

questions

d'économie de la santé

analyse

Repères

Cette recherche, menée en collaboration avec l'Institut d'Économie Publique, est réalisée dans le cadre du programme Drees-Mire, Inserm, DGS, InVS, INCa, RSI sur les inégalités sociales de santé (2005).

Réalisée à partir des données de l'enquête SHARE (Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe) menée en 2004-05, cette analyse propose pour la première fois en France de mettre en relation l'état de santé de la personne, ses conditions de vie durant l'enfance et l'état de santé de ses parents.

Elle sera complétée par l'analyse du module spécifique sur les conditions de vie dans l'enfance inclus dans l'enquête Santé et Protection Sociale 2006 de l'IRDES.

Inégalités des chances en santé : influence de la profession et de l'état de santé des parents

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

Parmi les causes des inégalités des chances en santé, on peut s'interroger sur la place du déterminisme social et familial. La santé à l'âge adulte serait en effet marquée par le milieu social d'origine. La littérature scientifique internationale avance deux hypothèses : l'effet direct des conditions de vie dans l'enfance sur la santé à l'âge adulte ; leur effet indirect passant par l'influence de l'environnement familial sur le futur statut socio-économique. Une troisième hypothèse est proposée dans notre étude : la transmission de l'état de santé entre les générations, fondée sur un patrimoine génétique commun, une reproduction des comportements à risque, de recours aux soins et de prévention.

Ces trois hypothèses sont testées pour la première fois sur des données françaises issues de l'enquête européenne SHARE menée en 2004-05. Les résultats suggèrent que si l'état de santé à l'âge adulte est directement influencé par la profession de la mère, la profession du père a une influence indirecte passant par la détermination du statut socio-économique de l'enfant. Sans annuler l'influence du milieu social, l'état de santé des deux parents a, quant à lui, un effet direct sur la santé de l'enfant à l'âge adulte. Enfin, le rôle de l'éducation n'est pas à négliger puisque le niveau d'études permet d'atténuer nettement les inégalités sociales de santé à l'âge adulte.

* École des hautes études en sciences sociales (EHESS) et Institut d'économie publique (IDEP)

** IRDES et Institut d'économie publique (IDEP)

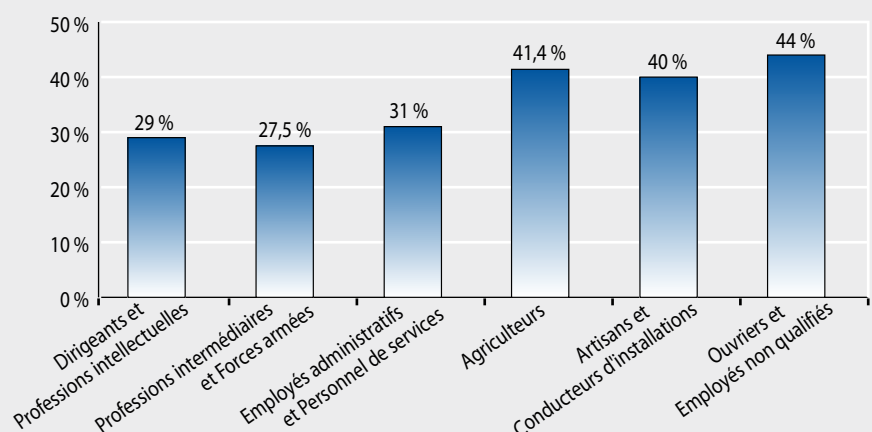
INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION
EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ

Adresse :
10, rue Vauvenargues 75018 Paris
Téléphone : 01 53 93 43 02/17
Télécopie : 01 53 93 43 50
E-mail : document@irdes.fr
Web : www.irdes.fr

Directrice de la publication :
Chantal Cases
Rédactrice en chef technique :
Nathalie Meunier
Relectrice :
Anna Marek
Correctrice :
Martine Broido
Maquettiste :
Nicole Guervin

ISSN : 1283-4769
Diffusion par abonnement : 60 euros par an
Prix du numéro : 6 euros
En ligne sur www.irdes.fr
10 à 15 numéros par an

Part des individus se déclarant en mauvaise santé selon la profession du père



Guide de lecture : 29% des individus dont le père est dirigeant ou de profession intellectuelle déclarent avoir un mauvais état de santé, alors que cette proportion atteint 44% chez les descendants d'ouvriers et employés non qualifiés.

Source : Enquête SHARE 2004-05

En 2006, l'égalité des chances a été déclarée grande cause nationale par le gouvernement. Celle-ci est entendue comme « la possibilité donnée à chaque citoyen – quels que soient ses origines, son sexe, ses croyances ou son mode de vie – de faire valoir ce qu'il est, ce qu'il sait faire, ses mérites afin qu'il soit en mesure de progresser dans la société »¹. Cet objectif énoncé renvoie ainsi à l'idée que si certaines inégalités résultant des décisions prises par les individus eux-mêmes, ne sont pas nécessairement injustes, celles liées à des circonstances indépendantes de la responsabilité individuelle, comme le sexe, l'origine ethnique ou encore l'origine sociale, sont injustes et justifient donc des interventions visant à les réduire.

Si de nombreuses recherches évaluent l'ampleur des inégalités des chances existant dans l'éducation, l'emploi, le logement ou encore dans la distribution des revenus (Lefranc *et al.*, 2004), les inégalités des chances existant dans le domaine de la santé restent peu explorées². Cette

étude cherche à évaluer les inégalités des chances en santé liées au déterminisme social et familial en France. Elle propose une analyse simultanée de l'influence du milieu social d'origine et de l'état de santé des parents sur la santé des descendants à l'âge adulte, à partir de l'enquête SHARE (*cf.* encadré ci-dessous).

Latence, cheminement et transmission : présentation des trois hypothèses testées

De nombreuses recherches britanniques sur de longues cohortes épidémiologiques ont mis en évidence que les conditions de vie dans l'enfance, notamment l'origine sociale, influencent l'état de santé à l'âge adulte (Marmot et Wilkinson, 1999; Goldberg *et al.*, 2002; Blane, 1999).

Deux hypothèses ont principalement été testées pour expliquer ce phénomène :

- selon l'hypothèse de latence, les conditions de vie dans l'enfance (logement, alimentation...) auraient un effet di-

rect sur la santé à l'âge adulte (Barker, 1996). Il existerait ainsi une programmation précoce dans 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 ;

- par ailleurs, selon l'hypothèse de cheminement, les conditions de vie dans l'enfance auraient une influence indirecte sur l'état de santé passant par l'influence sur le statut socio-économique du descendant (Case *et al.*, 2005)³. En

1 Cette citation est issue du site Internet du ministère délégué à la promotion de l'égalité des chances, http://www.egalitedes-chances.gouv.fr/rubrique.php?id_rubrique=3

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 matière de santé existant en France.

3 Au-delà des conditions matérielles de vie, plusieurs travaux suggèrent que les événements stressants, (violences, ruptures familiales, isolement...) connus pendant l'enfance ont également des effets à long terme sur la santé (Menahem, 2004, Cambois et Jusot, 2006). Cette hypothèse, non testée ici, peut éventuellement rendre compte du lien entre milieu social d'origine et santé à l'âge adulte si ces événements sont plus fréquents dans les milieux défavorisés.

Sources des données : l'enquête SHARE qui fournit des données sur le milieu social et l'état de santé

L'étude est menée à partir des données de l'enquête européenne SHARE 2004-05. L'échantillon utilisé est composé de 2 695 individus âgés de 49 ans et plus, vivant en France, et pour lesquels nous disposons de données sur le milieu social d'origine, la situation sociale actuelle et l'état de santé des parents.

Milieu social d'origine et situation sociale actuelle

L'enquête SHARE dispose de la profession actuelle ou de la dernière profession occupée par l'enquêté et ses parents. Ces professions sont codées à l'aide de la classification européenne ISCO (International Standard Classification of Occupations), qui s'appuie sur les niveaux de compétences au sein des mé-

tiers et permet de distinguer différents groupes.

La profession des pères est répartie en 6 groupes :

- (i) les dirigeants et professions intellectuelles (15,5%);
- (ii) les professions intermédiaires et forces armées (10,4%);
- (iii) les employés administratifs et personnels de services (7,4%);
- (iv) les agriculteurs (23,3%);
- (v) les artisans et conducteurs d'installations (36,2%);
- (vi) les ouvriers et employés non qualifiés (7,2%).

Pour les mères, huit groupes ont été constitués :

- (i) les dirigeantes (5,4%);
- (ii) les professions intellectuelles et intermédiaires (4,9%);
- (iii) les employées administratives (5,2%);
- (iv) les personnels de services (5,5%);
- (v) les agricultrices (13,8%);

- (vi) les artisanes et les conductrices d'installations (8,3%);
- (vii) les ouvrières et les employées non qualifiées (9,5%);
- (viii) les mères au foyer (47,4%).

Pour la profession de l'enquêté, nous avons formé dix groupes :

- (i) les dirigeants (6,2%);
- (ii) les professions intellectuelles (11,6%);
- (iii) les professions intermédiaires et forces armées (20,8%);
- (iv) les employés administratifs (10,9%);
- (v) les personnels de services (11,2%);
- (vi) les agriculteurs (6,2%);
- (vii) les artisans (10,9%);
- (viii) les conducteurs d'installations (6,4%);
- (ix) les ouvriers et les employés non qualifiés (9,9%);
- (x) les parents au foyer (5,9%).

Par ailleurs, nous utilisons le niveau d'éducation de l'enquêté, mesuré par le plus haut diplô-

me obtenu. Cinq niveaux sont considérés :

- (i) certificat d'études primaires;
- (ii) BEPC, BEP, CAP;
- (iii) baccalauréat;
- (iv) aucun diplôme;
- (v) autre diplôme.

Une mesure subjective de la santé des enquêtés

Nous retenons comme mesure de la santé des enquêtés, l'indicateur d'état de santé perçu construit à partir de la question préconisée par l'OMS en Europe, « Diriez-vous que votre santé est... » : « très bonne », « bonne », « moyenne », « mauvaise », « très mauvaise ».

Dans l'analyse, nous considérons cet indicateur comme une variable dichotomique opposant les personnes déclarant avoir un très bon ou un bon état de santé aux personnes ayant répondu les autres modalités.

effet, indépendamment du milieu social d'origine, le statut socio-économique a un impact significatif sur l'état de santé.

Cependant, cette corrélation entre milieu social d'origine et état de santé à l'âge adulte peut être expliquée par un autre phénomène, non exploré 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), on peut conclure artificiellement à une influence du milieu social d'origine sur la santé du descendant. Ainsi, l'état de santé des parents peut alors jouer le rôle de facteur de confusion⁴ du milieu social dans l'explication des inégalités de santé.

Pour tenir compte de cet éventuel facteur de confusion, nous proposons donc de tester une troisième hypothèse que nous appellerons « hypothèse de transmission de la santé ». Celle-ci s'inscrit dans le cadre des modèles de capital santé (Grossman, 1972) dans lesquels la santé est vue com-

me un capital qui évolue avec l'âge et selon les comportements adoptés tout au long du cycle de vie, mais qui reste marquée par le niveau initial de ce capital. Ce niveau initial est en partie lié à l'état de santé des parents, par l'intermédiaire d'un patrimoine génétique commun⁵. De plus, les comportements adoptés par l'individu au cours de sa vie peuvent être influencés par ses parents, au travers d'une transmission des comportements liés à la santé.

Une expérimentation sur données françaises en quatre modèles successifs

En France, l'impact du milieu social d'origine sur la santé à l'âge adulte n'a pu être, jusqu'à présent, mis en évidence que dans la population masculine des salariés d'EDF-GDF, grâce à une exploitation de la cohorte épidémiologique GAZEL (Hyde *et al.*, 2006). Dans cette étude, le milieu social d'origine est appréhendé par la catégorie sociale du père. En revanche, cet impact n'a jamais été étudié en population générale, en raison notam-

ment de l'absence d'information sur la profession des parents dans la plupart des enquêtes disposant d'indicateurs de santé généraux. En outre, l'influence de l'état de santé des parents sur l'état de santé à l'âge adulte n'a jamais été analysée.

En proposant une double analyse de l'effet de la profession et de celui de la santé des parents sur la santé de leurs descendants à l'âge adulte, cette recherche vise à compléter la littérature existante dans plusieurs directions. Elle propose tout d'abord de tester, pour la première fois en France, à partir des données de l'enquête SHARE, la pertinence des hypothèses de latence et de cheminement. Elle élargit ensuite la définition du milieu social d'origine en utilisant non seulement la

4 Si un facteur a est corrélé à chacun des facteurs b et c, on peut conclure à une association entre b et c qui n'existe pourtant pas. Le facteur a est alors appelé facteur de confusion.

5 Dans le modèle de Grossman (Grossman, 1972), 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.

Construction d'un indicateur de la santé des parents fondé sur leur longévité relative

L'enquête SHARE ne contient pas d'informations sur l'état de santé des parents pour l'ensemble des enquêtés mais renseigne l'âge au décès pour les parents décédés et l'âge des parents vivants au moment de l'enquête.

À partir de ces informations, nous avons construit un indicateur de l'état de santé des parents fondé sur leur longévité relative par rapport à leur longévité espérée à la naissance. Nous supposons ainsi que les personnes qui ont vécu plus longtemps que leur génération ont eu un meilleur état de santé au cours de leur vie.

Cet indicateur correspond à l'écart entre l'âge au décès, effectif (pour les parents décédés) ou attendu (pour les parents vivants), et l'espérance de vie à la naissance de leur génération. Pour construire cet indicateur, il faut connaître pour chacun des parents d'une part leur année de naissance afin de déterminer leur

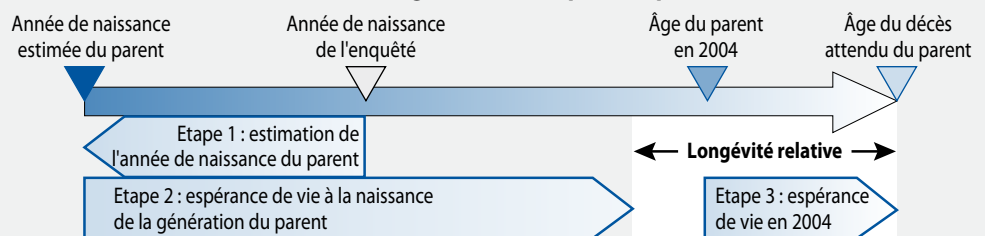
espérance de vie à la naissance, et d'autre part, leur âge réel ou attendu au décès. Ces informations n'étant pas toutes disponibles, nous avons procédé à des estimations en trois étapes :

- Étape 1 : comme nous ne disposons pas de l'année de naissance des parents décédés, celle-ci a été estimée en soustrayant à l'année de naissance de l'enquêté, l'âge moyen à la maternité ou à la paternité pris à l'année de sa naissance. Cette estimation a été affinée en fonction du rang de nais-

sance : nous avons considéré pour les personnes déclarant être aînées de leur fratrie, non pas l'âge moyen à la maternité, mais l'âge au premier accouchement. L'âge moyen à la maternité ou à la paternité ainsi que l'âge au premier accouchement sont des données fournies par l'Insee chaque année (Daguet, 2002). La même méthode a été appliquée pour les parents encore vivants pour ne pas induire de biais et travailler sur des populations construites de la même façon.

- Étape 2 : une fois l'année de naissance des parents estimée nous avons pu déterminer l'espérance de vie qu'ils avaient à leur naissance à partir des tables de mortalité de leur génération (Vallin et Meslé, 2001).
- Étape 3 : l'âge du décès attendu a enfin dû être estimé pour les parents encore vivants au moment de l'enquête. Nous l'avons calculé en additionnant à leur âge actuel, leur espérance de vie à cet âge, disponible dans les tables de mortalité des années 2004 et 2005 (Vallin et Meslé, 2001).

Méthode de calcul de la longévité relative pour un parent encore vivant



profession du père mais aussi celle de la mère. Elle introduit également l'hypothèse de transmission de la santé, qui à notre connaissance n'a jamais été proposée pour expliquer en partie l'influence du milieu social d'origine sur la santé à l'âge adulte.

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 (Blanchet et Dourgnon, 2004). Elle propose de mettre en relation l'état de santé perçu de la personne avec son milieu social d'origine, apprécié par la dernière profession de ses parents, et avec l'état de la santé de ses parents apprécié à l'aide d'un indicateur de longévité relative (cf. encadré p. 3).

Notre approche est fondée sur des estimations par régressions logistiques et consiste à modéliser les déterminants de la probabilité de déclarer un bon état de santé perçu, en contrôlant par l'âge et le sexe. Les déterminants sont entrés pas à pas dans quatre modèles successifs (cf. encadré ci-contre) :

- dans le premier modèle, nous testons l'influence du milieu social d'origine sur l'état de santé de l'individu à l'âge adulte, en analysant l'effet des professions du père et de la mère sur la santé perçue en contrôlant par l'âge et le sexe ;

- dans le deuxième modèle, nous ajoutons la catégorie sociale du descendant afin de déterminer si le milieu social d'origine influence directement l'état de santé à l'âge adulte (hypothèse de latence) ou indirectement par la détermination de la profession du descendant (hypothèse de cheminement) ;

- l'état de santé des parents est introduit dans le troisième modèle afin de tester l'hypothèse de transmission de la santé et donc de vérifier que l'effet du milieu social ne reflète pas un effet de la santé des parents sur la santé du descendant ;

- dans le quatrième modèle, nous introduisons enfin le niveau d'éducation du

Méthode : présentation des quatre modèles

Les quatre modèles successifs estiment la probabilité de déclarer un bon état de santé Y. F est la fonction de répartition de loi logistique. Notons CS la condition socioprofessionnelle mesurée par la classification ISCO. Les déterminants X introduits dans les modèles sont, d'un côté, les caractéristiques sociales des parents notées $CS_{\text{père}}$ et $CS_{\text{mère}}$ et leur état de santé noté $ES_{\text{père}}$ et $ES_{\text{mère}}$, de l'autre, les caractéristiques sociales du descendant, sa classe sociale notée $CS_{\text{descendant}}$ et son niveau d'éducation noté $Éduc_{\text{descendant}}$.

Modèle 1 :

$$P(Y = 1/X) = F(\beta_1 \times \text{sexe} + \beta_2 \times \text{âge} + \beta_3 \times CS_{\text{père}} + \beta_4 \times CS_{\text{mère}})$$

Modèle 2 :

$$P(Y = 1/X) = F(\beta_1 \times \text{sexe} + \beta_2 \times \text{âge} + \beta_3 \times CS_{\text{père}} + \beta_4 \times CS_{\text{mère}} + \beta_5 \times CS_{\text{descendant}})$$

Modèle 3 :

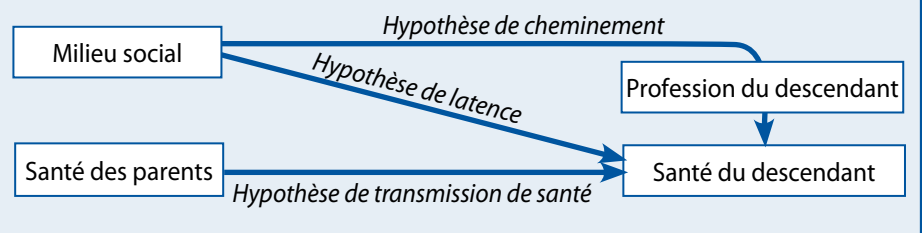
$$P(Y = 1/X) = F(\beta_1 \times \text{sexe} + \beta_2 \times \text{âge} + \beta_3 \times CS_{\text{père}} + \beta_4 \times CS_{\text{mère}} + \beta_5 \times CS_{\text{descendant}} + \beta_6 \times ES_{\text{père}} + \beta_7 \times ES_{\text{mère}})$$

Modèle 4 :

$$P(Y = 1/X) = F(\beta_1 \times \text{sexe} + \beta_2 \times \text{âge} + \beta_3 \times CS_{\text{père}} + \beta_4 \times CS_{\text{mère}} + \beta_5 \times CS_{\text{descendant}} + \beta_6 \times ES_{\text{père}} + \beta_7 \times ES_{\text{mère}} + \beta_8 \times \text{Éduc}_{\text{descendant}})$$

Dans l'ensemble de ces analyses, on ne constate jamais de différences d'état de santé selon le sexe de l'individu, après contrôle par l'âge. En revanche, l'âge a un impact très significatif sur l'état de santé perçu, la probabilité d'avoir un bon état de santé perçu diminuant avec l'âge.

Représentation schématique des trois hypothèses testées :



descendant, afin de tester l'hypothèse selon laquelle l'instruction serait à même de réduire l'influence du milieu d'origine sur l'état de santé.

L'ensemble des résultats est présenté dans le tableau p. 5.

En première analyse, la profession des deux parents joue sur l'état de santé de leurs enfants à l'âge adulte

D'après le premier modèle, la probabilité d'avoir un bon état de santé perçu augmente avec le niveau social d'origine. Ainsi, un individu dont le père était « dirigeant, de profession intellectuelle », « de profession intermédiaire, dans les forces armées » ou encore « employé administratif, personnel de services », 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 la simple analyse descriptive (cf. graphique p. 1) : la proportion d'individus se jugeant en mauvaise santé à l'âge adulte est plus importante parmi les personnes dont le père appartenait à un milieu défavorisé. En ce qui concerne les mères, un individu dont la mère appartient aux catégories « profession intellectuelle ou intermédiaire », « employée administrative » ou « personnel de services » a plus de chances d'avoir un bon état de santé perçu à l'âge adulte qu'un individu ayant une mère au foyer.

L'effet direct de la profession du père disparaît au profit d'un effet indirect

Dans le second modèle, nous constatons tout d'abord que la profession exercée a une influence très significative sur son état de santé, toutes choses égales par

ailleurs. Les individus appartenant aux catégories « dirigeant, profession intellectuelle », « profession intermédiaire ou forces armées », « employé administratif » et « personnel de services » ont plus de chances d'avoir un bon état de santé perçu que « les ouvriers et employés non qualifiés ».

L'introduction de la profession de l'enquête dans l'analyse modifie l'influence de la profession des parents sur la santé à l'âge adulte (cf. modèle 3). Ainsi, la profession du père n'explique plus la santé de l'individu à l'âge adulte. Il n'y a donc pas d'effet direct de la profession du père sur la santé de l'individu à l'âge adulte, mais un effet indirect passant par l'influence de la profession du père sur la profession de l'individu, ce qui valide l'hypothèse de cheminement.

L'effet direct de la profession de la mère est confirmé mais amoindri

La profession de la mère a, en revanche, un effet direct sur la santé de l'individu à l'âge adulte. En effet, bien qu'amoindri, cet impact reste significatif notamment pour les individus dont la mère appartenait à la catégorie des « personnels de services » qui ont plus de chances d'avoir un bon état de santé perçu que ceux dont la mère était au foyer. Ainsi, l'impact direct de la profession de la mère sur l'état de santé à l'âge adulte confirmerait l'hypothèse de latence. Les données disponibles ne permettent pas de l'interpréter plus précisément. On peut toutefois supposer que cet effet reflète à la fois une influence directe du niveau de vie dans l'enfance et du niveau d'éducation de la mère sur la santé à l'âge adulte.

L'état de santé des parents joue sur la santé de leurs enfants à l'âge adulte mais ne remet pas en cause l'effet du milieu social

L'introduction de l'état de santé des parents dans un troisième modèle permet de confirmer notre hypothèse de « transmission intergénérationnelle de la santé ». D'une manière générale, les in-

Odds ratios associés à la probabilité de déclarer un bon état de santé

Variables explicatives	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Sexe				
Homme	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Femme	1,079	1,111	1,105	1,143
Âge				
49-54 ans	6,284***	6,494***	7,811***	6,892***
55-59 ans	6,435***	6,520***	7,417***	6,682***
60-64 ans	4,742***	4,959***	5,691***	5,386***
65-69 ans	3,579***	3,774***	4,273***	4,017***
70-74 ans	2,391***	2,627***	2,905***	2,853***
75-79 ans	1,770**	1,918**	1,908**	1,894**
80-84 ans	1,389	1,451	1,406	1,389
>=85 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Profession du père				
Dirigeant/Profession intellectuelle	1,734***	1,269	1,233	1,084
Profession intermédiaire/Forces armées	1,858***	1,334	1,332	1,165
Employé administratif/Personnel de services	1,665**	1,374	1,353	1,223
Agriculteur	1,301	1,335	1,399	1,312
Artisan/Conducteur d'installations	1,163	1,113	1,126	1,082
Ouvrier et Employé non qualifiés	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Profession de la mère				
Dirigeante	1,068	0,98	0,983	0,944
Profession intellectuelle/intermédiaire	1,907***	1,536*	1,555*	1,448
Employée administrative	1,597**	1,225	1,221	1,182
Personnel de services	1,805***	1,779***	1,856***	1,819***
Agricultrice	1,06	1,147	1,114	1,117
Artisane/Conductrice d'installations	1,16	1,158	1,176	1,13
Ouvrière et Employée non qualifiées	0,762*	0,770*	0,8	0,796
Mère au foyer	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Santé du père				
Longévité relative du père			1,010***	1,009***
Santé de la mère				
Longévité relative de la mère			1,008**	1,006**
Profession de l'enquête				
Dirigeant		2,375***	2,299***	1,765**
Profession intellectuelle		3,752***	3,518***	2,376***
Profession intermédiaire/Forces armées		3,090***	2,994***	2,327***
Employé administratif		1,983***	1,886***	1,593**
Personnel de services		1,757***	1,759***	1,596**
Agriculteur		1,409	1,393	1,319
Artisan		1,083	1,05	1,012
Conducteur d'installations		1,167	1,184	1,153
Personne au foyer		1,395	0,365	1,34
Ouvrier et Employé non qualifiés		Réf.	Réf.	Réf.
Niveau d'études				
Aucun diplôme				Réf.
Primaire				1,531***
BEPC/CAP/BEP				1,666***
Baccalauréat				2,490***
Autre diplôme				1,023
Qualité du modèle				
R ² ajusté	0,1295	0,172	0,1803	0,1938
Taux de paires concordantes	67,80%	71,30%	72,00%	72,70%

*** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 %

Source : Enquête SHARE 2004-05

Guide de lecture : Dans le modèle 4, un individu ayant le baccalauréat a 2,5 fois plus de chances de se déclarer en bonne santé qu'un individu sans diplôme, toutes choses égales par ailleurs.

dividus dont les parents étaient ou sont en meilleure santé, c'est-à-dire qui ont vécu ou vivront relativement plus longtemps que leur génération, ont significativement plus de chances d'avoir un bon état de santé perçu. Par contre, la santé des parents ne semble pas constituer un facteur de confusion de l'effet du milieu social d'origine sur l'état de santé actuel des enfants car les effets des professions des parents restent similaires à ceux observés dans le modèle précédent.

Ce résultat suggère donc que la santé des parents peut avoir une influence directe sur l'état de santé du descendant. Cependant, les informations dont nous disposons sur la santé des parents et leurs comportements ne sont pas suffisantes pour conclure si cette transmission se fait à travers l'héritage génétique ou la reproduction des comportements liés à la santé.

Le niveau d'études de l'individu peut limiter l'influence du milieu social et de l'état de santé des parents

Quand le niveau d'études de l'individu est, de plus, considéré dans le quatrième modèle, on observe une association significative entre éducation et état de santé à l'âge adulte, contrôlé par la si-

tuation socio-économique et le milieu d'origine. Plus le diplôme obtenu est élevé, plus les chances d'avoir un bon état de santé perçu augmentent.

L'introduction de cette variable dans le modèle modifie peu les effets décrits dans le modèle précédent. En particulier, la profession de la mère, l'état de santé des deux parents et la profession de l'enquêté conservent une influence significative sur l'état de santé à l'âge adulte. On peut toutefois noter que l'introduction du niveau d'études de l'enquêté dans le modèle réduit la valeur des *odds ratio* associés à l'état de santé des parents, à la profession de la mère et à la profession de l'enquêté. Ceci suggère que l'éducation peut réduire l'impact des caractéristiques sociales et de la santé des parents et donc, 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 le recours aux soins dans le cas de problèmes de santé transmissibles.

* * *

L'ensemble de ces résultats montre que la santé à l'âge adulte est influencée par le milieu social d'origine et l'état de san-

té des parents. Alors que la profession de la mère semble avoir un effet direct, bien que limité, sur l'état de santé du descendant, la profession du père a un impact indirect. La profession du père influence la profession du descendant, qui elle-même, influence son état de santé, ce qui valide le modèle de cheminement. Quant à l'effet direct de la profession de la mère, il est conforme au modèle de latence. De plus, notre hypothèse de « transmission de la santé » est validée puisqu'un effet direct de la santé des parents sur la santé à l'âge adulte est observé. En outre, l'analyse montre que l'éducation semble être à même d'amoin-drir la transmission intergénérationnelle des inégalités de santé.

Cette analyse souligne ainsi l'existence d'inégalités des chances en matière de santé en France puisque l'on constate encore des différences persistantes d'état de santé liées au milieu social d'origine et à la santé des parents. Dans la mesure où les individus ne choisissent pas leur milieu d'origine, ces différences injustes d'état de santé justifient donc la mise en place de politiques adaptées visant à les réduire, par exemple par des campagnes d'éducation à la santé en milieu scolaire ou le dépistage de troubles de santé durant l'enfance.

Pour en savoir plus

Barker D.J.P. (1996), Fetal origins of coronary heart disease, *Britain Medecine Journal*, 311 : 171-74

Blanchet D., Dourgnon P. (2004), *SHARE : vers un panel européen sur la santé et le vieillissement*. Questions d'économie de la santé n° 88. Série « Méthode ».

Blane D. (1999), *The life course, the social gradient, and health*, In : *Social Determinants of Health*, Marmot M., Wilkinson R., 64-80.

Boarini R., Demuijnck G., Le Clainche C., Wittwer J. (2006), *Déterminants des inégalités sociales et économiques et intervention publique : une analyse des intuitions morales des individus*, rapport pour la

Mire dans le cadre du programme de recherche de la Mire « Construction des inégalités sociales ».

Cambois E., Jusot F. (2006), *Vulnérabilité sociale et santé*, In : *Santé, soins et protection sociale en 2004*, Allonier C., Dourgnon P., Rochereau T., IRDES, Rapport n° 1621.

Case A., Fertig A., Paxson C. (2005), *The lasting impact of childhood health and circumstances*, *Journal of Health Economics*, 24 : 365-89.

Daguet F. (2002), Un siècle de fécondité française, caractéristiques et évolution de la fécondité de 1901 à 1999, *Insee Résultats, Société*, n° 8.

Goldberg M., Melchior M., Leclerc A., 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*, 20 (4) : 75-128.

Grossman M. (1972), *The Demand for Health : a theoretical and empirical investigation*, New York.

Hyde M., Jakub H., Melchior M., Van Oort F., Weyers S. (2006), Comparison of the effects of low childhood socioeconomic position and low adulthood socioeconomic position on self-rated health in four European studies,

Journal of Epidemiology Community Health, 60 : 882-86.

Lefranc A., Pistoletti N., Trannoy A. (2004), Le revenu selon l'origine sociale. *Économie et statistique* 371 : 49-82.

Marmot M., Wilkinson R. (1999), *Social determinants of health*, Oxford.

Menahem G. (2004), Inégalités sociales de santé et problèmes vécus lors de l'enfance. In *La Revue du Praticien*, 54 (20) : 2255-62 et rapport IRDES n° 1568.

Vallin J., Meslé F. (2001), Tables de mortalité françaises pour les XIX^e et XX^e siècle et projections pour le XXI^e, [4], Paris, INED, CD-ROM, Données Statistiques.