graphique I
Distribution de la profession des personnes enquêtées et de leurs parents



Lecture : 18 % des personnes enquêtées occupaient lors de leur dernier emploi une profession de cadre dirigeant ou une profession intellectuelle, 15 % des personnes enquêtées avaient un père qui occupait lors de son dernier emploi une profession de cadre dirigeant ou une profession intellectuelle et 8 % des personnes enquêtées avaient une mère qui occupait lors de son dernier emploi un poste de cadre dirigeant ou une profession intellectuelle.

Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus.

Source : enquête Share, 2004/2005.

Encadré 1

DONNÉES

Cette étude est réalisée à partir des données françaises de l'enquête *Share (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe)* menée en 2004/2005. Nourrie de l'expérience américaine de l'enquête *Health and Retirement Survey* et de l'expérience britannique de l'enquête *English Longitudinal Survey of Ageing*, l'enquête *Share* est une enquête européenne pluridisciplinaire dont le but est de collecter des données représentatives et homogènes au niveau européen sur des thèmes liés à la santé, au vieillissement et à la retraite, auprès de 30 000 individus âgés de 49 ans et plus, dans onze pays européens (Blanchet *et al.*, 2007). Le pilotage global et la coordination du projet

sont assurés par le Centre de recherche en économie du vieillissement de l'université de Mannheim mais la collecte est réalisée par des agences spécialisées dans chaque pays. En France, la direction du projet est bicéphale. L'Irdes (Institut de recherche et de documentation en économie de la santé) a la charge de la gestion administrative et la responsabilité de l'animation scientifique de l'opération. L'Insee (Institut national des statistiques et des études économiques) met à la disposition du projet le responsable national qui en assure la direction, et réalise l'enquête sur le terrain.



Encadré 1 (suite)

L'échantillon français a été tiré dans les logements ordinaires possédant au recensement de 1999 au moins une personne née avant 1955 dans six régions : Nord-Pas-de-Calais, Aquitaine, Île-de-France, Pays de la Loire, Rhône-Alpes, Languedoc-Roussillon.

Pour la première fois en France, cette enquête permet notamment de mettre en relation, à partir d'un échantillon représentatif de seniors, l'état de santé perçu de la personne avec son milieu social d'origine, apprécié par la dernière profession de ses parents, et l'état de la santé de ses parents, apprécié à l'aide d'indicateurs démographiques (statut vital des parents, âge au décès dans le cas de parents décédés).

Afin de pouvoir tester l'influence sur l'état de santé à l'âge adulte du milieu d'origine et de l'état de santé des parents, nous nous focalisons sur les individus ayant renseigné leur état de santé perçu, leur profession, la profession de leurs parents, le statut vital de leurs parents ainsi que leur âge au décès le cas échéant. Notre étude porte ainsi sur un échantillon de 2 666 individus âgés de 49 ans et plus.

La profession actuelle ou, le plus souvent la dernière profession occupée par les personnes enquêtées et chacun de leurs parents, est codée à l'aide de la clas-

sification européenne Isco (*International Standard Classification of Occupations*). Cette classification permet de distinguer dix grands groupes construits à partir de la nature des tâches effectuées au sein des métiers et du niveau de compétences requises pour les mener à bien (Elias, 1997). Dans cette analyse, les groupes sont rassemblés de manière à se rapprocher le plus possible de la classification des professions et catégories sociales à un chiffre. Néanmoins, nous ne distinguons pas le groupe des indépendants qui est complètement éclaté selon leur niveau de compétence entre les différentes classes Isco (cf. tableau A). La seconde singularité de notre classification repose sur la subdivision du groupe des ouvriers en ouvriers non-qualifiés et qualifiés qui présentent en effet des états de santé très différents (Mesrine, 1999).

Les six groupes sont retenus pour la profession du père (cf. tableau A). Pour la profession de la mère, six groupes ont également été constitués. Les cinq premiers correspondent aux six groupes précédents, les deux premiers groupes ayant été fusionnés en raison de la faiblesse des effectifs, auxquels s'ajoute un dernier groupe correspondant aux mères au foyer. Enfin sept groupes ont été retenus pour la profession de l'enquêté, correspondant aux six groupes retenus pour les pères auxquels s'ajoutent les personnes au foyer.

Tableau A
Correspondances dans les classifications

Classification retenue pour les pères	Isco	PCS 2003 Niveau 2
Cadres dirigeants et professions intellectuelles	Groupe 1 : Membres de l'exécutif et des corps législatifs, hauts fonctionnaires des services publics, dirigeants et cadres de direction des entreprises Groupe 2 : Professions intellectuelles et scientifiques	23 Chefs d'entreprises de 10 salariés ou plus 32 Cadres de la fonction publiques, professions intellectuelles et artistiques 36 Cadres d'entreprise 41 Professions intermédiaires de l'enseignement, de la santé, de la fonction publique et assimilés
Professions intermédiaires et forces armées	Groupe 3 : Professions intermédiaires Groupe 0 : Forces armées	41 Professions intermédiaires de l'enseignement, de la santé, de la fonction publique et assimilés 46 Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises 47 Techniciens 48 Contremaîtres, agents de maîtrise
Employés de type administratif et personnel des services et vendeurs de magasin et de marché	Groupe 4 : Employés de type administratif Groupe 5 : Personnel des services et vendeurs de magasins et de marché	22 Commerçants et assimilés 51 Employés de la fonction publique 54 Employés administratifs d'entreprise 55 Employés de commerce 56 Personnels des services directs aux particuliers
Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche	Groupe 6 : Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture et de la pêche	10 Agriculteurs exploitants 69 Ouvriers agricoles
Artisans et ouvriers qualifiés	Groupe 7 : Artisans et ouvriers des métiers de type artisanal Groupe 8 : Conducteurs d'installations et de machines et ouvriers de l'assemblage	21 Artisans 61 Ouvriers qualifiés
Ouvriers et employés non qualifiés	Groupe 9 : Ouvriers et employés non qualifiés	56 Personnels des services directs aux particuliers 66 Ouvriers non qualifiés 69 Ouvriers agricoles

L'état de santé perçue est la mesure d'état de santé la plus régulièrement recueillie dans les enquêtes santé européennes réalisées par entretien (Barnay *et al.*, 2005). Il s'agit d'un indicateur subjectif qui reflète à ce titre non seulement les problèmes de santé dont souffre la personne mais aussi ses normes et attentes en matière de santé ainsi que l'ensemble des informations dont il dispose et donc par là ses interactions avec les professionnels de santé. Toutefois, celui-ci est considéré comme un bon indicateur synthétique de santé en raison de sa capacité à prédire la mortalité (Idler et Benyamini, 1997) et la consommation de soins (DeSalvo *et al.*, 2005).

L'enquête *Share* dispose pour chacune des personnes enquêtées de deux indicateurs de santé perçue, l'un dit de la Rand et l'autre dit européen, reposant sur le même intitulé de question – « *Diriez-vous que votre état de santé est* » – mais différant par les modalités de réponses proposées, respectivement « *Excellent, Très bon, Bon, Acceptable, Médiocre* », et « *Très bon, Bon, Moyen, Mauvais, Très Mauvais* ». Ces deux questions sont placées aléatoirement au début ou en fin du questionnaire santé, de telle sorte que chaque senior enquêté a répondu à chacune des deux questions mais à des moments différents. Dans cette analyse, la formulation européenne de la question de santé perçue est retenue pour mesurer la santé du répondant sans tenir compte de son positionnement dans le questionnaire (3). Nous considérons successivement cet indicateur sous sa forme complète puis sous une forme dichotomique opposant les personnes déclarant avoir un très bon ou un bon état de santé aux personnes ayant répondu aux autres modalités.

Dans cet échantillon, 63 % des seniors peuvent être considérés comme ayant un état de santé perçue satisfaisant, alors que 37 % ont au contraire rapporté un état de santé perçue moins favorable (cf. graphique II).

La mesure de l'état de santé des parents

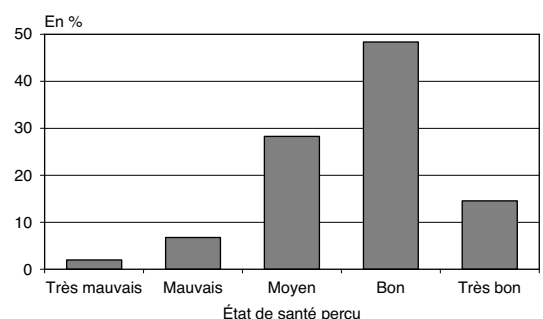
Compte tenu de l'âge de la population de l'enquête *Share*, la grande majorité des personnes enquêtées ont au moins l'un de leurs parents décédés au moment de l'enquête : seuls 13 % des personnes enquêtées ont un père encore vivant et 30 % une mère encore vivante. Le fait d'avoir un parent encore en vie est utilisé comme une première information sur l'état de santé des parents.

L'état de santé des parents décédés au moment de l'enquête est ensuite apprécié à l'aide d'un indicateur fondé sur leur âge au décès. Plus précisément, nous retenons leur *longévité relative par rapport à leur longévité espérée à 20 ans*, c'est-à-dire l'écart en années entre leur âge au décès moins 20 années et l'espérance de vie à 20 ans de leur génération de naissance. Nous supposons ainsi que l'état de santé d'un parent était d'autant meilleur qu'il a vécu longtemps, par comparaison aux autres personnes de sa génération ayant au moins atteint l'âge d'avoir des enfants. Dans ce contexte, nous considérons que les décès accidentels représentent une part négligeable des décès.

Pour construire cet indicateur, séparément selon le sexe, il faut connaître pour chacun des parents d'une part leur âge au décès, disponible dans l'enquête, et d'autre part leur année de naissance, afin de déterminer leur cohorte de naissance. Cette dernière information n'étant par renseignée dans l'enquête *Share*, l'année de naissance de chacun des parents est estimée à partir de l'année de naissance de l'enquêté, et des informations connues sur les âges moyens à la maternité et à la paternité au cours du XX^e siècle (Daguet, 2002). Pour affiner cette estimation, nous tenons en outre compte du fait que l'individu déclare être ou non l'aîné de sa fratrie. Ainsi, pour les individus cadets ou benjamins de leur fratrie, l'année de naissance des parents est calculée en soustrayant à l'année de nais-

3. Le positionnement de la question influence la déclaration de la santé perçue, les personnes enquêtées reportant un meilleur état de santé perçue lorsque cette question est posée à la fin du questionnaire santé (Clark et Vicard, 2007). Toutefois, l'introduction d'une variable de contrôle pour tenir compte du placement ne modifie pas nos résultats.

Graphique II
Distribution de l'état de santé perçue des personnes enquêtées



Lecture : 2 % des personnes enquêtées ont déclaré avoir un très mauvais état de santé perçue.
Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus.
Source : enquête *Share*, 2004/2005.

sance de l'individu, l'âge moyen à la maternité/paternité de l'année correspondante. En revanche, dans le cas des individus ayant déclaré être l'aîné de leur fratrie, l'année de naissance des mères est estimée de la même manière mais en considérant non pas l'âge moyen à l'accouchement mais l'âge moyen à la première maternité de l'année correspondante. Quant à l'année de naissance du père, elle est obtenue en estimant l'âge du père à la première paternité à partir de l'âge à la première maternité de la mère et l'écart entre l'âge moyen à la maternité et l'âge moyen à la paternité de l'année correspondante.

La longévité relative ainsi obtenue est en moyenne de - 0,7 années pour les mères et de 5,5 années pour les pères (cf. graphique III). Ces distributions sont très dispersées en raison de la très faible espérance de vie à 20 ans de

certaines générations qui ont notamment connu la première guerre mondiale et l'épidémie de grippe espagnole en 1918 et 1919.

Afin de valider la procédure utilisée pour estimer l'année de naissance des parents, l'année de naissance estimée a été comparée à l'année de naissance réelle des parents des personnes enquêtées encore vivants au moment de l'enquête, calculée à partir de leur âge déclaré dans l'enquête. Sur cet échantillon, l'écart moyen entre l'année de naissance réelle et l'année de naissance estimée est de trois ans pour les pères et un an pour les mères.

Pour les pères, ce biais n'est pas corrélé à la profession. Par contre, la comparaison multiple des moyennes indique une différence significative chez les mères agricultrices pour qui l'année de naissance estimée est en moyenne postérieure d'une année à l'année de naissance réelle. Nous n'avons pas trouvé de travaux sur l'âge moyen à la maternité selon la profession. Cependant les couples d'agriculteurs ayant en moyenne un nombre d'enfants plus élevé (Mazuy, 2002 ; Toulemon, 2003), nous pouvons éventuellement supposer que l'âge moyen à la maternité des agricultrices est plus élevé que celui des mères issues des autres classes sociales. Ce biais nous conduit donc à sous-estimer la longévité relative des mères agricultrices mais nos résultats ne mettent en évidence aucun effet spécifique des mères agricultrices.

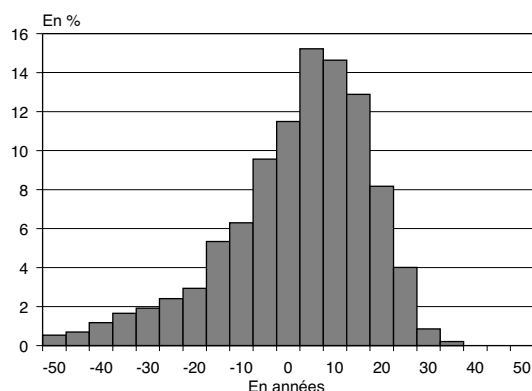
À partir de ces informations, une variable en trois classes, appelée par la suite longévité relative, est construite. Elle distingue :

- les parents encore vivants au moment de l'enquête,
- les parents décédés ayant eu une longévité relative inférieure à la médiane de la distribution de la longévité relative, égale respectivement à 7,78 ans pour les pères et 2,18 ans pour les mères,
- les parents ayant eu une longévité relative supérieure à la médiane.

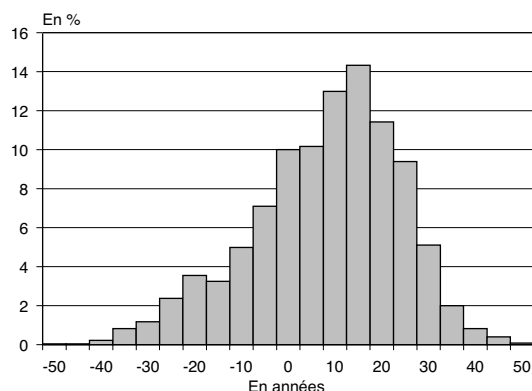
Ainsi, 13 % des personnes enquêtées ont un père vivant au moment de l'enquête, 43,5 % ont un père décédé ayant eu une longévité relative faible et 43,5 % ont un père décédé ayant eu une longévité relative élevée. Près de 30 % des personnes de notre échantillon ont une mère encore vivante au moment de l'enquête ; 35 % ont une mère décédée ayant eu une longévité relative

Graphique III
Distribution de la longévité relative des parents décédés des personnes enquêtées

A. Pères



B. Mères



Lecture : distribution de l'écart en années entre l'âge au décès du parent, moins 20 années, et l'espérance de vie à 20 ans de sa génération de naissance.

Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine, âgées de 49 ans et plus, dont au moins l'un des parents était décédé au moment de l'enquête.

Source : enquête Share, 2004/2005.

faible et 35 % ont une mère décédée ayant eu une longévité relative élevée.

L'égalité des chances en santé

Notre définition de l'égalité des chances en santé s'inspire de celle adoptée pour l'égalité des chances en revenu (Lefranc *et al.*, 2004, 2006). L'égalité intergénérationnelle des chances en santé s'établit en comparant des fonctions de répartition de l'état de santé de sous-groupes d'individus distingués par une caractéristique commune de la génération de leurs ascendants. Les états de santé des descendants sont ici décrits par une variable qualitative. La ventilation de l'état de santé en différentes modalités permet de calculer la part des individus d'une génération qui sont dans un état de santé donné. À partir de cet histogramme (cf. graphique II), il est aisé de calculer la fonction de répartition des états de santé pour obtenir la part des individus qui disposent d'un état de santé au plus égal à une modalité donnée. Par exemple, 35 % des personnes interrogées déclarent une santé moyenne ou plus mauvaise. Cette fonction de répartition de la population générale peut se lire comme une distribution de chances. Un individu tiré au hasard a bien 35 % de chances d'appartenir au groupe qui, au mieux, est en moyenne santé.

Au lieu de décrire simplement la distribution des états de santé pour toute la population, on peut aussi s'intéresser à la distribution des états de santé en partitionnant la population en sous-groupes selon une caractéristique commune du milieu d'origine. Par exemple, on trace la fonction de répartition de l'état de santé des fils d'ouvriers ou des fils de personnes décédées prématurément. Être un fils d'ouvrier est clairement une caractéristique que l'on peut qualifier d'exogène du point de vue de l'individu, de même qu'être fils de personnes décédées prématurément. L'individu, que l'on nommera *ego* par la suite, ne peut l'influencer. Naître dans un milieu d'une certaine origine, c'est tirer un billet de loterie dont on se rendra compte que bien plus tard s'il sera favorable ou non. La fonction de répartition de l'état de santé des fils d'ouvriers 30 ans, 40 ans, 50 ans plus tard décrit la distribution des chances en santé des fils d'ouvriers. Si elle diffère nettement de celle des fils de cadres supérieurs, au sens où *ego* a toujours plus de chances d'être en mauvaise santé s'il est issu d'un milieu ouvrier que d'un milieu cadre, et ceci quelle que soit l'exigence en termes d'état de santé, il sera légitime d'imputer cette différence à la différence

d'origine sociale. La situation que nous venons de décrire est typique d'une situation de dominance stochastique d'ordre 1 : graphiquement, la fonction de répartition des états de santé pour les fils d'ouvriers est toujours au-dessus de celle des fils de cadres et ceci quel que soit le point de comparaison. Dans ces conditions, la comparaison des distributions aléatoires d'état de santé conditionnelles au milieu d'origine conduit tout individu à préférer systématiquement être issu d'un milieu cadre que d'un milieu ouvrier et ceci quel que soit son goût du risque. On statuera alors à une inégalité sociale des chances. En revanche, si les deux fonctions de répartition sont identiques, une situation d'égalité sociale des chances en santé prévaut. L'égalité des chances se traduit par une situation de totale indifférence au milieu d'origine s'il était donné à *ego* la possibilité de le choisir.

Le même type d'exercice peut être opéré en comparant des sous-populations selon l'état de santé des parents. Là encore si on ne constate pas de différence entre les fonctions de répartition de l'état de santé, on conclura à l'égalité des chances en santé, sans que l'on puisse la qualifier de sociale en raison de phénomènes de transmission génétique ou simplement héréditaires. Dans le cas contraire, une inégalité « sanitaire » des chances en santé sera détectée. Si nous disposions d'échantillons très importants, il serait possible de croiser tous ces critères qu'ils soient sociaux ou sanitaires. L'interprétation très directe d'une égalité « complète » des chances intergénérationnelle en santé est que le milieu d'origine ne confère aucun avantage non seulement en moyenne mais également à aucun décile de la distribution des états de santé. Que l'on soit en mauvaise santé ou en bonne santé, le milieu d'origine ne compte pas pour « expliquer » l'état de santé. En résumé, si *ego* est en mauvaise santé, il ne peut que blâmer soit des comportements à risque de sa part, soit une malchance survenue depuis qu'il est adulte. La distribution des états de santé ne résulte que de la chance et de facteurs dont on ne peut rendre *ego* responsable. La mise en œuvre empirique de la procédure d'inférence repose sur des tests de dominance stochastique d'ordre 1. Comme les distributions sont discrètes, nous pourrions ici nous contenter d'une conjonction de tests unilatéraux d'égalité de distributions de Kolmogorov-Smirnov.

Une des difficultés cependant de la mise en œuvre de cette analyse de dominance est qu'elle suppose des échantillons de grande taille. Lorsque le nombre de milieux d'origine par croisement de différents critères augmente, il

devient vite impossible d'y recourir. En particulier, il est difficile ici de tester l'hypothèse d'égalité des chances sur des sous-échantillons de personnes de même sexe et âge, alors qu'il faudrait descendre au minimum à ce niveau de finesse pour tester l'égalité des chances en santé. Ainsi, une analyse de régression multivariée où la variable dépendante est une variable qualitative, l'état de santé d'*ego*, devient nécessaire pour compléter l'analyse de dominance car elle permet d'introduire des variables de contrôle indispensables comme le sexe et l'âge. Si l'analyse de régression offre une souplesse pour tester une plus grande variété d'hypothèses que ne peut offrir l'analyse de dominance, nous nous bornons cependant à un cadre paramétrique qui est toujours restrictif, alors que l'analyse de dominance est non-paramétrique par essence. Ainsi l'analyse de régression ne cherche qu'à expliquer les différences de moyenne alors que l'analyse de dominance s'intéresse d'emblée aux différences de distributions. La régression quantile serait l'outil adapté mais là encore la taille des échantillons nous empêche d'y avoir recours.

Des inégalités des chances selon la longévité relative des parents

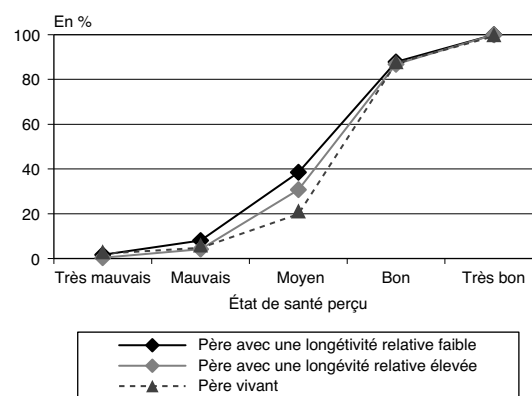
Afin de tester l'hypothèse d'une inégalité des chances en santé selon l'état de santé des parents, la première étape a consisté à comparer les distributions d'état de santé perçu des personnes enquêtées conditionnellement au statut vital de chacun de leurs parents et à la longévité relative de ces derniers lorsqu'ils sont décédés. Cette première analyse semble mettre en évidence l'existence d'inégalités des chances en santé selon l'état de santé du père, comme de la mère. En effet, la distribution de l'état de santé des personnes ayant des parents encore vivants au moment de l'enquête domine celle des personnes ayant des parents décédés : cette différence est significative pour les pères et pour les mères (4). En revanche, aucune dominance significative entre les distributions d'état de santé des individus issus de parents ayant une longévité faible et celles des individus issus de parents ayant une longévité élevée n'est mise en évidence. Ce premier résultat ne permet cependant pas de conclure à l'existence d'inégalités des chances liées à l'état de santé des parents car il peut provenir en partie de l'absence de contrôle pour l'âge d'*ego*, les enquêtés les plus jeunes ayant à la fois plus de chances d'avoir des parents encore vivants et d'être en meilleure santé.

Afin de prendre en compte l'âge d'*ego*, cette analyse est ensuite reproduite sur une tranche d'âge plus restreinte et contenant à la fois des personnes ayant des parents décédés au moment de l'enquête et des personnes ayant des parents encore vivants, à savoir les 60-69 ans. La comparaison des distributions conditionnelles à la longévité relative des parents montre alors peu de différences entre les trois groupes. Bien que les fonctions de répartition semblent ordonnées en faveur des individus ayant des parents vivants, puis ayant une longévité élevée (cf. graphique IV), le test de Kolmogorov-Smirnov ne conclut pas à des différences significatives entre les distributions.

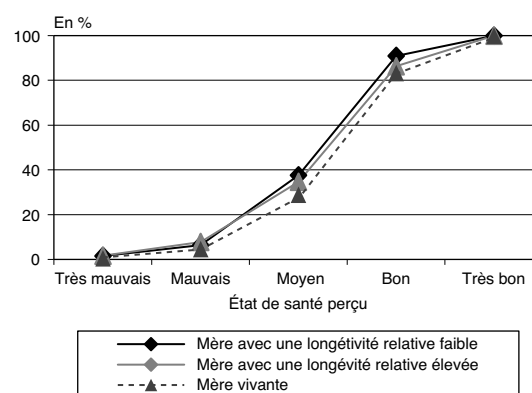
4. Graphique non reproduit ici (voir Devaux et al., 2008a).

Graphique IV
Fonction de répartition de l'état de santé perçu des séniors âgés de 60 à 69 ans selon la longévité relative de leurs parents

A. Selon la longévité relative des pères



B. Selon la longévité relative des mères



Lecture : une personne dont le père est décédé prématurément a 39 % de chances de déclarer avoir un état de santé très mauvais, mauvais ou moyen. Cette probabilité est de 31 % pour une personne dont le père est décédé, mais à un âge relativement élevé, et de 21 % pour une personne dont le père est encore vivant. Les personnes dont le père est encore vivant ont donc plus de chances de déclarer avoir un état de santé bon ou très bon. Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 60 à 69 ans. Source : enquête Share, 2004/2005.

Des inégalités des chances selon le milieu d'origine

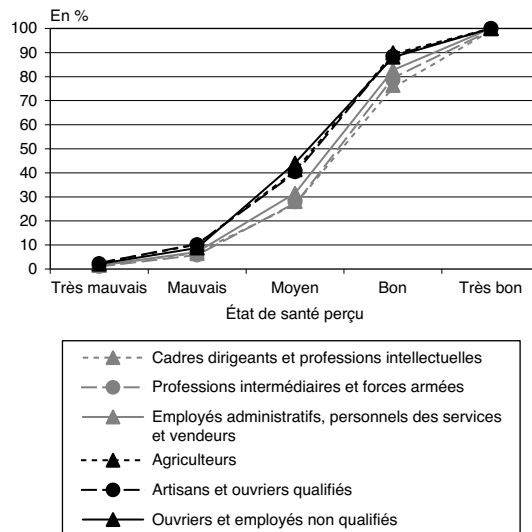
Afin de tester l'hypothèse d'une inégalité des chances en santé selon le milieu social d'origine, nous comparons maintenant les distribu-

tions d'état de santé conditionnellement à la profession de chacun des parents (5). Les résultats mettent en évidence l'existence d'un déterminisme social affectant l'état de santé perçu.

Les individus dont le père occupait un poste de direction, une profession intellectuelle ou scientifique, une profession intermédiaire, un poste dans l'armée ou était employé administratif ou personnel de service ont moins de chances d'avoir un mauvais état de santé perçu que les individus dont le père travaillait dans l'agriculture, était artisan ou ouvrier qualifié, ou encore ouvrier ou employé non qualifié (cf. graphique V). Il en est de même pour les modalités de santé « moyen » et « bon ». Donc quelle que soit la modalité de santé, il vaut mieux être issu d'un milieu social supérieur ou moyen qu'issu d'autres milieux.

Les résultats des tests unilatéraux de Kolmogorov-Smirnov mis en œuvre pour comparer les distributions en termes de dominance stochastique d'ordre 1 confirment l'existence d'inégalités de chances selon la profession du père (cf. tableau 1). Il apparaît que les distributions de l'état de santé des personnes nées d'un père appartenant aux catégories de « cadres dirigeants et professions intellectuelles », « pro-

Graphique V
Fonction de répartition de l'état de santé perçu des personnes enquêtées selon la profession de leur père



Lecture : une personne dont le père occupait un emploi de « cadre dirigeant ou une profession intellectuelle » a 28 % de chances de déclarer avoir un état de santé très mauvais, mauvais ou moyen. Cette probabilité est de 44 % pour une personne dont le père était ouvrier ou employé non qualifié. Les personnes dont le père occupait un emploi plus qualifié ont donc plus de chances de déclarer avoir un état de santé bon ou très bon. Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus. Source : enquête Share, 2004/2005.

5. Le résultat (proposition 3 de Lefranc et al., 2006) indique qu'en cas de description incomplète du milieu d'origine, ce qui est pratiquement toujours le cas, l'égalité des distributions conditionnelles par rapport à ce milieu d'origine reste une condition nécessaire de l'égalité des chances. Par conséquent, si on observe une différence significative au sens du test de Kolmogorov-Smirnov entre les différentes fonctions de répartition comme c'est le cas ici, on peut énoncer que l'égalité des chances est bien violée si on avait l'opportunité d'observer le milieu d'origine dans sa totalité.

Tableau 1
Tests d'homogénéité des distributions de l'état de santé perçu des personnes enquêtées conditionnelles à la profession de leur père

Significativité du test unilatéral de Kolmogorov-Smirnov (p-valeur)	Dirigeants et professions intellectuelles	Professions intermédiaires et forces armées	Employés administratifs et personnels de services	Agriculteurs	Artisans et conducteurs d'installations	Ouvriers et employés non qualifiés
Dirigeants et professions intellectuelles		0,8544	0,3389	0,0001	0,0002	0,0013
Professions intermédiaires et forces armées	0,9888		0,6676	0,0012	0,0014	0,0029
Employés administratifs et personnels de services	1	1		0,056	0,073	0,0459
Agriculteurs	1	1	1		1	0,7986
Artisans et conducteurs d'installations	1	1	1	0,8292		0,6544
Ouvriers et employés non qualifiés	1	1	1	0,9053	0,9475	

Lecture : le test unilatéral de Kolmogorov Smirnov se lit en ligne ; la distribution de l'état de santé des personnes dont le père occupait un emploi de « cadre dirigeant ou une profession intellectuelle » domine significativement celle des personnes dont le père était « agriculteur », le risque de se tromper en rejetant l'homogénéité des deux distributions étant de 0,0001 (p-valeur). Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus. Source : enquête Share, 2004/2005.

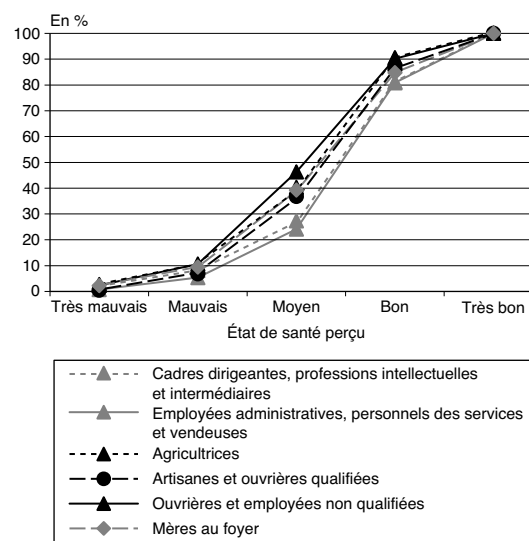
fessions intermédiaires et forces armées » et « employé administratif, personnel de services, vendeur » dominent significativement celles des personnes ayant un père « agriculteurs », « artisans et ouvriers qualifiés » ou encore « ouvriers et employés non qualifiés ».

L'étude des distributions conditionnelles à la profession de la mère met également en évidence une inégalité des chances en santé (cf. graphique VI et tableau 2). La distribution de l'état de santé pour les individus dont la mère était « cadre dirigeante, de profession intellectuelle, scientifique ou intermédiaire » domine significativement les distributions de l'état de santé des individus dont la mère était « agricultrice », « ouvrière et employée non qualifiée » et « mère au foyer ». La distribution de l'état de santé pour les individus dont la mère était « employée administrative, personnel des services, vendeuse » domine significativement les distributions de l'état de santé des individus dont la mère appartenait aux catégories : « agricultrice », « artisane et ouvrière qualifiée », « ouvrière et employée non qualifiée » et « mère au foyer ». Ainsi, les individus dont la mère appartenait à une catégorie socioprofessionnelle élevée, ont plus de chances de déclarer une modalité élevée d'état de santé.

Cette première approche non paramétrique met donc en évidence l'existence d'inégalités de chance en santé selon le milieu social d'origine en faveur des personnes issues des milieux sociaux plus favorisés et dans une moindre

mesure selon l'état de santé des parents, qui constituent des facteurs en dehors de la sphère de contrôle du descendant.

Graphique VI
Fonction de répartition de l'état de santé perçu des personnes enquêtées selon la profession de leur mère



Lecture : une personne dont la mère occupait un emploi de « cadre dirigeant ou une profession intellectuelle » a 27 % de chances de déclarer avoir un état de santé très mauvais, mauvais ou moyen. Cette probabilité est de 39 % pour une personne dont la mère était ouvrière ou employée non qualifiée. Les personnes dont la mère occupait un emploi qualifié ont donc plus de chances de déclarer avoir un état de santé bon ou très bon.
Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus.
Source : enquête Share, 2004/2005.

Tableau 2
Tests d'homogénéité des distributions de l'état de santé perçu des personnes enquêtées conditionnelles à la profession de leur mère

Significativité du test unilatéral de Kolmogorov-Smirnov (p-valeur)	Cadres dirigeantes, professions intellectuelles et intermédiaires	Employées administratives, personnels des services et vendeuses	Agricultrices	Artisanes et ouvrières qualifiées	Ouvrières et employées non qualifiées	Mères au foyer
Cadres dirigeantes, professions intellectuelles et intermédiaires		1	0,0049	0,1117	< 0,0001	0,0017
Employées administratives, personnels des services et vendeuses	0,7545		0,0002	0,0185	< 0,0001	< 0,0001
Agricultrices	1	1		1	0,3424	1
Artisanes et ouvrières qualifiées	0,9266	0,9983	0,5696		0,1166	0,7592
Ouvrières et employées non qualifiées	1	1	0,9953	1		1
Mères au foyer	1	1	0,1453	0,9379	0,1248	

Lecture : le test unilatéral de Kolmogorov Smirnov se lit en ligne ; la distribution de l'état de santé des personnes dont la mère occupait un emploi de « cadre dirigeant ou une profession intellectuelle ou intermédiaire » domine significativement celle des personnes dont la mère était « agricultrice », le risque de se tromper en rejetant l'homogénéité des deux distributions étant de 0,0049 (p-valeur).
Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus.
Source : enquête Share, 2004/2005.

Des inégalités de santé selon la profession d'ego encore plus marquées

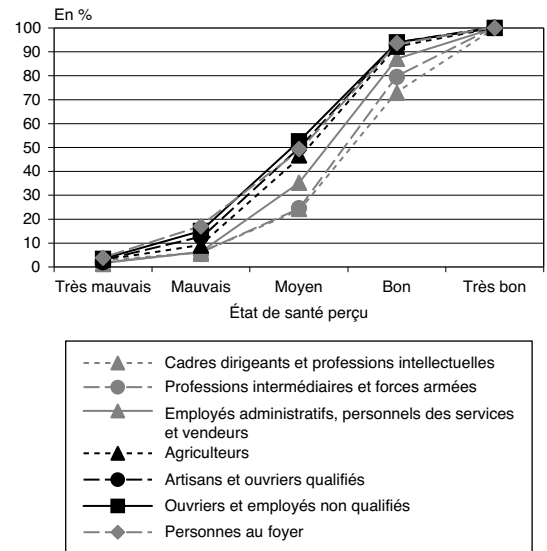
Traditionnellement, les travaux portant sur les inégalités sociales de santé s'intéressent à l'effet sur la santé d'ego de sa propre situation économique et sociale. Nous considérons donc la profession d'ego comme variable de conditionnement dans une dernière étape afin de tester l'existence d'inégalités sociales de santé et de les comparer aux inégalités des chances en santé mises en évidence selon le milieu social d'origine.

Cette analyse confirme l'existence d'inégalités de santé selon la profession. En effet, la distribution d'état de santé perçu des « cadres dirigeants et professions intellectuelles » et des « professions intermédiaires et forces armées » domine la distribution de l'état de santé des individus « employés administratifs, personnels des services et vendeurs », « agriculteurs », « artisans et ouvriers qualifiés », « ouvriers et employés non qualifiés » et « personnes au foyer ». De même, les « employés administratifs, personnels des services et vendeurs » ont plus de chances d'avoir un meilleur état de santé que les « artisans et ouvriers qualifiés », les « ouvriers et employés non qualifiés » et les « personnes au foyer » (cf. graphique VII et tableau 3).

Ces inégalités sociales de santé sont donc importantes et paraissent même plus marquées

que les inégalités des chances en santé liées à la profession du père. En effet, le nombre de

Graphique VII
Fonction de répartition de l'état de santé perçu des personnes enquêtées selon leur profession



Lecture : une personne occupant ou ayant occupé un emploi de « cadre dirigeant ou une profession intellectuelle » a 24 % de chances de déclarer avoir un état de santé très mauvais, mauvais ou moyen. Cette probabilité est de 52 % pour une personne occupant ou ayant occupé un emploi un emploi d'ouvrier ou employé non qualifié. Les personnes occupant les emplois les plus qualifiés ont donc plus de chances de déclarer avoir un état de santé bon ou très bon.

Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus.

Source : enquête Share, 2004/2005.

Tableau 3
Tests d'homogénéité des distributions de l'état de santé perçu des personnes enquêtées conditionnelles à leur profession

Significativité du test unilatéral de Kolmogorov-Smirnov (p-valeur)	Dirigeants et professions intellectuelles	Professions intermédiaires et forces armées	Employés administratif et personnels de services	Agriculteurs	Artisans et conducteurs d'installations	Ouvriers et employés non qualifiés	Personnes au foyer
Dirigeants et professions intellectuelles		0,1053	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001
Professions intermédiaires et forces armées	0,9993		0,0017	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001
Employés administratif et personnels de services	1	1		0,032	< ,0001	< 0,0001	0,0068
Agriculteurs	1	1	1		0,7203	0,4712	0,344
Artisans et conducteurs d'installations	1	1	1	0,9724		0,8221	0,6259
Ouvriers et employés non qualifiés	1	1	1	1	1		0,92
Personnes au foyer	1	1	1	1	0,9787	0,8096	

Lecture : le test unilatéral de Kolmogorov Smirnov se lit en ligne ; la distribution de l'état de santé des personnes occupant ou ayant occupé un emploi de « cadre dirigeant ou une profession intellectuelle ou intermédiaire » domine significativement celle des personnes qui sont ou étaient « agriculteurs », le risque de se tromper en rejetant l'homogénéité des deux distributions étant inférieur à 0,0001 (p-valeur).

Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus.

Source : enquête Share, 2004/2005.

tests de Kolmogorov-Smirnov significatifs obtenus pour les distributions de l'état de santé des descendants conditionnelles à la profession de leur père est supérieur à celui obtenu pour les distributions conditionnelles à leur propre profession.

Cependant les inégalités des chances liées au milieu social d'origine et dans une moindre mesure à la santé des parents ne sont pas négligeables et méritent donc d'être considérées plus en profondeur. Nous venons de dégager des corrélations brutes sans tenir compte des effets d'âge. Nous employons une approche économétrique paramétrique classique pour introduire des variables de contrôle, qui peut être vue comme la première étape d'une étude des canaux de transmission de l'inégalité des chances.

L'état de santé reste marqué par le milieu social d'origine et la longévité relative des parents

Comme l'état de santé perçu de l'enquêté est classé en cinq modalités, nous procédons à des estimations de l'effet des variables de milieu initial au moyen de régressions logistiques polytomiques ordonnées. Nous introduisons progressivement différentes variables de contrôle, pour tester leur impact sur les variables d'intérêt que sont le milieu social d'origine et la longévité relative des parents.

Notre stratégie d'estimation se déroule en trois temps. Dans une première étape, nous estimons l'impact de la profession et de la longévité relative des parents sur la probabilité de déclarer un bon état de santé à l'âge adulte, en contrôlant seulement pour l'âge et le sexe d'*ego* (modèle 1). Afin de s'assurer de la validité de la variable de longévité relative construite pour approcher la santé des parents, nous avons testé parallèlement une version alternative du premier modèle où l'âge au décès des parents se substitue à leur longévité relative (modèle 1bis). En effet, la procédure de construction de la longévité relative des parents rend cette variable corrélée à l'âge du descendant, puisque celui-ci permet d'estimer leur génération de naissance. Il était donc nécessaire de s'assurer que cette corrélation n'entraîne pas de biais d'estimation.

Les spécifications complémentaires visent au moins deux objectifs. D'une part, la spécification du modèle 1 peut être sujette à caution en raison de variables omises qui ont un impact

sur la santé de l'enquêté comme l'éducation et la profession de celui-ci. Elles pourraient créer un biais d'endogénéité de la profession des parents par rapport à la santé perçue à l'âge adulte. D'autre part, il est intéressant d'investiguer par quels canaux de transmission s'exerce cette influence du milieu d'origine sur la santé perçue. Dans le modèle 2, le niveau d'instruction de l'individu est introduit comme régresseur supplémentaire afin de tester si l'influence du milieu d'origine, mise en évidence dans le premier modèle, provient d'un effet direct de ce milieu sur l'état de santé, ou bien d'un effet indirect passant par le niveau d'instruction du descendant. Un troisième modèle a été estimé en introduisant en outre la profession de l'enquêté. Cette étape vise ainsi à mettre en évidence des effets directs du milieu d'origine sur l'état de santé perçu, indépendamment de l'effet de la profession des parents sur la profession et le statut social du descendant.

De manière attendue, la probabilité d'avoir un bon état de santé perçu diminue très fortement avec l'âge mais on ne constate pas de différence significative selon le sexe. Les résultats mettent en évidence que la probabilité d'avoir un bon état de santé perçu augmente bien avec le niveau social d'origine (cf. modèle 1, tableau 4). Ainsi, un individu dont le père était « cadre dirigeant, de profession intellectuelle », de « profession intermédiaire, dans les forces armées », ou encore « employé administratif, personnel des services et vendeurs », a significativement plus de chances d'avoir un bon état de santé perçu qu'un individu ayant un père « ouvrier ou employé non qualifié », après contrôle par l'âge et le sexe. Ce résultat confirme les résultats de l'approche non paramétrique précédente. En ce qui concerne les mères, un individu dont la mère était « employée administrative, personnel des services ou vendeuse » a significativement plus de chances d'avoir un bon état de santé perçu à l'âge adulte qu'un individu ayant une mère au foyer, ces chances étant au contraire significativement réduites dans le cas où celle-ci était « ouvrière ou employée non qualifiée ».

De plus, les seniors dont les parents étaient en meilleure santé, c'est-à-dire encore vivants au moment de l'enquête ou qui ont vécu relativement plus longtemps que leur génération, ont significativement plus de chances de déclarer être en bonne santé que les personnes dont les parents sont décédés prématurément. Par contre, on ne note aucune différence significative entre le fait d'avoir des parents encore vivants plutôt que des parents décédés à un âge relativement

élevé (6). Comme nous contrôlons l'âge du descendant, ce résultat est moins évident que celui obtenu avec les tests de dominance stochastique pour lesquels ce contrôle n'était pas introduit.

n'introduit pas de biais dans notre analyse, puisque les rapports de cote (*odds ratios*) obtenus

L'analyse du modèle 1bis permet ensuite de confirmer que la variable de longévité relative

6. Les résultats des tests d'égalité des coefficients des modalités de la longévité relative des parents incluses dans le modèle ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle (p valeur = 0,13 pour le père et 0,48 pour la mère).

Tableau 4
Rapports de cote (*odds ratios*) associés aux déterminants de la probabilité d'avoir un bon état de santé perçue

Variables explicatives	Effectif	Modèle 1	Modèle1 bis	Modèle 2	Modèle 3
Sexe					
Femme	1 475	1,039	1,036	1,125	1,128
Homme	1 191	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Age					
49 à 54 ans	586	4,661***	4,189***	3,806***	4,15***
55 à 59 ans	515	5,229***	4,754***	4,282***	4,589***
60 à 64 ans	364	3,767***	3,408***	3,321***	3,523***
65 à 69 ans	339	2,869***	2,66***	2,559***	2,689***
70 à 74 ans	325	2,183***	2,057***	2,116***	2,25***
75 à 79 ans	259	1,429**	1,409**	1,413**	1,455**
80 ans et plus	278	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Profession du père					
Cadre dirigeant et profession intellectuelle	406	1,845***	1,843***	1,266	1,175
Profession intermédiaire et forces armées	275	1,784***	1,788***	1,216	1,117
Employé administratif, pers. des services, vendeur	197	1,503**	1,493**	1,173	1,145
Agriculteur	625	1,184	1,177	1,211	1,2
Artisan et ouvrier qualifié	970	1,061	1,072	0,985	0,984
Ouvrier et employé non qualifié	193	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Profession de la mère					
Cadre dirigeante, prof intellectuelle et intermédiaire	271	1,111	1,11	0,94	0,902
Employée administrative, pers. des services, vendeuse	282	1,373**	1,361**	1,284*	1,217
Agricultrice	372	0,948	0,942	1,002	1,021
Artisane et ouvrière qualifiée	223	1,138	1,133	1,086	1,1
Ouvrière et employée non qualifiée	255	0,785*	0,788*	0,794*	0,798*
Mère au foyer	1 263	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Longévité relative du père					
Père ayant eu une longévité relative faible	1 158	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Père ayant eu une longévité relative élevée	1 158	1,217**	1,3***	1,148*	1,154*
Père vivant	350	1,493***	1,571***	1,433***	1,414***
Longévité relative de la mère					
Mère ayant eu une longévité relative faible	935	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Mère ayant eu une longévité relative élevée	937	1,182*	1,164*	1,138	1,12
Mère vivante	794	1,284**	1,298**	1,156	1,136
Niveau d'étude					
Aucun	494			Réf.	Réf.
Primaire	694			1,592***	1,471***
BEPC/CAP/BEP	823			2,010***	1,624***
Baccalauréat	655			4,236***	2,777***
Profession de l'enquêté					
Cadre dirigeant et profession intellectuelle	468				2,341***
Profession intermédiaire et forces armées	552				2,129***
Employé administratif, pers. des services, vendeur	588				1,645***
Agriculteur	167				1,473**
Artisan et ouvrier qualifié	467				1,134
Ouvrier et employé non qualifié	266				Réf.
Personne au foyer	158				1,214
Qualité du modèle					
Test d'égalité des pentes (p -value)		0,219	0,1647	0,1675	0,2499
AIC (AIC constante seule = 6 670,075)		6 367,134	6 362,173	6 247,797	6 217,397
R ² ajusté		0,1322	0,134	0,1762	0,1906
Paires concordantes (en %)		66,0	66,2	68,6	69,6
N		2 666	2 666	2 666	2 666

Lecture : parmi les 2 666 personnes de l'échantillon, 406 avaient un père qui occupait une profession de cadre dirigeant ou une profession intellectuelle. Dans le modèle 1, une personne dont le père occupait une profession de cadre dirigeant ou une profession intellectuelle a environ 1,8 fois plus de chances de déclarer avoir un bon état de santé qu'une personne dont le père était ouvrier ou employé non qualifié, toutes choses égales par ailleurs. Dans le modèle 1bis, l'âge au décès des parents se substitue à leur longévité relative.

Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus.

Source : enquête Share, 2004/2005.

nus restent très proches de ceux obtenus dans le premier modèle.

L'effet du milieu social d'origine sur la santé passe principalement par l'influence du milieu social d'origine sur la situation sociale du descendant

Le niveau d'études a une influence très significative sur l'état de santé, toutes choses égales par ailleurs (cf. modèle 2, tableau 4). Plus le niveau d'études est élevé, plus les chances d'avoir un bon état de santé perçu augmentent. De plus, l'introduction du niveau d'études dans ce modèle modifie l'influence de la profession des parents sur la santé à l'âge adulte. La profession du père n'a plus d'impact significatif sur la santé d'*ego*. Il n'y aurait donc pas d'effet direct de la profession du père sur la santé de l'individu à long terme, mais un effet indirect passant par l'influence de la profession du père sur le niveau d'instruction de l'individu, conformément à l'hypothèse de cheminement.

La profession de la mère aurait, en revanche, un effet direct sur la santé de l'individu à l'âge adulte. En effet, cet impact reste positif et significatif au seuil de 10 % pour les individus dont la mère appartenait à la catégorie des « employées administratives, personnels des services ou vendeuses » et négatif et significatif au même seuil pour une mère « ouvrière et employée non qualifiée ». Cet impact direct de la profession de la mère sur l'état de santé à l'âge adulte confirmerait l'hypothèse de latence. Il peut alors être interprété comme une influence du niveau de vie dans l'enfance sur la santé à l'âge adulte, ou une influence du niveau d'instruction de la mère sur l'éducation à la santé.

L'introduction du niveau d'études d'*ego* dans le modèle 2 réduit la significativité des rapports de cote associés à l'état de santé des parents en particulier pour la mère. Si les individus dont le père est encore vivant ou a connu une durée de vie relativement longue ont significativement plus de chances d'avoir un bon état de santé perçu, les résultats ne font plus apparaître de différences significatives selon la longévité relative de la mère. Ceci suggère que l'éducation peut réduire l'impact de la santé des parents et donc, de la transmission intergénérationnelle des inégalités sociales de santé. On peut supposer par exemple qu'un niveau d'éducation plus élevé limite la reproduction des comportements néfastes à la santé, ou encore, améliore la prise en charge des problèmes de santé transmissibles.

La différence de significativité selon le sexe du parent reflète l'apport informationnel contenu dans le renseignement sur la longévité des parents. Un père encore vivant est quelqu'un qui a surmonté de nombreuses épreuves (au moins la seconde guerre mondiale). Compte tenu de la longévité plus faible des hommes, cet élément est plus informatif sur la robustesse naturelle des parents que le fait de savoir que la mère est encore vivante.

Enfin, d'une manière classique, la profession des individus influence significativement leur état de santé perçu (cf. modèle 3, tableau 4). En effet, les individus de profession « cadre dirigeant, profession intellectuelle », « profession intermédiaire, forces armées », « employé administratif, personnel des services et vendeurs » et « agriculteur » ont plus de chances d'avoir un bon état de santé perçu que les « ouvriers et employés non qualifiés ». Les résultats relatifs à la profession des parents ne sont que peu modifiés par rapport au modèle précédent. La profession du père ne semble avoir aucun impact direct sur la santé de l'individu à l'âge adulte, alors que le fait d'avoir une mère ouvrière ou employée non qualifiée réduit les chances de déclarer avoir un mauvais état de santé perçu. Enfin, ce dernier modèle confirme l'effet sur la santé à l'âge adulte de la longévité relative du père. Les individus dont le père est décédé prématurément ont significativement moins de chances d'avoir un bon état de santé perçu que les autres individus. Les résultats ne suggèrent par contre aucune différence significative entre le fait d'avoir un père encore vivant ou décédé à un âge élevé en dépit de l'écart important des rapports de cote (7).

L'ordre de grandeur de l'impact du milieu social sur la déclaration de l'état de santé n'est pas négligeable, en particulier pour les états de santé élevés. Par exemple, pour un individu de référence ayant deux parents décédés prématurément, un père « ouvrier ou employé non qualifié », n'ayant aucun diplôme, avoir une mère « ouvrière ou employée non qualifiée » plutôt qu'au foyer réduit de 20 % la probabilité de déclarer un très bon état de santé, de 18 % celle de déclarer au moins un bon état de santé, de 10 % celle de déclarer au moins un état de santé moyen, et elle augmente de 3 % celle de déclarer un état de santé très mauvais. Pour ce même

7. Les résultats des tests d'égalité des coefficients des modalités de la longévité relative des parents incluses dans le modèle ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle (p valeur = 0,14 pour le père et 0,90 pour la mère).

individu de référence, avoir un père décédé à un âge élevé plutôt que prématurément augmente de 15 % la probabilité de déclarer avoir un très bon état de santé, de 13 % celle de déclarer au moins un bon état de santé, de 6 % celle de déclarer un état de santé au moins moyen, et de 2 % celle de déclarer un état de santé tout sauf très mauvais.

Ce troisième modèle ne permet néanmoins pas d'écarter la possibilité d'un biais d'endogénéité lié à la profession du descendant. En effet, il peut exister des variables qui influencent à la fois la santé au-delà de 49 ans et la profession de l'individu, comme l'état de santé au moment de l'entrée sur le marché du travail par exemple (non disponible dans l'enquête). L'endogénéité de la profession du descendant a donc été testée en utilisant la méthode de variables instrumentales adaptée à un modèle à variables qualitatives proposée par Lollivier (2001) (cf. encadré 2).

Les résultats ne permettent pas de rejeter l'exogénéité de cette variable à ce stade de l'analyse et valident donc les estimations du modèle le plus complet.

L'influence de la profession du père est observée quel que soit le sexe d'*ego* (cf. annexe). L'influence de la profession de la mère est essentiellement observée chez les femmes. Les résultats indiquent également que la transmission de santé est mise en évidence essentiellement chez les hommes. La littérature n'est pas encore bien établie sur une différence de transmission intergénérationnelle selon le genre. Nous ne savons pas si ces différences sont dues à des mécanismes spécifiques ou s'il s'agit d'un problème de puissance statistique liée aux faibles effectifs en rapport au nombre de modalités des variables. C'est pour cette raison que nous ne commentons pas plus avant ces résultats.

Encadré 2

TEST D'ENDOGENÉITÉ DE LA PROFESSION À L'ÂGE ADULTE

Le troisième modèle proposé ne permet pas d'écarter la possibilité d'un biais d'endogénéité lié à la profession du descendant. En effet, il peut exister des variables qui influencent à la fois la santé au-delà de 49 ans et la profession de l'individu, comme l'état de santé au moment de l'entrée sur le marché du travail par exemple (non disponible dans l'enquête). Nous proposons alors de tester l'endogénéité de la profession du descendant en utilisant la méthode proposée par Lollivier (2001).

Cette méthode reposant sur l'estimation d'un *Probit* bivarié composé d'une première équation expliquant l'état de santé à l'âge adulte de la personne enquêtée et d'une seconde expliquant la probabilité d'occuper une profession supérieure à l'âge adulte, il était nécessaire afin de permettre l'identification du modèle de trouver une variable supplémentaire expliquant la profession de la personne enquêtée sans qu'elle ait d'influence sur la santé perçue. Parmi les variables disponibles, nous avons retenu la taille de l'individu atteinte à l'âge adulte. En effet, les travaux de Herpin (2003) ont montré que la taille des individus s'élevait avec la hiérarchie des professions et par ailleurs, une étude finlandaise a montré l'absence de lien significatif entre taille et état de santé après contrôle par le milieu social d'origine (Silventoinen *et al.*, 1999). Ainsi, dans notre échantillon, cette variable est corrélée positivement à la profession de l'individu et n'est pas liée significativement à la santé perçue. La corrélation entre « avoir une profession supérieure » et « être plus grand que la moyenne » vaut 0,19 chez les hommes (significative à 1 %) et 0,09 chez les femmes (significative à 5 %).

L'estimation de la première équation permet de retrouver les résultats précédemment décrits. Les résultats de la seconde équation permettent de confirmer que la taille en centimètres est significativement corrélée à la probabilité d'avoir une profession supérieure (cf. tableau) ainsi que l'existence d'un déterminisme social. En effet, être issu d'un milieu d'origine favorisé augmente significativement la probabilité d'« avoir une profession supérieure », c'est-à-dire d'occuper un poste de « cadre dirigeant », d'« avoir une profession intellectuelle ou une profession intermédiaire », à âge, sexe, taille et niveau d'instruction donnés.

Le test d'endogénéité proposé par Lollivier (2001) consiste à comparer les valeurs des *log-vraisemblances* des modèles *Probit* estimés simultanément et séparément.

L'estimation séparée des deux équations produit les valeurs de log vraisemblance suivantes :

$$L1 = - 15 167,0705$$

$$L2 = - 1 241,1299$$

Quant au modèle simultané, la valeur de la *log vraisemblance* est $L = - 2 807,4769$

Le test d'endogénéité correspond à la statistique suivante :

$$(- 2L1) + (- 2L2) - (- 2L) = 1,447.$$

Elle suit sous l'hypothèse nulle une loi du *Chi-deux*, dont le seuil de rejet vaut 3,84. Les résultats ne permettent donc pas de rejeter l'hypothèse nulle



Encadré 2 (suite)

(1,447 < 3,84). Ainsi, la corrélation entre les termes d'erreurs des deux équations est statistiquement nulle, et par conséquent il n'y a pas de bénéfice à estimer les deux *Probit* conjointement.

Par conséquent, selon le résultat de ce test, la situation socioprofessionnelle de l'individu apparaît exogène lorsqu'on cherche à expliquer l'état de santé en

fonction de l'origine sociale et de la santé des parents. L'équation d'état de santé telle qu'elle est écrite est donc suffisamment explicative pour qu'aucune variable inobservée ne crée de corrélation entre la variable « profession de l'individu » et le terme d'erreur (cf. tableau). Les résultats à considérer sont donc ceux issus des régressions estimées séparément, par exemple le modèle logistique ordonné dit modèle 3.

Tableau
Coefficients de l'estimation du modèle *Probit* bivarié simultané

Variables explicatives	Déclarer un bon état de santé (dichotomique)	Avoir une profession supérieure (dichotomique)
Sexe Femme Homme	0,185** Réf.	- 0,267*** Réf.
Âge 49 à 54 ans 55 à 59 ans 60 à 64 ans 65 à 69 ans 70 à 74 ans 75 à 79 ans 80 ans plus	0,907*** 0,965*** 0,805*** 0,653*** 0,483*** 0,238** Réf.	- 0,535*** - 0,521** - 0,266** - 0,273** - 0,349** - 0,263** Réf.
Profession du père Cadre dirigeant, profession intellectuelle, intermédiaire et forces armées Employé administratif, personnel des services et vendeur, agriculteur, artisan et ouvrier qualifié, employé et ouvrier non qualifié	- 0,068 Réf.	0,424*** Réf.
Profession de la mère Cadre dirigeante, profession intellectuelle et intermédiaires Employée administrative, personnel des services et vendeuse, agricultrice, artisane et ouvrière qualifiée, employée et ouvrière non qualifiée, mère au foyer	- 0,014 Réf.	0,218** Réf.
Longévité relative du père Père ayant eu une longévité relative faible Père ayant eu une longévité relative élevée Père vivant	Réf. 0,132** 0,271**	Réf. - 0,099 0,187**
Longévité relative de la mère Mère ayant eu une longévité relative faible Mère ayant eu une longévité relative élevée Mère vivante	Réf. 0,088 0,068	Réf. 0,029 0,120
Profession de l'individu Cadre dirigeant, profession intellectuelle, intermédiaire et forces armées Employé administratif, personnel des services et vendeur, agriculteur, artisan et ouvrier qualifié, employé et ouvrier non qualifié, parent au foyer	0,823** Réf.	
Niveau d'étude Aucun Primaire BEPC/CAP/BEP Baccalauréat	Réf. 0,247** 0,249** 0,279	Réf. 0,359*** 0,907*** 2,080***
Taille Taille de l'enquêté en cm		0,018***
Constante	- 1,051***	- 3,891***
Rho	- 0,306	
Qualité du modèle N Log- vraisemblance modèle séparé	2 657 - 1 567,0705	2 657 - 1 241,1299
Log- vraisemblance modèle simultané	- 2 807,4769	
Test d'endogénéité rho = 0	chi2(1) = 1,44687	Prob > chi2 = 0,2290

Lecture : être une femme plutôt qu'un homme augmente significativement les chances de déclarer avoir un bon ou un très bon état de santé et réduit les chances d'occuper ou d'avoir occupé une profession supérieure, toutes choses égales par ailleurs.
Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus.
Source : enquête Share, 2004/2005.

*
* *

Cette analyse met donc en évidence des inégalités des chances en santé chez les seniors selon le milieu social d'origine et la longévité des ascendants directs. À première vue, on ne peut pas écarter le fait que la profession de la mère (dans le cas des ouvrières) ait un effet direct sur l'état de santé du descendant, alors même qu'il est devenu un senior, en cohérence avec le modèle de latence. La profession du père, quant à elle, ne semble avoir un impact qu'indirect passant par la détermination du niveau d'instruction et de la profession du descendant, conformément au modèle de cheminement. Par ailleurs, l'hypothèse de « transmission intergénérationnelle de la santé » n'est pas rejetée par les données puisqu'un effet de la longévité relative du père et en particulier de son statut vital sur la santé à l'âge adulte est observé. L'effet de la longévité relative de la mère disparaît en revanche après contrôle par le niveau d'instruction du descendant. Par conséquent, les trois canaux, mis en évidence par la littérature théorique, par lesquels le milieu d'origine peut influencer l'état de santé des descendants semblent jouer un rôle pour engendrer des inégalités des chances en santé en France. Celles-ci sont cependant d'une amplitude plus faible que les inégalités sociales de santé, corroborant une conclusion valable quel que soit le domaine d'étude des inégalités des chances.

Ces résultats sont obtenus à l'aide de deux approches complémentaires. L'approche non paramétrique permet d'obtenir des résultats en termes de dominance très robustes puisque obtenus à l'aide d'un modèle libre par opposition à un modèle contraint. L'approche paramétrique permet de confirmer et d'affiner ces résultats en raisonnant toutes choses égales par ailleurs.

La santé est ici appréciée à partir d'un indicateur de santé subjectif. Même si celui-ci est considéré comme un bon indicateur synthétique de santé, il est intéressant de mentionner que des analyses complémentaires réalisées par ailleurs, en définissant la santé à l'âge adulte à partir de la déclaration de limitations fonctionnelles, confirment les effets observés sur l'état de santé perçu (Devaux *et al.*, 2008a).

Dans l'enquête *Share*, les professions sont codées selon la classification Isco. À la différence de la classification Insee traditionnelle, cette classification reflète non pas le statut social mais plutôt le niveau des compétences requises par les métiers. L'effet direct de la profession de la mère sur la santé pourrait alors s'interpréter comme une influence du niveau de vie durant l'enfance ou du niveau d'éducation de la mère sur la santé du descendant.

Les données utilisées ne nous permettent pas de distinguer si la « transmission intergénérationnelle de la santé » est due à un patrimoine génétique commun, à une transmission de préférences particulières pour la santé, conduisant à l'adoption de comportements liés à la santé spécifiques, ou encore à une influence de l'épreuve que constitue la perte précoce de ses parents (Menahem, 1992). Cette question revêt pourtant une importance particulière pour l'analyse en termes d'inégalités des chances à la fois parce que les inégalités génétiques ne sont pas forcément mises sur le même plan que les inégalités du milieu d'origine sur un plan éthique (Lefranc *et al.*, 2004) et en raison des différences de politique de correction qui sont dans les deux cas fort différentes. Cet effet de la santé des parents pourrait aussi relever d'autres caractéristiques influençant l'état de santé de l'ensemble des membres d'une famille. On peut notamment penser à l'influence sur la santé d'un environnement géographique risqué (sites pollués, catastrophes nucléaires...) qui aurait exposé les parents et les enfants à un même risque sanitaire ou encore à l'influence d'un milieu géographique socialement défavorisé.

Cette analyse a été complétée par une comparaison européenne de l'influence de l'origine sociale sur l'état de santé des descendants afin de positionner la France par rapport aux autres pays européens en termes d'inégalités des chances en santé (Devaux *et al.*, 2008b). Un module spécifique sur les conditions dans l'enfance inclus dans l'enquête sur la santé et la protection sociale menée par l'Irdes en 2006 permettra ensuite d'approfondir l'analyse de l'influence de la santé des parents grâce aux questions posées sur les comportements à risque et l'état de santé des parents des personnes enquêtées durant leur enfance. □

BIBLIOGRAPHIE

- Ahlburg D. (1998)**, « Intergenerational Transmission of Health », *American Economic Review*, n° 88, pp. 265-270.
- Arneson R. J. (1989)**, « Equality and Equal Opportunity of Welfare », *Philosophical Studies*, n° 56, pp. 77-93.
- Barker D. J. P. (1996)**, « Fetal Origins of Coronary Heart Disease », *Britain Medicine Journal*, n° 311, pp. 171-174.
- Barnay T., Jusot F., Rochereau T. et Sermet C. (2005)**, « Les mesures de la santé et de l'activité sont-elles comparables dans les enquêtes européennes ? », *Questions d'économie de la Santé*, Irdes.
- Blanchet D., Debrand T., Dourgnon P. et Laferrère A. (2007)**, « Santé, vieillissement et retraite en Europe », *Économie et statistique*, n° 403-404, pp. 3-18.
- Boarini R., Demuijnck G., Le Clainche C. et Wittwer J., (2006)**, *Déterminants des inégalités sociales et économiques et interventions publiques : une analyse des intuitions morales des individus*, Rapport, Université Catholique de Lille.
- Bolin K., Jacobson L. et Lindgren B. (2002)**, « The Family as the Health Producer When Spouses Act Strategically », *Journal of Health Economics*, n° 21, pp. 475-495.
- Bolin K., Jacobson L. et Lindgren B. (2001)**, « The Family as the Health Producer When Spouses are Nash-Bargainers », *Journal of Health Economics*, n° 20, pp. 349-362.
- Case A., Fertig A. et Paxson C. (2005)**, « The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance », *Journal of Health Economics*, n° 24, pp. 365-389.
- Case A., Lubotsky D. et Paxson C. (2002)**, « Economic Status and Health in Childhood: the Origins of the Gradient », *American Economic Review*, n° 92, pp. 1308-1334.
- Clark A.E. et Vicard A. (2007)**, « Conditions de collecte et santé auto-déclarée : analyse sur données européennes », *Économie et statistique*, n° 403-404, pp. 143-163.
- Cournil A. et Kirkwood T.B.L. (2001)**, « If You Would Live Long, Choose your Parents Well », *TRENDS in Genetics*, n° 17, pp. 233-235.
- Daguet F. (2002)**, « Un siècle de fécondité française, caractéristiques et évolution de la fécondité de 1901 à 1999 », *Insee Résultats*, n° 8.
- Devaux M., Jusot F., Trannoy A. et Tubeuf S. (2008a)**, « La santé des seniors selon leur origine sociale et la longévité de leurs parents », IDEP, *Documents de travail*, n° 0809.
- Devaux M., Jusot F., Trannoy A. et Tubeuf S. (2008b)**, « Inégalités des chances en santé en Europe : Quelle influence de l'origine sociale et familiale ? », Communication à la Journée des utilisateurs de *Share*.
- DeSalvo K., Fan V.S., McDonnell M.B. et Fihn S.D., (2005)**, « Predicting Mortality and Healthcare Utilization with a Single Question », *Health Services Research*, n° 40, pp. 1234-1246.
- Dworkin A. (1981)**, What is Equality? Part I: Equality of Welfare », *Philosophy and Public Affairs*, vol. 10, pp. 185-246.
- Elias P. (1997)**, *La classification des professions (CITP-88) : Concepts, méthodes, fiabilité, validité et comparabilité internationale*, Documents hors série de l'OCDE sur la politique du marché du travail et politique sociale, Éditions OCDE.
- Elstad J.I. (2005)**, « Childhood Adversities and Health Variations among Middle-Aged Men: A Retrospective Lifecourse Study », *European Journal of Public Health*, vol. 15, pp. 51-58.
- Goldberg M., Melchior M., Leclerc A. et Lert F. (2002)**, « Les déterminants sociaux de la santé : apports récents de l'épidémiologie sociale et des sciences sociales de la santé », *Sciences Sociales et Santé*, n° 20, pp. 75-128.
- Grossman M. (1972)**, *The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation*, Columbia University Press edition, New York.
- Grossman M. (1999)**, « The Human Capital Model of the Demand for Health », *Nber Working Paper*, n° 7078.

- Herpin N. (2003)**, « La taille des hommes : son incidence sur la vie en couple et la carrière professionnelle », *Économie et statistique*, n° 361, pp. 71-90.
- Hertzman C., Power C., Matthews S. et Manor O. (2001)**, « Using an Interactive Framework of Society and Lifecourse to Explain Self-Rated Health in Early Adulthood », *Social Science and Medicine*, vol. 53, pp. 1575-1585.
- 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, pp. 882-886.
- Idler E.L. et Benyamini Y. (1997)**, « Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies », *Journal of Health and Social Behaviour*, vol. 38, pp. 21-37.
- Jacobson L. (2000)**, « The family as a Producer of Health - An Extended Grossman Model », *Journal of Health Economics*, vol. 19, pp. 611-637.
- 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. (2006)**, « Equality of Opportunity: Definitions and Testable Conditions, with an Application to Income in France », *Ecineq Working Paper*, n° 53.
- Llena-Nozal A. (2007)**, *On the Dynamics of Health, Work and Socioeconomic Status*, Thèse de doctorat d'économie, Vrije Universiteit, Amsterdam.
- Lollivier S. (2001)**, « Endogénéité d'une variable explicative dichotomique dans le cadre d'un modèle probit bivarié », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 62, pp. 251-269.
- Mackenbach J.P., Kunst A.E., Cavelaars J.M., Groenhouf F., Geurts J.M. et the EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health (1997)**, « Socioeconomic Inequalities in Morbidity and Mortality in Western Europe », *The Lancet*, n° 349, pp. 1655-1659.
- Marmot M. et Wilkinson R. (1999)**, *Social Determinants of Health*, Oxford University Press edition, Oxford.
- Mazuy M. (2002)**, « Situations familiales et fécondité selon le milieu social. Résultats à partir de l'enquête EHF de 1999 », *Documents de travail de l'Ined*.
- 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*, n° 60, 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, pp. 2813-2824.
- Menahem G. (1992)**, « Troubles de santé à l'âge adulte et difficultés familiales durant l'enfance », *Population*, n° 4.
- Mesrine A. (1999)**, « Les différences de mortalité par milieu social restent fortes », *Données Sociales*.
- Power C. et Hertzman C. (1997)**, « Social and Biological Pathways Linking Early Life and Adult Disease », *British Medical Bulletin*, n° 53, pp. 210-221.
- Power C., Matthews S., et Manor O. (1998)**, « Inequalities in Self-Rated Health: Explanations from Different Stages of Life », *The Lancet*, n° 351, pp. 1009-1014.
- Roemer J. (1998)**, *Equality of Opportunity*, Harvard University Press edition, Cambridge.
- Silventoinen K., Lahelma E. et Rahkonen O. (1999)**, « Social Background, Adult Body-Height and Health », *International Journal of Epidemiology*, n° 28, pp. 911-918.
- Smith J.P. (1999)**, « Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation between Health and Economic Status », *Journal of Economic Perspectives*, n° 13, pp. 145-166.
- Toulemon L. (2003)**, *La fécondité en France depuis 25 ans*, Rapport pour le Haut Conseil de la Population et de la Famille.
- van Doorslaer E. et Koolman X. (2004)**, « Explaining the Differences in Income-Related Health Inequalities across European Countries », *Health Economics*, n° 13, pp. 609-628.

Wadsworth M.E.J. (1999), « Early Life Hypothesis », in M Marmot M. et Wilkinson R. (éds), *Social determinants of health*, Oxford University Press, Oxford.

Wagstaff A. et van Doorslaer E. (2000), « Income Inequality and Health: What Does the Literature Tell Us ? », *Annual Review of Public Health*, vol. 21, pp. 543-567.

**RAPPORTS DE COTE ASSOCIÉS AUX DÉTERMINANTS DE LA PROBABILITÉ D'AVOIR
UN BON ÉTAT DE SANTÉ PERÇU SELON LE SEXE**

Variables explicatives	Hommes			Femmes		
	Effectif	Modèle 1	Modèle 3	Effectif	Modèle 1	Modèle 3
Âge						
49 à 54 ans	275	5,140***	5,609***	311	4,780***	3,761***
55 à 59 ans	241	5,869***	6,249***	274	5,367***	4,254***
60 à 64 ans	169	4,334***	4,570***	195	3,647***	3,186***
65 à 69 ans	160	2,881***	3,127***	179	3,149***	2,656***
70 à 74 ans	141	2,763***	3,304***	184	1,982***	1,939***
75 à 79 ans	113	1,436	1,551*	146	1,504**	1,481*
80 ans et plus	92	Réf.	Réf.	186	Réf.	Réf.
Profession du père						
Cadres dirigeants et professions intellectuelles	192	1,743**	1,120	214	1,930***	1,166
Professions intermédiaires et forces armées	116	1,906**	1,224	159	1,767**	1,056
Employés administratifs, personnels des services et vendeurs	78	1,902**	1,585	119	1,311	0,893
Agriculteur	284	1,149	1,289	341	1,225	1,151
Artisans et ouvriers qualifiés	431	1,017	1,041	539	1,084	
Ouvriers et employés non qualifiés	90	Réf.	Réf.	103	Réf.	0,930
						Réf.
Profession de la mère						
Cadres dirigeants, professions intellectuelles et intermédiaires	120	1,141	0,971	151	1,100	0,864
Employées administratifs, personnels des services et vendeuses	125	1,061	0,985	157	1,684***	1,443**
Agricultrices	176	0,944	1,036	196	0,942	0,989
Artisanes et ouvrières qualifiées	78	0,981	0,987	145		1,146
Ouvrières et employées non qualifiées	114	0,830	0,914	141	1,255	
Mère au foyer	578	Réf.	Réf.	685	0,739*	0,695**
					Réf.	Réf.
Santé du père						
Père ayant eu une longévité relative faible	539	Réf.	Réf.	619	Réf.	Réf.
Père ayant eu une longévité relative élevée	489	1,227	1,201	669	1,231*	1,155
Père vivant	163	1,832***	1,632**	187	1,214	1,202
Santé de la mère						
Mère ayant eu une longévité relative faible	411	Réf.	Réf.	524	Réf.	Réf.
Mère ayant eu une longévité relative élevée	415	1,345**	1,316*	522	1,088	1,019
Mère vivante	365	1,559***	1,428**	429	1,095	0,940
Niveau d'étude						
Aucun	189		Réf.	305		Réf.
Primaire	280		1,184	414		1,641***
BEPC/CAP/BEP	388		1,210	435		2,079***
Baccalauréat	334		2,010***	321		3,819***
Profession de l'enquêté						
Cadres dirigeants et professions intellectuelles	270		3,053***	198		1,678**
Professions intermédiaires et forces armées	293		2,426***	259		1,764***
Employés administratifs, personnels des services et vendeurs	122		1,403	466		1,615***
Agriculteurs	83		1,573	84		1,369
Artisans et ouvriers qualifiés	342		1,110	125		1,248
Ouvriers et employés non qualifiés	76		Réf.	190		Réf.
Personnes au foyer	5		0,613	153		1,139

Lecture : parmi les 1 191 hommes interrogés, 192 avaient un père qui occupait une profession de cadre dirigeant ou une profession intellectuelle. Dans le modèle 1, un homme dont le père occupait une profession de cadre dirigeant ou une profession intellectuelle a environ 1,7 fois plus de chances de déclarer avoir un bon état de santé qu'un homme dont le père était ouvrier ou employé non qualifié, toutes choses égales par ailleurs.

Champ : personnes enquêtées en France métropolitaine et âgées de 49 ans et plus.

Source : enquête Share, 2004/2005.