

Origine sociale et état de santé des parents : Quelle influence sur l'état de santé à l'âge adulte ?

Marion Devaux ^a, Florence Jusot ^{*,a,b}, Lise Rochaix ^{c,d},
Alain Trannoy ^{d,e}, Sandy Tubeuf ^{*,a,d,f}

Version préliminaire

le 17 octobre 2006

Résumé :

Parmi les facteurs explicatifs proposés pour expliquer les inégalités sociales de santé, la littérature épidémiologique a récemment mis en avant l'influence du milieu social d'origine sur l'état de santé à l'âge adulte, cette influence résultant à la fois d'un effet direct des conditions de vie dans l'enfance sur la santé (*latency model*) et d'un effet indirect passant par l'influence du milieu d'origine sur le statut socioéconomique de l'enfant (*pathway model*). Par ailleurs, on peut supposer une influence directe de l'état de santé des parents sur celui des enfants, s'expliquant non seulement par un patrimoine génétique commun mais aussi par une transmission des comportements liés à la santé.

A partir d'une exploitation de l'enquête SHARE, cette recherche propose d'explorer ces trois modèles, pour la première fois en France, en étudiant le rôle de la profession des deux parents et de leur état de santé, sur l'état de santé d'un individu à l'âge adulte, contrôlé par son statut socioéconomique.

Les résultats montrent que l'état de santé à l'âge adulte, au-delà de son association avec la situation sociale actuelle de l'individu, n'est pas indépendant de l'origine sociale ni de l'état de santé des parents. La santé à l'âge adulte semble être directement influencée par le statut socioéconomique de la mère et l'état de santé des deux parents, le statut socioéconomique du père ayant au contraire une influence indirecte passant par la détermination du statut socioéconomique de l'enfant. Ces résultats suggèrent ainsi l'existence en France d'une inégalité des chances en matière de santé.

Mots-clés: égalités des chances – inégalités de santé – transmission intergénérationnelle - *early life hypothesis*

* Auteurs correspondants : tubeuf@irdes.fr, IRDES – 10, rue Vauvenargues – 75018 PARIS –
Tel.: 01-53-93-43-65 ; jusot@irdes.fr, IRDES – 10, rue Vauvenargues – 75018 PARIS –
Tel.: 01-53-93-43-16

^a IRDES (Institut de Recherche et Documentation en Economie de la Santé)

^b INED (Institut National d'Etudes Démographiques)

^c HAS (Haute Autorité de Santé)

^d IDEP (Institut d'Economie Publique)

^e EHESS (Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales)

^f GREQAM (Groupement de Recherche en Economie Quantitative d'Aix-Marseille II)

1 Introduction

De nombreuses recherches européennes et internationales récentes ont mis en évidence des inégalités sociales de santé persistantes (Wagstaff et al., 2000);(Mackenbach et al., 1997). Les analyses menées sur les facteurs explicatifs de ces inégalités ont envisagé diverses hypothèses telles que les conditions de vie, de travail, les comportements à risque et de santé ou encore l'accès aux soins. Ainsi, une large part de la littérature économique a investi le champ de la décomposition et de l'explication des inégalités sociales de santé en facteurs déterminants relevant des caractéristiques individuelles actuelles (van Doorslaer et al., 2004). Cependant, parallèlement à ces analyses économiques, de nombreux travaux épidémiologiques ont mis en avant l'importance des conditions de vie dans l'enfance et notamment l'influence de l'origine sociale sur l'état de santé à l'âge adulte (Marmot et al., 1999).

Deux modèles ont été proposés pour expliquer ces liens entre l'enfance et la santé à l'âge adulte. Le premier, appelé modèle de latence ou *latency model*, envisage une association entre les conditions de vie dans l'enfance et la santé à l'âge adulte (Barker, 1996) (Wadsworth, 1999). Ainsi, il existerait une programmation précoce par les événements durant l'enfance et la petite 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, que l'on pourrait appeler modèle de cheminement en traduisant maladroitement son nom britannique de *pathway model*, suggère un lien entre la situation sociale des parents et la reproduction des mêmes caractéristiques socioéconomiques chez l'enfant à l'âge adulte, qui elles-mêmes influenceraient l'état de santé (Case et al., 2005). L'accent est alors mis sur l'effet cumulatif de facteurs précoces associés à des conditions de vie défavorables tout d'abord dans l'enfance, puis dans la vie adulte.

Ces deux modèles ont fait l'objet de différentes évaluations, notamment sur données britanniques grâce au suivi de longues cohortes épidémiologiques (Goldberg et al., 2002). En France l'influence du milieu d'origine, mesurée par la catégorie sociale du père, sur la santé perçue à l'âge adulte n'a pu être jusqu'à présent mise 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). Elle n'a en revanche jamais été étudiée en population générale, en raison notamment de l'absence d'information sur la profession des parents dans la plupart des enquêtes disposant d'indicateurs de santé généraux jusqu'à présent disponibles.

Nous proposons ici d'analyser le rôle du milieu d'origine sur l'état de santé d'un individu à l'âge adulte en France, en complément des caractéristiques socioéconomiques actuelles à partir de l'enquête SHARE menée en 2004-2005. Cette recherche vise ainsi à compléter la littérature existante dans plusieurs directions. En premier lieu, nous proposons de tester les deux modèles précédemment décrits à partir d'une enquête menée en population générale. En second lieu, nous proposons d'élargir la définition du milieu social d'origine en utilisant la profession des deux parents. Enfin, nous envisageons un troisième modèle, qui ne semble pas avoir été exploré dans la littérature, liant la santé des parents et celles des enfants. En effet, selon les modèles de capital santé (Grossman, 1972), la santé est un capital qui évolue au cours du temps selon les comportements individuels adoptés mais qui reste, à l'âge adulte, marqué non seulement par les conditions de vie durant l'enfance (logement, éducation à la santé, habitudes alimentaires...) mais aussi par le niveau initial de capital santé, c'est-à-dire la dotation génétique en santé de l'individu, qui est reliée à la santé de ses parents. La santé des parents peut donc avoir une influence sur l'état de santé de l'enfant, à travers un patrimoine génétique commun ou une transmission des comportements liés à la santé. Or, sous l'hypothèse d'existence d'inégalités sociales de santé parmi la génération des parents, notamment liée à un effet causal de la santé sur le statut socioéconomique, une influence du milieu social d'origine sur la santé de l'enfant peut apparaître artificiellement, en raison d'une part de la corrélation entre l'état de santé des parents et le milieu social d'origine et d'autre part en raison de la corrélation entre la santé des parents et celle des enfants.

En analysant le rôle du milieu d'origine, décrit par la profession des parents et de l'état de santé des parents, sur l'état de santé d'un individu à l'âge adulte, cette recherche propose ainsi d'analyser la transmission intergénérationnelle des inégalités de santé. Si elle s'inscrit dans le prolongement des travaux explicatifs sur les inégalités sociales de santé, elle vise également à apporter un éclairage normatif sur les inégalités de santé en France. En effet, l'état de santé et le statut social des parents correspondant à des circonstances ne relevant pas de la responsabilité des individus, à l'inverse de l'effort ou des préférences individuelles, qui peuvent par exemple influencer l'adoption de comportement à risques, cette analyse permet de tester l'existence d'une inégalité des chances en santé en France, et ainsi de prendre en compte les recommandations de certains philosophes de la responsabilité, tels que Dworkin (Dworkin, 1981), Arneson (Arneson, 1989) ou Roemer (Roemer, 1998).

Les sections 2 et 3 sont consacrées à la présentation des données et des indicateurs utilisés. La méthode est présentée dans la section 4. Nous présentons ensuite les résultats de cette recherche, avant de conclure dans une dernière section.

2 Données

Cette étude est réalisée à partir des données françaises de l'enquête SHARE menée en 2004/2005 (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*). 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 ménages ordinaires dont l'un des membres au moins est âgé de 50 ans et plus. Pour la première fois en France, elle permet notamment de mettre en relation, à partir d'un échantillon représentatif d'adultes, 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 et l'âge au moment de l'enquête dans le cas des parents vivants).

Bien que cette enquête soit conjointement menée dans onze pays européens (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède et Suisse), notre étude ne porte que sur les données françaises. En effet, cette enquête étant co-gérée en France par l'INSEE et l'IRDES, nous disposons des codages des professions des enquêtés et de leurs parents, alors que ceux-ci ne sont pas encore disponibles dans les autres pays.

Plus précisément, notre étude porte sur un échantillon de 2 695 individus issus de l'extraction française de SHARE (qui contient initialement 2 114 ménages soit 3 293 individus), âgés de 49 ans et plus, non scolarisés au moment de l'enquête, ayant renseigné leur état de santé perçu, leur profession, la profession de leurs parents et les dimensions permettant d'estimer l'état de santé des parents. Le tableau 1 présente la structure de l'échantillon analysé.

3 Indicateurs de mesure

Nous proposons ici d'apprécier le rôle du milieu social d'origine sur l'état de santé à l'âge adulte, en distinguant l'effet direct du milieu social d'origine de son effet indirect induit par la corrélation entre le milieu d'origine et la situation sociale actuelle des individus, tout en prenant en compte l'effet de la santé des parents. Cette analyse requiert donc de connaître

d'une part, l'état de santé et la situation sociale actuelle de l'enquêté et d'autre part, son milieu social d'origine et la santé de ses parents.

La mesure de la santé des enquêtés

L'enquête SHARE dispose de nombreuses questions permettant de construire des indicateurs de l'état de santé des enquêtés. Pour cette recherche, nous avons retenu l'indicateur d'état de santé perçu afin d'adopter une définition aussi large que possible de l'état de santé (Idler et al., 1997). Cet indicateur est construit à partir de la question suivante, préconisée par l'OMS en Europe, « Diriez-vous que votre santé est... », les items de réponse étant « très bonne », « bonne », « moyenne », « mauvaise », « très mauvaise ». Nous considérons successivement cet indicateur comme une variable polytomique ordonnée, en prenant donc en compte les cinq items de réponse dans une première approche non paramétrique, puis comme une variable dichotomique opposant les personnes déclarant avoir un bon état de santé aux personnes déclarant avoir un mauvais état de santé. Dans ce cas, on considère comme ayant une bonne santé perçue, les personnes ayant répondu avoir une « très bonne » ou une « bonne » santé, et comme ayant une mauvaise santé perçue, les personnes ayant répondu les modalités « moyenne », « mauvaise » et « très mauvaise ».

La mesure du milieu social d'origine et la situation sociale actuelle des enquêtés

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 enquêtés, codée à l'aide de la classification européenne ISCO (*International Standard Classification of Occupations*). Cette classification s'appuie sur les niveaux de compétences au sein des métiers et permet de distinguer différents groupes. Dans notre analyse, ces derniers ont été regroupés en six groupes pour les pères, à savoir les dirigeants et professions intellectuelles, les professions intermédiaires et forces armées, les employés administratifs et personnels de services, les agriculteurs, les artisans et conducteurs d'installations et les ouvriers et employés non qualifiés. Pour les mères, huit groupes ont été constitués : les dirigeantes, les professions intellectuelles et intermédiaires, les employées administratives, les personnels de services, les agricultrices, les artisanes et les conductrices d'installations, les ouvrières et les employées non qualifiées, ainsi que les mères au foyer.

Pour décrire de manière globale le milieu social d'origine de l'enquêté, nous avons construit une variable synthétisant le statut d'activité de la mère, à savoir au foyer ou active, et la profession du père, regroupée en 4 catégories : (i) les dirigeants, les professions intellectuelles, les professions intermédiaires, les forces armées, (ii) les employés administratifs, les personnels des services, (iii) les agriculteurs et (iv) les ouvriers, les artisans. Au final, le milieu social de l'enquêté est donc décrit par huit groupes.

La situation socioéconomique de l'enquêté est elle-aussi considérée. L'analyse s'appuie tout d'abord sur la profession, ou la dernière profession occupée, également codée selon la classification ISCO. Nous utilisons en outre le niveau d'éducation, mesuré par le diplôme le plus élevé obtenu et groupé en cinq niveaux : primaire, certificat d'études ; BEPC, BEP, CAP ; Baccalauréat ; aucun diplôme ; autre diplôme.

La construction d'un indicateur proxy de l'état de santé des parents.

L'une des particularités de l'enquête SHARE est qu'elle dispose d'un indicateur d'état de santé général des parents de l'enquêté, évalué par l'enquêté. Cependant, cet indicateur n'a pas été retenu dans nos travaux car, pour évaluer l'influence de la santé des parents sur l'état de santé de l'enfant à l'âge adulte, en tant que déterminant du capital santé initial de l'enfant, il est nécessaire de disposer d'un indicateur de santé, qui soit indépendant à la fois de l'âge des parents et de leur statut vital au moment de l'enquête. En effet, dans cet échantillon composé de personnes âgées de 49 ans et plus, environ 60% des parents des enquêtés sont décédés au moment de l'enquête et l'indicateur de l'état de santé perçu les concernant n'est donc pas renseigné. Par ailleurs, des parents encore vivants au moment de l'enquête sont souvent très âgés et donc évalués en mauvaise santé par leur enfant, alors même que leur longévité suggère un meilleur niveau initial de capital santé, voire une meilleure santé que leurs congénères n'ayant pas survécu jusque là.

Nous avons donc construit un indicateur proxy de l'état de santé des parents fondé sur leur longévité relative par rapport à leur longévité espérée à la naissance. Celui-ci correspond à l'écart entre l'âge au décès réel (pour les parents décédés) ou l'âge attendu au décès compte tenu de l'âge au moment de l'enquête (dans le cas des parents vivants), et l'espérance de vie à la naissance de leur génération de naissance. Nous supposons ainsi que l'état de santé des parents est croissant avec l'écart entre l'âge au décès des parents, effectif ou espéré, et l'âge au décès moyen de leur cohorte de naissance, c'est-à-dire l'espérance de vie en génération à la naissance de leur cohorte de naissance.

Pour construire cet indicateur, il fallait donc connaître pour chacun des parents leur année de naissance, afin de déterminer leur cohorte de naissance, et leur âge réel ou attendu au décès. Ces informations n'étant pas disponibles dans tous les cas, nous avons dû procéder à des estimations. Pour les parents décédés, nous disposions de l'âge effectif au décès, mais pas de l'année de naissance. Pour les parents encore vivants, nous disposions de l'année de naissance réelle et de leur âge au moment de l'enquête.

La démarche a donc consisté en premier lieu, à estimer l'année de naissance de chacun des parents, à partir de l'année de naissance de l'enquêté, et des âges moyens à la maternité et à la paternité de l'année correspondante. Afin de ne pas induire de biais lié au statut vital des parents, cette estimation a été réalisée aussi bien pour les parents décédés que pour les parents vivants alors même que nous disposions pour ces derniers de l'année exacte de naissance. Pour affiner cette estimation, nous avons pris en compte le rang de naissance de l'enfant dans sa fratrie. Cependant, nous n'avons pu tenir compte de cette information que pour les aînés des fratries car la position d'un individu dans sa fratrie est disponible dans l'enquête SHARE sous la forme : aîné, benjamin ou intermédiaire, sans information sur le nombre d'enfants dans la famille.

Pour les individus déclarant être l'aîné de leur fratrie, l'année de naissance de la mère a été estimée en soustrayant à l'année de naissance de l'individu, l'âge moyen à l'accouchement lors de la première maternité de l'année correspondante (Daguet, 2002). L'année de naissance du père a été calculée de la même manière, 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, disponibles depuis 1901. Pour les individus cadets ou benjamins de leur fratrie, l'année de naissance des parents a été calculée en soustrayant à l'année de naissance de l'individu, l'âge moyen à la maternité/paternité de l'année correspondante.

La deuxième étape a consisté à estimer l'âge attendu au décès pour les parents vivants au moment de l'enquête. Cet âge au décès a été calculé à partir de l'espérance de vie à l'âge atteint en 2004, disponible dans les tables de mortalité du moment selon le genre des années 2004/2005¹ (Vallin et al., 2001).

¹ Bien que de nombreux travaux aient démontré qu'à âge égal, la mortalité varie en fonction du métier exercé (Jusot, 2003), nous n'avons pas pu utiliser l'information sur la profession des parents, aucune table de mortalité n'étant disponible selon la classification ISCO en France.

A partir de ces deux informations, l'indicateur proxy de l'état de santé des parents a été construit en mesurant l'écart entre l'âge réel ou attendu au décès et l'espérance de vie à la naissance en génération selon le sexe² (Vallin et al., 2001).

4 Stratégie empirique

Pour analyser l'influence de l'origine sociale et de l'état de santé des parents sur l'état de santé à l'âge adulte, nous empruntons deux approches distinctes, l'une non paramétrique, l'autre paramétrique.

Approche non paramétrique

S'inspirant de l'analyse de l'égalité des chances en termes de revenu proposée par Lefranc et al. (Lefranc et al., 2004), notre première approche propose d'analyser l'égalité des chances en santé en comparant les distributions de l'état de santé des enquêtés selon leur milieu d'origine. Cette approche consiste donc à définir l'égalité des chances, non pas simplement comme l'égalité de l'état de santé moyen conditionnel au milieu d'origine, mais à définir un critère prenant en compte l'effet du milieu d'origine sur l'ensemble de la distribution de santé.

L'égalité des chances est ici définie par le choix que feraient les individus s'il leur était possible de choisir leur milieu d'origine. On dira qu'il existe une inégalité des chances si la comparaison des distributions aléatoires d'état de santé conditionnelles conduisait tout individu à préférer systématiquement certains milieux d'origine. Il s'agit donc de voir si la distribution de l'état de santé de certains groupes, définis selon l'origine sociale ou bien l'état de santé des parents, domine à l'ordre 1 la distribution de l'état de santé d'autres groupes.

Considérons deux groupes A et B correspondant à deux milieux d'origine différents. On dira que la distribution de l'état de santé H du groupe A, correspondant à la fonction de répartition $F^A(H)$ domine à l'ordre 1 la distribution de l'état de santé H du groupe B, correspondant à la fonction de répartition $F^B(H)$ si, quelle que soit la valeur de H, $F^A(H) \leq F^B(H)$ avec $F^A(H) < F^B(H)$ pour au moins une valeur de H. Graphiquement la distribution de A domine celle de B si la fonction de répartition du groupe A est en tout point en-dessous de la fonction de répartition du groupe B.

² Les tables de mortalité en génération sont calculées à partir de données observées et d'extrapolation.

Pour mettre en œuvre ce critère, il s'agit donc de comparer les fonctions de répartition de l'état de santé, considéré en cinq catégories, conditionnelles au milieu d'origine à l'aide de tests de dominance de Kolmogorov-Smirnov. Ces analyses sont menées en utilisant successivement trois indicateurs de milieu social d'origine et la santé de chacun des parents. Les indicateurs de milieu social rassemblent la profession du père, celle de la mère et la variable synthétique de milieu social construite à partir de la profession des deux parents. La santé des parents est considérée sous la forme d'une variable binaire qui oppose les parents appartenant au premier quartile de longévité relative, jugés en mauvaise santé, au reste de l'échantillon.

Approche paramétrique

La seconde approche est fondée sur des estimations par régressions logistiques et considère donc l'état de santé perçu de l'enquêté sous une forme dichotomique. Plusieurs modèles sont envisagés dans cette approche explicative.

Dans un premier modèle, nous proposons d'estimer l'impact de la profession des parents sur la probabilité de déclarer un mauvais état de santé à l'âge adulte, en contrôlant par l'âge et le genre. Le deuxième modèle complète le modèle précédent en contrôlant en outre par l'indicateur proxy de l'état de santé des parents, qui peut constituer un facteur de confusion de l'effet du milieu social d'origine sur l'état de santé actuel des enfants. Dans un troisième modèle, nous introduisons la profession de l'individu afin de mettre en évidence un effet direct du milieu d'origine, indépendamment de l'effet de la profession des parents sur la profession des enfants, sans contrôler par l'indicateur proxy d'état de santé des parents, puis en contrôlant par cette variable dans un quatrième modèle. Le cinquième modèle propose enfin de contrôler l'estimation par le niveau d'instruction de l'individu.

5 Résultats

Approche non paramétrique

La première étape a donc consisté à comparer les distributions d'état de santé conditionnelles au milieu d'origine, défini successivement par le milieu social, l'état de santé des parents puis en considérant simultanément ces deux circonstances. Cette première

approche met globalement en évidence une inégalité des chances en santé selon toutes ces dimensions.

Inégalité des chances en santé selon l'origine sociale

L'origine sociale est considérée de trois manières, par la profession du père, par celle de la mère puis par le milieu social composé des professions des deux parents.

Le graphique 1 représente la fonction de répartition cumulée de l'état de santé des enquêtés conditionnellement à leur milieu d'origine décrit par la profession du père. On constate que les individus ayant un père issu des classes « dirigeants et professions intellectuelles », « professions intermédiaires et forces armées » ou « employés administratifs et personnels des services » ont plus de chances d'avoir un très bon état de santé. En effet, la proportion cumulée de ces individus en très mauvaise et mauvaise santé est plus faible que celle correspondante aux individus fils ou filles d'ouvriers non qualifiés. Il en est de même pour les états de santé « moyen » et « bon ». Il y a donc une plus grande part d'individus en très bonne santé, issus d'un milieu social supérieur que d'individus en très bonne santé, issus d'autres milieux.

Le tableau 2 présente les résultats des tests unilatéraux de Kolmogorov-Smirnov mis en œuvre pour comparer les distributions en termes de dominance stochastique d'ordre 1. Il apparaît que les distributions de l'état de santé des personnes nées d'un père appartenant aux catégories de « dirigeant et profession intellectuelle », « profession intermédiaire et forces armées », « employé administratif et personnel de services » dominent celles des personnes ayant des parents agriculteurs, « artisans et conducteurs d'installations » 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 (graphique 2 et tableau 3). La distribution de l'état de santé pour les individus ayant une mère « dirigeante, de profession intellectuelle, intermédiaire ou employée administrative », domine très significativement les distributions de l'état de santé conditionnelles aux autres catégories socioprofessionnelles de la mère (« agricultrice », « personnel de service, artisane » et « mère au foyer »). Ainsi, les individus dont la mère appartient à une catégorie socioprofessionnelle élevée, ont plus de chances en santé.

La variable synthétique de milieu social (graphique 3 et tableau 4) conduit à des conclusions similaires : que leur mère ait été active ou au foyer, la fonction de répartition de la santé des personnes dont le père appartenait aux classes dirigeantes, intellectuelles, intermédiaires et administratives, est toujours au-dessous de celles des autres groupes.

On peut donc en conclure, quel que soit l'indicateur retenu pour apprécier le milieu social d'origine, il existe une inégalité des chances en santé en faveur des personnes issues des milieux sociaux plus favorisés.

Inégalité des chances en santé selon la santé des parents

Afin de tester l'hypothèse d'une inégalité des chances en santé selon l'état de santé des parents, nous avons étudié la reproduction de l'état de santé du père, puis de celui de la mère et enfin, il nous a paru intéressant de construire un indicateur combinant l'état de santé des deux parents. L'état de santé du parent est jugé mauvais dès lors qu'il a une longévité relative inférieure au premier quartile de la distribution des longévités relatives. Les distributions de l'état de santé des individus conditionnellement à l'état de santé de chacun des parents peuvent donc être représentées.

Concernant la distribution de l'état de santé à l'âge adulte selon celui du père, il n'y a pas de dominance significative entre les distributions (graphique 4). On ne peut donc pas conclure quant à l'égalité ou l'inégalité des chances en santé selon l'état de santé du père. Pour ce qui est de la reproduction de la santé de la mère, les résultats montrent que les individus ayant une mère en bonne santé ont significativement plus de chances d'avoir eux-mêmes un bon état de santé (graphique 5). En effet, le test de *Kolmogorov-Smirnov* rejette l'hypothèse nulle de non différence entre les distributions ($p=0,0203$). Ainsi la distribution de l'état de santé des enquêtés ayant une mère en bonne santé, domine significativement la distribution de l'état de santé des enquêtés ayant une mère en mauvaise santé.

L'influence de l'état de santé des deux parents simultanément est évaluée en considérant le fait d'avoir au moins un des deux parents en mauvaise santé, ce qui concerne plus de la moitié de notre échantillon. Le graphique 6 permet de constater que la distribution de l'état de santé dominante concerne les individus ayant un père et une mère en bonne santé, et le test de *Kolmogorov-Smirnov* confirme significativement cette dominance ($p=0,0192$). Ainsi une inégalité des chances en santé selon l'état de santé des parents est observée. Cette transmission de la bonne santé peut s'expliquer soit par le patrimoine génétique commun d'une génération sur l'autre, soit par la reproduction des comportements de santé des parents.

Puisque l'état de santé des parents est lié à leur situation socioprofessionnelle³, il est intéressant d'étudier ces deux facteurs conjointement afin d'appréhender l'existence des effets indépendants des deux facteurs sur la santé de l'enfant à l'âge adulte.

³ A l'aide de comparaisons multiples de Tukey, nous montrons que la moyenne de la longévité relative des parents est significativement différente selon la catégorie socioprofessionnelle. La catégorie des dirigeants (respectivement des agriculteurs) a notamment une longévité relative moyenne significativement supérieure à

Cette première approche non paramétrique met donc en évidence l'existence d'inégalités des chances en santé, induites tant par le milieu social d'origine que par l'état de santé des parents, qui constituent des circonstances indépendantes de la responsabilité individuelle. Elle suggère ainsi une influence du milieu social d'origine sur l'état de santé de l'individu à l'âge adulte et une transmission de l'état de santé des parents, que nous proposons à présent de confirmer à l'aide d'une approche paramétrique.

Approche paramétrique

L'approche paramétrique consiste à modéliser les déterminants de la probabilité de déclarer un mauvais état de santé perçu, en contrôlant par l'âge et le genre. Les déterminants, entrés pas à pas dans le modèle, correspondent aux caractéristiques sociales des parents, à leur état de santé, et à la situation sociale de l'individu. Dans l'ensemble de ces analyses, le genre de l'individu, contrôlé par l'âge, n'influence jamais son état de santé, quel que soit le modèle considéré. L'âge a lui, un impact très significatif sur l'état de santé perçu. Plus l'individu est âgé par rapport aux 55-59 ans, plus la probabilité qu'il déclare un mauvais état de santé augmente. Les résultats sont présentés dans le tableau 5 et synthétisés dans le tableau 6.

Premier modèle : les professions des deux parents

Le premier modèle étudie l'effet de la profession du père et de la mère sur l'état de santé de l'individu à l'âge adulte, en contrôlant par l'âge et le genre de l'enquêté. Avoir un père « dirigeant, de profession intellectuelle, de profession intermédiaire, dans les forces armées », « employé administratif » ou encore « personnel de services », réduit significativement la probabilité d'avoir un mauvais état de santé perçu par rapport au fait d'avoir un père « ouvrier ou employé non qualifié ». De même, un individu dont la mère est de « profession intellectuelle, intermédiaire », « employée administrative ou personnel de services », a moins de risque d'avoir un mauvais état de santé perçu à l'âge adulte qu'un individu ayant une mère au foyer. Cependant, la catégorie des mères dirigeantes n'est pas significativement explicative d'un meilleur état de santé, ce qui pourrait s'expliquer par l'hétérogénéité de ce groupe. En effet, la classification ISCO rassemble dans cette catégorie

celle des artisans (respectivement des professions intermédiaires et forces armées, les artisans et les ouvriers non qualifiés).

de nombreuses professions depuis des « membres de l'Exécutif et cadres supérieurs de la fonction publique à des gérantes d'une petite entreprise ».

Second modèle : les professions des deux parents et leur santé

Lorsqu'on contrôle la profession des parents par la santé des parents, les effets des professions sont similaires à ceux observés dans le modèle précédent. D'une manière générale, plus la longévité relative des parents augmente, c'est-à-dire, meilleure est la santé des parents, plus la probabilité de déclarer un mauvais état de santé perçu diminue.

Troisième modèle : les professions des deux parents et celle de l'individu

Ce modèle ajoute donc au premier modèle, la profession du fils ou de la fille.

On constate alors que la profession de l'individu influence très significativement son état de santé, toutes choses égales par ailleurs. Le risque de mauvaise santé est significativement plus faible pour « les dirigeants, les professions intellectuelles, les professions intermédiaires ou forces armées », « les employés administratifs et les personnels de services » que pour « les ouvriers et employés non qualifiés ».

L'introduction de la profession de l'enquêté dans l'analyse modifie l'influence de la profession des parents sur la santé à l'âge adulte. Ainsi, la profession du père n'est plus significativement explicative de la santé de l'enfant à l'âge adulte. Ceci suggère donc un lien fort entre la profession du père et celle de l'individu. Il n'y aurait 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. La profession de l'individu serait ainsi un médiateur parfait de la profession du père (Baron et al., 1986). Les résultats de ce modèle vont alors dans le sens d'une explication des inégalités des chances en santé telle que proposée par le *pathway model*: les conditions de vie dans l'enfance influenceraient la santé à l'âge adulte à travers les conditions de vie à l'âge adulte. La profession de la mère semble en revanche avoir un effet direct sur la santé de l'enfant à l'âge adulte, conformément au *latency model*. Cependant son effet est modifié. Par rapport aux individus dont la mère était au foyer, seuls les individus dont la mère appartenait à la catégorie des « personnels de services » ont significativement plus de chances de reporter un mauvais état de santé.

Quatrième modèle : les professions des deux parents, leur santé et la profession de l'individu

L'introduction de l'état de santé des parents ne modifie pas les effets observés dans le troisième modèle. Du point de vue de la santé, meilleure est la longévité relative des parents, toutes choses égales par ailleurs, plus la probabilité de mauvais état de santé de l'individu à l'âge adulte est significativement faible.

Cinquième modèle : les professions des deux parents et leur santé, la profession et le niveau d'éducation de l'individu

Les résultats du cinquième modèle montrent une association significative entre niveau d'éducation et état de santé à l'âge adulte, contrôlé par la situation socioéconomique et le milieu d'origine. L'obtention d'un diplôme tel qu'un CEP, BEPC, CAP, BEP ou le baccalauréat, réduit, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'être en mauvaise santé par rapport au fait de ne pas avoir de diplôme.

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 son état de santé à l'âge adulte. On peut toutefois noter que l'introduction du niveau d'instruction de l'enquêté dans le modèle réduit la valeur des odds ratios associés à l'état de santé des parents et à la profession de la mère. Ceci suggère donc que l'éducation peut réduire la transmission intergénérationnelle des inégalités de santé, en limitant par exemple la reproduction des comportements néfastes à la santé, en améliorant la prise en charge dans le cas de problèmes de santé transmissibles, ou encore en induisant une amélioration des conditions de vie permettant de compenser des conditions de vie plus difficiles dans l'enfance.

L'ensemble de ces résultats suggère donc un impact significatif de la profession du père et de la mère sur la santé à l'âge adulte. Alors que la profession de la mère semble avoir un effet direct sur la santé, l'effet de la profession du père sur l'état de santé de l'enfant semble entièrement médié par le fait que l'enfant à l'âge adulte reproduirait fortement le milieu social de son père, puisque l'effet de la profession du père disparaît dès que la profession de l'enfant est introduite dans le modèle, alors que celui de la profession de la mère persiste. Par ailleurs, l'état de santé des parents est significativement associé à l'état de santé de l'individu à l'âge adulte. Ce résultat soutient notre troisième hypothèse selon laquelle la santé des parents peut donc avoir une influence sur l'état de santé de l'enfant. Les informations que nous possédons 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.

6 Conclusion

A partir d'une exploitation de l'enquête SHARE, cette recherche montre, à l'aide d'une approche paramétrique et d'une approche non paramétrique, une influence du milieu d'origine sur la santé à l'âge adulte. Elle suggère que la santé à l'âge adulte est directement influencée par le statut socioéconomique de la mère et l'état de santé des deux parents, le statut socioéconomique du père ayant une influence indirecte passant par la détermination du statut socioéconomique de l'enfant. Ces résultats confirment donc sur données françaises l'existence d'une influence de l'origine sociale sur l'état de santé à l'âge adulte, relevant à la fois du modèle de cheminement et du modèle de latence, et mettent en outre en évidence une troisième association liant santé des parents et santé de l'enfant à l'âge adulte.

Cette analyse confirme également le rôle déterminant de l'éducation, qui semble à même d'amoindrir la transmission intergénérationnelle des inégalités de santé, en améliorant d'une part le statut social atteint, conditionnellement au milieu social d'origine, et limitant la transmission des inégalités de santé pures, d'autre part. Cette interprétation des résultats rejoint la pensée de Deaton, qui soutient une action sur l'éducation pour amoindrir les inégalités sociales de santé (Deaton, 2002).

Au-delà de la dimension explicative, ces résultats suggèrent donc l'existence en France d'une inégalité des chances en matière de santé en France, comparable à l'inégalité des chances constatée en termes de revenu (Lefranc et al., 2004). Ces conclusions apportent ainsi un éclairage normatif sur les inégalités de santé. En effet, si le caractère inéquitable des différences de santé résultant de facteurs relevant en partie de la responsabilité individuelle, comme par exemple les comportements à risque, peut faire débat, les différences d'état de santé selon des circonstances, indépendantes de la responsabilité des individus, comme le milieu d'origine, sont unanimement reconnues comme inéquitables.

Ces premiers résultats appellent plusieurs prolongements. En premier lieu, d'autres modélisations sont mises en œuvre afin de tester la robustesse des résultats. En particulier, nous envisageons de reproduire ces analyses en utilisant un logit ordonné, afin d'éviter la perte d'information induite par le fait de considérer un indicateur de santé dichotomique. Par ailleurs, un modèle à équations simultanées sera utilisé afin d'estimer simultanément l'influence respective du milieu social d'origine sur la situation sociale de l'enfant et sa santé à l'âge adulte. En second lieu, cette analyse sera complétée, dès que les données SHARE le permettront, 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 de transmission intergénérationnelle des inégalités sociales de santé. A plus long

terme, d'autres sources de données seront exploitées pour approfondir cette recherche. Le module spécifique sur les conditions dans l'enfance inclus dans l'enquête sur la santé et la protection sociale de l'IRDES, actuellement sur le terrain, permettra notamment 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 enquêtés durant leur enfance. Enfin, la cohorte ELFE⁴, qui permettra de suivre l'état de santé, la situation scolaire et à terme la situation sociale d'un échantillon représentatif d'enfants nés en France en 2008, constituera sans doute un outil à privilégier dans le futur pour étudier cette question, dans la mesure où des questions sur l'état de santé des parents et leur milieu social ont été proposées. Ces données prospectives permettront ainsi d'éliminer les biais de mémoire susceptibles d'entacher la déclaration rétrospective de la profession ou de l'état de santé des parents.

7 Références bibliographiques

- Arneson, R. J. (1989) Equality and equal opportunity of welfare. *Philosophical Studies* 56. pp. 77-93
- Barker, D. J. P. (1996) Fetal origins of coronary heart disease. *British Medical Journal* 311. pp. 171- 174
- Baron, R. M., Kenny, D. A. (1986) The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology* 51. pp. 1173-1182
- Case, A., Fertig, A., Paxson, C. (2005) The lasting impact of childhood health and circumstance. *Journal of Health Economics* 24. pp. 365-389
- Daguet, F. (2002) Un siècle de fécondité française, caractéristiques et évolution de la fécondité de 1901 à 1999. *Insee Résultats Société* [8].
- Deaton, A. (2002) Policy implications of the gradient of health and wealth. *Health Affairs* 21 [2].
- Dworkin, R. (1981) What is equality ? Part I: Equality of Welfare. *Philosophy and Public Affairs* 10. pp. 185-246
- Goldberg, M., Melchior, M., Leclerc, A. et al. (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]. pp. 75-128
- Grossman, M. (1972) *The Demand for Health: a theoretical and empirical investigation*. Columbia University Press New York.
- Hyde, M., Jakub, H., Melchior, M. et al. (2006) Comparison of the effects of low childhood socioeconomic position and low adulthood socioeconomic position on self-rated health in four European studies. *J Epidemiol Community Health* 60. pp. 882-886
- Idler, E. L., Benyamini, Y. (1997) Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behaviour* 38 [March]. pp. 21-37

⁴ Nous avons en effet proposé d'inclure des questions permettant de recueillir l'état de santé et les comportements à risques des parents et d'appréhender le milieu social de l'enfant.

Jusot, F. (2003) Revenu et mortalité: analyse économique des inégalités sociales de santé en France. Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales - DELTA.

Lefranc, A., Pistolesi, N., Trannoy, A. (2004) Le revenu selon l'origine sociale. *Economie et statistique* 371. pp. 49-82

Mackenbach, J. P., Kunst, A. E., Cavelaars, A. E. J. M. et al. (1997) Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. *The Lancet* 349 [June 7]. pp. 1655-1659

Marmot, M., Wilkinson, R. (1999) Social determinants of health. Oxford University Press Oxford. Marmot, Michael and Wilkinson, Richard.

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

Vallin, J., Meslé, F. (2001) Tables de mortalité françaises pour les XIXème et XXème siècle et projections pour le XXIème. [4] Paris, INED. CD-ROM, Données Statistiques.

van Doorslaer, E., Koolman, X. (2004) Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries. *Health Economics* 13 [7]. pp. 609-628

Wadsworth, M. E. J. (1999) Early life hypothesis. [3] Oxford, Oxford University Press.

Wagstaff, A., van Doorslaer, E. (2000) Income inequality and health: what does the literature tell us? *Annual Review of Public Health* 21. pp. 543-567

8 Annexes

Tableau 1 : Statistique descriptive des données

Variables quantitatives		Effectif	Moyenne
Age de l'individu		2695	64,3 ans $\pm$ 10,6
Longévité relative du père		2695	22,1 ans $\pm$ 15,9
Longévité relative de la mère		2695	17,1 ans $\pm$ 14,6
Variables catégorielles	Modalités	Effectif	Pourcentage
Sexe	Femme	1490	55,3%
	Homme	1205	44,7%
Classe d'âge	49-54	591	21,9%
	55-59	524	19,4%
	60-64	369	13,7%
	65-69	341	12,7%
	70-74	329	12,2%
	75-79	262	9,7%
	80-84	195	7,2%
	$\geq$ 85	84	3,1%
Niveau d'études	Aucun diplôme	494	18,3%
	Primaire CEP	694	25,8%
	BEPC, CAP, BEP	823	30,5%
	Baccalauréat	655	24,3%
	Autre diplôme	29	1,1%
Etat de santé de l'individu	Très bon	393	14,6%
	Bon	1303	48,3%
	Moyen	763	28,3%
	Mauvais	183	6,8%
	Très mauvais	53	2,0%
Profession de l'individu	Dirigeants	166	6,16%
	Professions intellectuelles	312	11,58%
	Professions intermédiaires ou Forces armées	560	20,78%
	Employés de type administratif	294	10,91%
	Personnel de services	301	11,17%
	Agriculteurs	168	6,23%
	Artisans	295	10,95%
	Conducteurs d'installations	174	6,46%
	Ouvriers et employés non qualifiés	266	9,87%
	Parent au foyer	159	5,90%
Profession du père	Dirigeants et Professions intellectuelles	418	15,51%
	Professions intermédiaires et forces armées	280	10,39%
	Employés administratifs et Personnels de services	199	7,38%
	Agriculteurs	628	23,30%
	Artisans et Conducteurs d'installations	977	36,25%
	Ouvriers et employés non qualifiés	193	7,16%
Profession de la mère	Dirigeantes	145	5,38%
	Professions intellectuelles et professions intermédiaires	133	4,94%
	Employées administratives	139	5,16%
	Personnels de services	147	5,45%
	Agricultrices	373	13,84%
	Artisanes et Conductrices d'installations	225	8,35%
	Ouvrières et employées non qualifiées	255	9,46%
	Mères au foyer	1278	47,42%
Total		2695	100%

Graph1 : Fonction de répartition de l'état de santé à l'âge adulte selon la profession du père

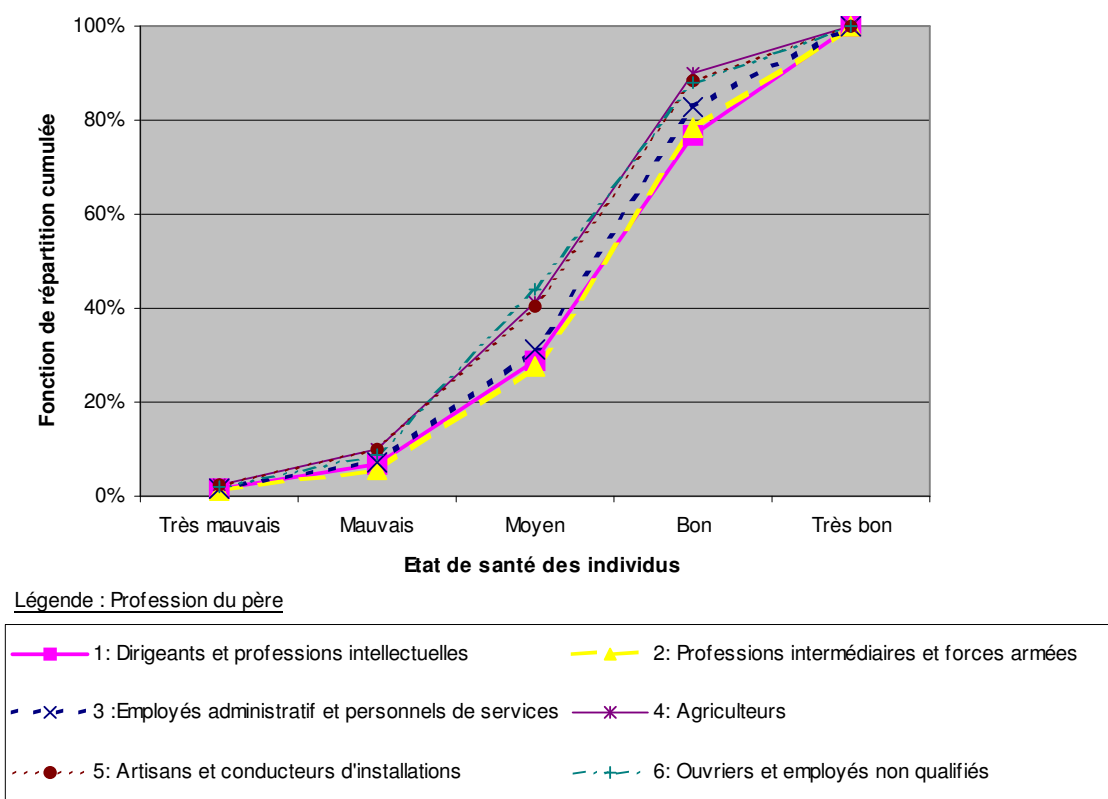


Tableau 2 : Comparaison des distributions d'état de santé conditionnelles à la profession du père par le test de Kolmogorov-Smirnov

Profession du père	1 : Dirigeants et Professions intellectuelles	2 : Professions intermédiaires et forces armées	3 : Employés administratifs et Personnels de services	4 :Agriculteurs	5 : Artisans et Conducteurs d'installations	6 : Ouvriers et employés non qualifiés
1 : Dirigeants et Professions intellectuelles		-	-	0,0002	0,0004	0,0024
2 :Professions intermédiaires et forces armées	-		-	0,0006	0,0008	0,0019
3 : Employés administratifs et Personnels de services	-	-		0,0419	0,0619	0,0386
4 :Agriculteurs	-	-	-		-	-
5 : Artisans et Conducteurs d'installations	-	-	-	-		-
6 : Ouvriers et employés non qualifiés	-	-	-	-	-	

Lecture : La dominance se lit en ligne. Le tiret « - » signifie que le test n'est pas significatif au seuil de 10%. La distribution de l'état de santé pour les individus ayant un père « dirigeant ou profession intellectuelle » domine significativement (p-value = 0,0002) la distribution de l'état de santé pour les individus ayant un père « agriculteur ».

Graphe 2 : Représentation des proportions cumulées de l'état de santé à l'âge adulte selon la profession de la mère

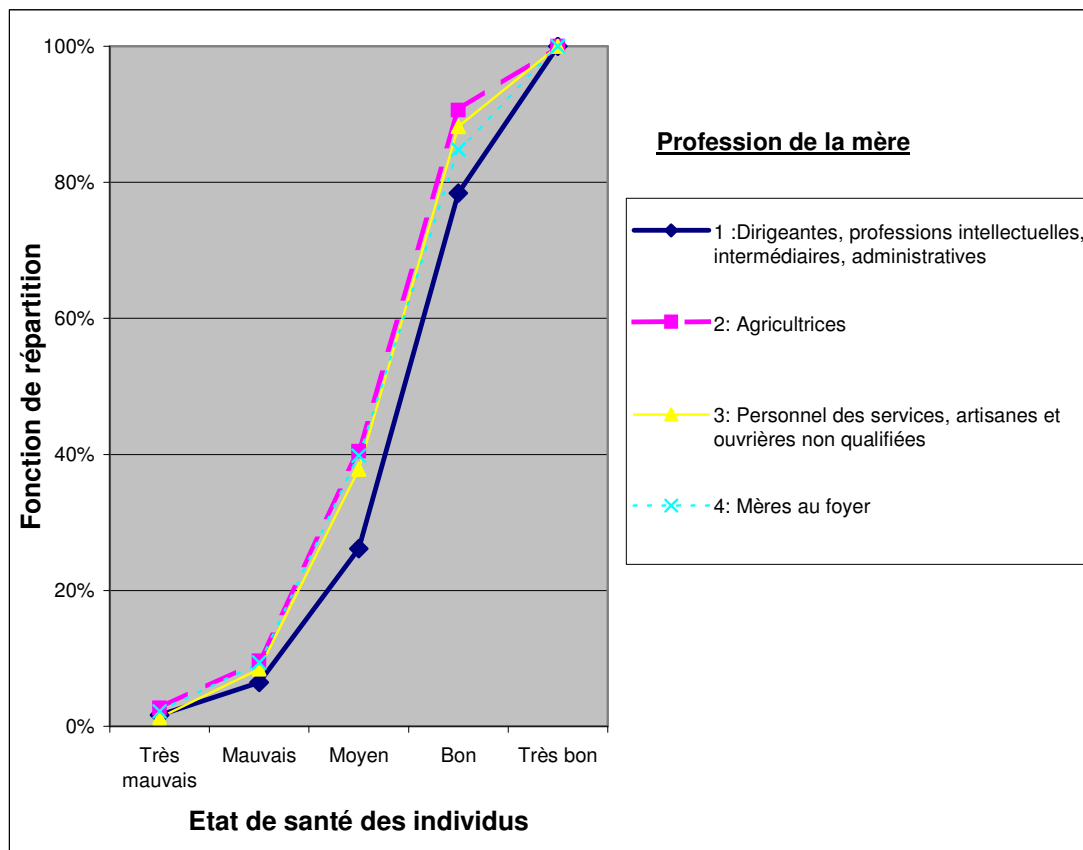


Tableau 3 : Comparaison des distributions d'état de santé conditionnelles à la profession de la mère par le test de Kolmogorov-Smirnov

Profession de la mère	1 :Dirigeante, profession intellectuelle, intermédiaire, administrative	2 : Agricultrice	3 : Personnel des services, Artisanes	4 : Mère au foyer
1		0,0003	0,0011	<0,0001
2	-		-	-
3	-	-		-

Graphe 3 : Représentation des proportions cumulées de l'état de santé à l'âge adulte selon le milieu social

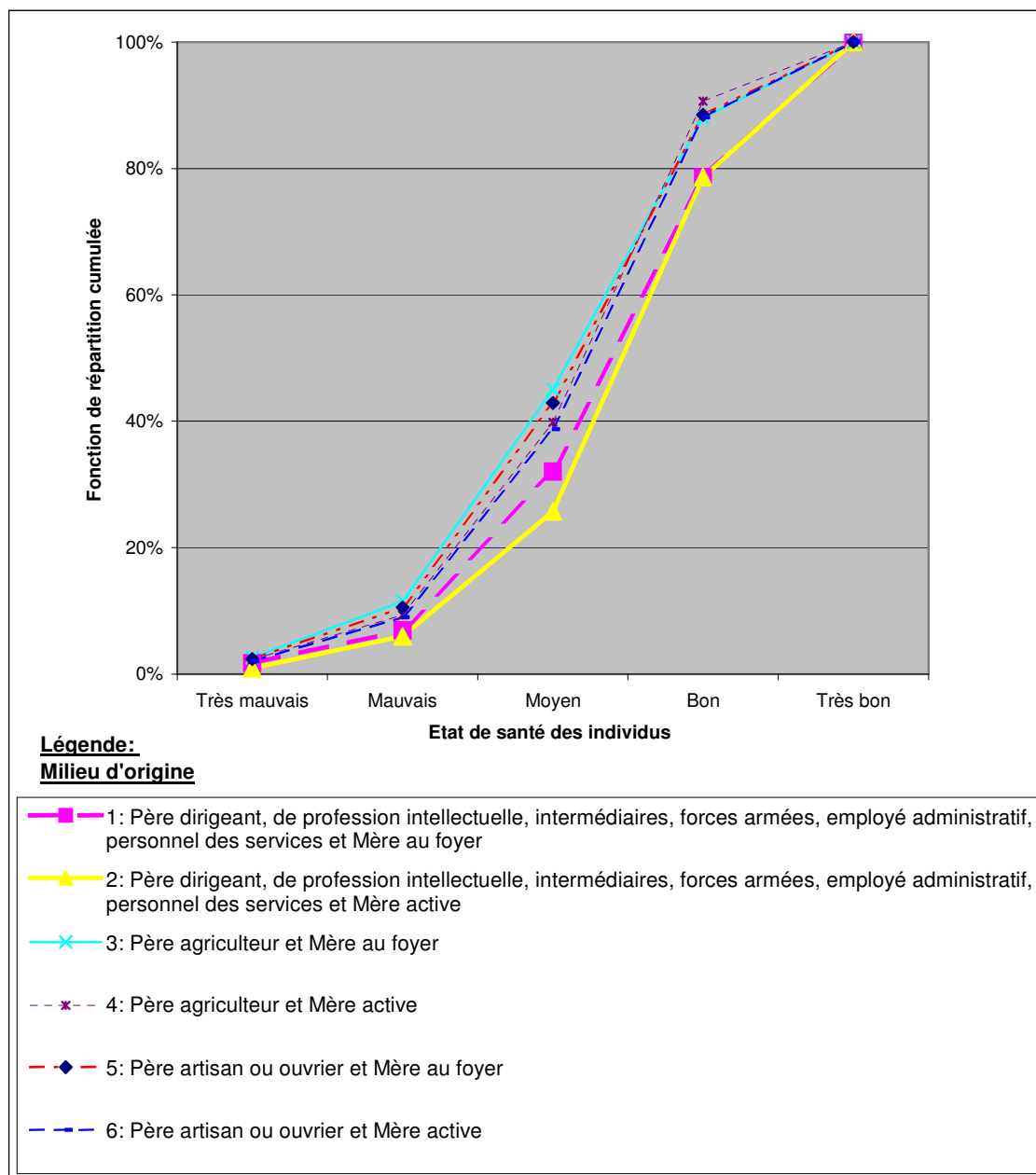
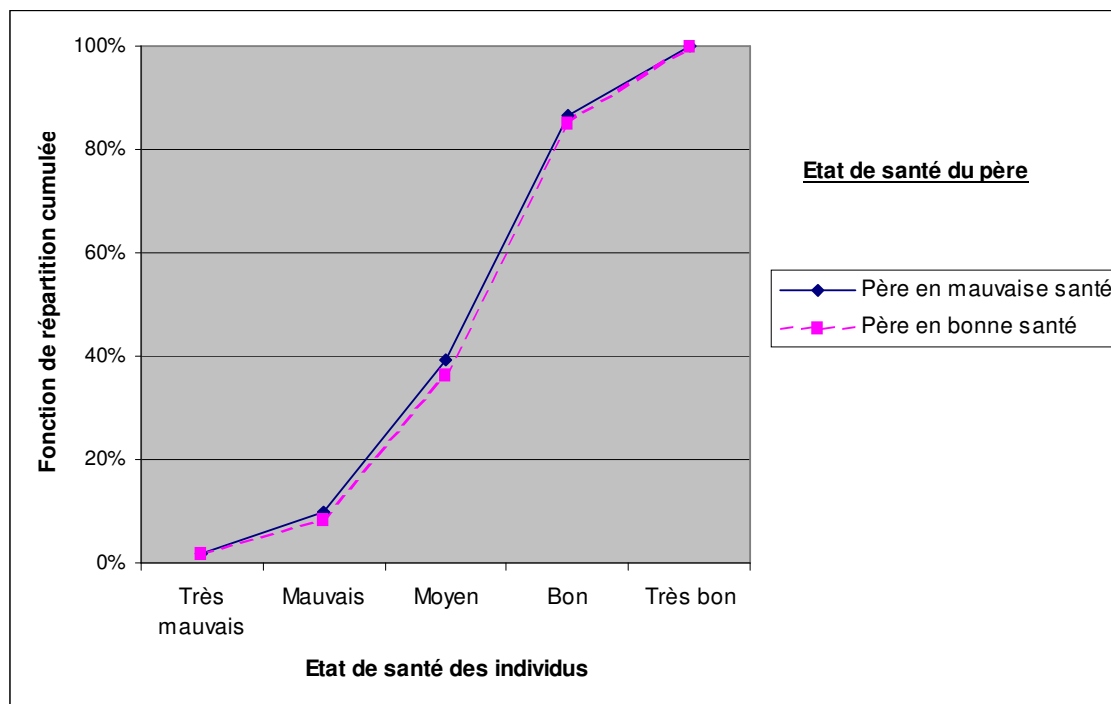


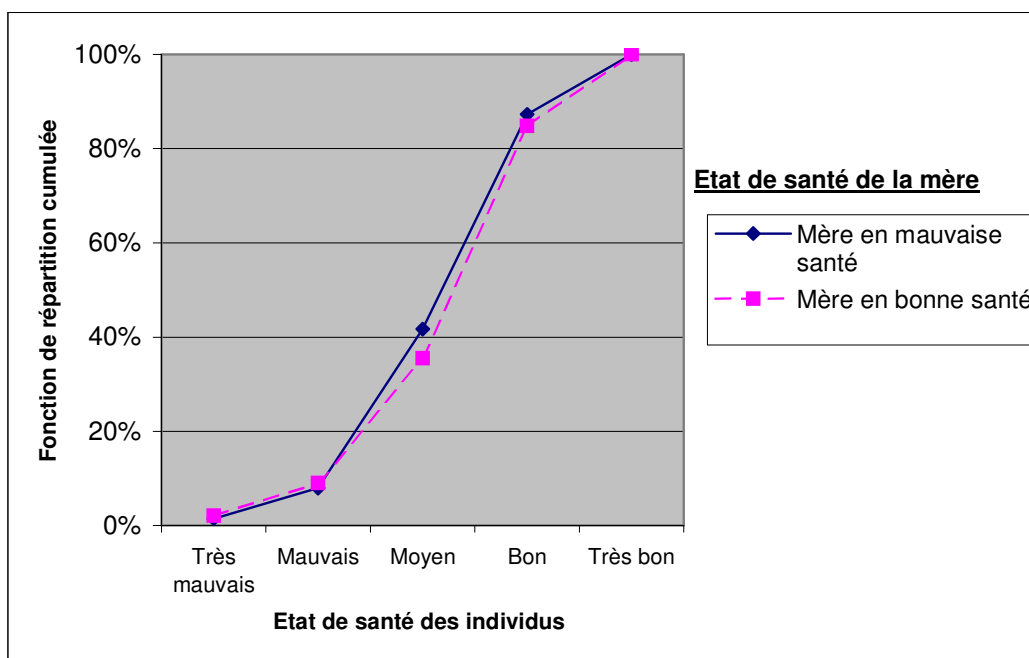
Tableau 4 : Comparaison des distributions d'état de santé conditionnelles au milieu social par le test de Kolmogorov-Smirnov

Milieu d'origine	1: Père dirigeant, de profession intellectuelle, intermédiaires, forces armées, employé administratif, personnel des services et Mère au foyer	2: Père dirigeant, de profession intellectuelle, intermédiaires, forces armées, employé administratif, personnel des services et Mère active	3 : Père agriculteur et Mère au foyer	4 : Père agriculteur et Mère active	5: Père artisan ou ouvrier et Mère au foyer	6: Père artisan ou ouvrier et Mère active
1		-	0,0104	0,0015	0,0019	0,0109
2	-		<0,0001	0,0002	<0,0001	0,0003
3	-	-		-	-	-
4	-	-	-		-	-
5	-	-	-	-		-

Graphe 4 : Représentation des proportions cumulées de l'état de santé à l'âge adulte selon l'état de santé du père



Graphe 5 : Représentation des proportions cumulées de l'état de santé à l'âge adulte selon l'état de santé de la mère



Graphe 6 : Représentation des proportions cumulées de l'état de santé à l'âge adulte selon l'état de santé des deux parents

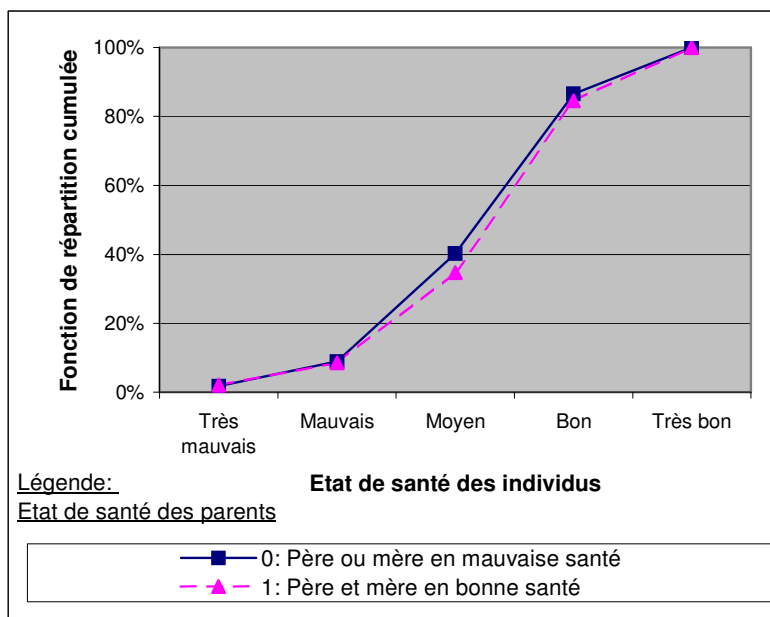


Tableau 5 : Odds ratios associés à la probabilité de déclarer être en mauvaise santé (modèle logistique dichotomique)

Variables explicatives	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Sexe					
Femme vs. Homme	0,927	0,929	0,900	0,905	0,875
Age					
49-54 vs. 55-59	1,024	0,960	1,004	0,950	0,970
60-64 vs. 55-59	1,357**	1,342*	1,315*	1,303*	1,241
65-69 vs. 55-60	1,798***	1,802***	1,728***	1,736***	1,663***
70-74 vs. 55-59	2,691***	2,777***	2,481***	2,553***	2,342***
75-79 vs. 55-59	3,636***	4,221***	3,399***	3,888***	3,529***
80-84 vs. 55-59	4,633***	5,558***	4,495***	5,277***	4,810***
>=85 vs. 55-59	6,435***	7,438***	6,520***	7,417***	6,682***
Profession du père					
Dirigeant/Intellectuel vs. Employé/Ouvrier non qualifié	0,577***	0,606**	0,788	0,543	0,922
Profession intermédiaire/Forces armées vs. Employé/Ouvrier non qualifié	0,538***	0,549***	0,749	0,490	0,858
Employé administratif/Personnel des services vs. Employé/Ouvrier non qualifié	0,601**	0,619**	0,728	0,472	0,818
Agriculteur vs. Employé/Ouvrier non qualifié	0,768	0,789	0,749	0,516	0,762
Artisans/Conducteur d'installations vs. Employé/Ouvrier non qualifié	0,859	0,850	0,898	0,633	0,925
Profession de la mère					
Dirigeante vs. Mère au foyer	0,936	0,937	1,021	0,680	1,059
Profession intellectuelle/intermédiaire vs. Mère au foyer	0,524***	0,522***	0,651*	0,401*	0,691
Employée administrative vs. Mère au foyer	0,626**	0,632**	0,816	0,529	0,846
Personnel des services vs. Mère au foyer	0,554***	0,530***	0,562***	0,353**	0,550***
Agriculteur vs. Mère au foyer	0,944	0,977	0,872	0,642	0,896
Artisanes/Conducteur d'installations vs. Mère au foyer	0,862	0,851	0,864	0,618	0,885
Employée/Ouvrière non qualifiée vs. Mère au foyer	1,313*	1,259	1,299*	0,930	1,256
Santé du père					
Ecart entre âge du décès et espérance de vie		0,989***		0,990***	0,991***
Santé de la mère					
Ecart entre âge du décès et espérance de vie		0,991***		0,993**	0,994**
Profession de l'enquête					
Dirigeant vs. Employé/Ouvrier non qualifié			0,421***	0,435***	0,567**
Profession intellectuelle vs. Employé/Ouvrier non qualifié			0,266***	0,284***	0,421***
Profession intermédiaire/Forces armées vs. Employé/Ouvrier non qualifié			0,324***	0,334***	0,430***
Employé adm. vs. Employé/Ouvrier non qualifié			0,504***	0,530***	0,628**
Personnel des services vs. Employé/Ouvrier non qualifié			0,569***	0,569***	0,627**
Agriculteurs vs. Employé/Ouvrier non qualifié			0,710	0,718	0,758
Artisans vs. Employé/Ouvrier non qualifié			0,923	0,952	0,988
Conducteur d'inst. vs. Employé/Ouvrier non qualifié			0,857	0,845	0,867
Personne au foyer vs. Employé/Ouvrier non qualifié			0,717	0,732	0,746
Niveau d'étude					
Primaire vs. Aucun					0,653***
BEPC/CAP/BEP vs. Aucun					0,600***
Baccalauréat vs. Aucun					0,402***
Autre diplôme vs. Aucun					0,978
Qualité du modèle					
R ² ajusté	0,1295	0,1413	0,1720	0,1803	0,1938
AIC	3327,2	3305,3	3250,9	3236	3213,2
Taux de paires concordantes	67,80%	69,10%	71,30%	72,00%	72,70%

Lecture : * : Significatif à 10%, ** : Significatif à 5% ; *** : Significatif à 1%

Tableau 6 : Récapitulatif de la significativité des variables introduites dans les modèles 1 à 5.

Modèle relatif aux deux parents	Sexe	Age en classe	Profession du père	Profession de la mère	Santé du père "écart"	Santé de la mère "écart"	Profession de l'enquêté	Etude
Modèle 1	NS	S	S	S				
Modèle 2	NS	S	S	S	S	S		
Modèle 3	NS	S	NS	S			S	
Modèle 4	NS	S	NS	S	S	S	S	
Modèle 5	NS	S	NS	S	S	S	S	S
Lecture : NS : Non significatif, S : Significatif								