

Effets cumulatifs à long terme de l'accès aux soins et du revenu sur les inégalités de santé

Appel à projets de recherche

«Construction et représentations des inégalités sociales » de la MiRe

15 novembre 2005

Equipe :

Pierre-Emmanuel Couralet

Florence Jusot (responsable scientifique)

Pascale Lengagne

Contact :

Florence Jusot : 01 53 93 43 16 (jusot@irdes.fr)

Les auteurs remercient Agnès Couffinhal, Paul Dourgnon, Pierre-Yves Geoffard, Michel Grignon, Florence Naudin, Marc Perronnin et Dominique Polton, pour leur aide ainsi que les participants au V^o congrès international de l'International Health Economics Association pour leur commentaires. Les erreurs éventuelles restent de la responsabilité des auteurs.

Sommaire

Objectif général.....	7
1. Cadre Conceptuel.....	11
1. Les hypothèses explicatives des inégalités sociales de santé	11
2. Effets cumulatifs au cours du cycle de vie	13
2. Les données	17
1. L'enquête sur la Santé et la Protection Sociale de l'IRDES appariée avec les données des Echantillons Permanents d'Assurés Sociaux.....	17
2. L'exploitation longitudinale des données de l'enquête sur la Santé et la Protection Sociale de l'IRDES	19
3. La mesure de l'état de santé.....	20
4. La mesure du recours aux soins.....	23
5. Les caractéristiques socioéconomiques.....	24
3. Mesure d'un effet cumulatif du report de soins	29
1. Problématique.....	29
2. Analyse directe du mécanisme de report de soins	32
a. Effet de la sous- consommation de soins sur la consommation de soins ultérieure	33
b. Effet de la sous-consommation de soins l'état de santé ultérieur.....	47
c. Effet du renoncement aux soins pour raisons financières sur la consommation de soins ultérieure	50
d. Effet du renoncement aux soins pour raisons financières sur la santé ultérieure	55
e. Conclusion.....	57
3. Estimation de profils de consommation corrigés des effets de cohorte et des effets de période.....	59
a. Méthode	60
b. Résultats obtenus pour l'ensemble des individus enquêtés	62
c. Profils de consommation selon l'âge et le niveau de revenu	67
d. Conclusion.....	71

4.	Piège de pauvreté lié à la maladie.....	75
1.	Problématique.....	75
a.	Le gradient social de santé.....	75
b.	Le piège de pauvreté liée à la santé : une interprétation possible du gradient social de santé	79
c.	La difficile mise en évidence de la relation duale entre santé et statut socioéconomique.....	80
d.	Estimer la relation duale entre santé et revenu en France.....	84
2.	Un modèle familial de capital santé.....	85
3.	La stratégie empirique.....	87
4.	Résultats	89
a.	Effet de l'état de santé passé des deux conjoints sur le revenu total du ménage, après contrôle par le revenu passé.....	89
b.	Effet du revenu passé sur l'état de santé actuel des deux conjoints, après contrôle par leur état de santé passé.....	92
c.	le modèle à trois équations simultanées.....	96
5.	Conclusion.....	99
5.	Conclusion générale.....	103
6.	Bibliographie	107

Objectif général

Ce projet s'inscrit dans le deuxième axe de l'appel à projets de recherche, portant sur les processus de formation des inégalités dans différents champs sociaux. On s'intéresse ici à la formation des inégalités de santé. Il s'agit donc d'expliquer la formation des différences systématiques et régulières d'état de santé constatées des individus de situations sociales différentes (par exemple en France Desplanques, 1993 ; Leclerc et al., 2000).

Ce projet de recherche propose de tester l'existence de mécanismes cumulatifs de long terme expliquant que des individus de positions sociales initiales faiblement différentes finissent par avoir des états de santé (et de richesse) très différents. Il s'inscrit donc dans la perspective épidémiologique de «Life Course Hypothesis » selon laquelle les différences d'état de santé constatées à un âge donné entre individus proviennent d'une accumulation au cours de la vie de différences de conditions de vie (comportements alimentaires ou d'hygiène sanitaire) qui, prises chacune isolément ne peuvent constituer une explication suffisante des différences sociales d'état de santé. Parallèlement, ce projet s'inscrit dans le cadre des modèles de capital santé (Grossman, 1972), qui proposent un cadre d'analyse dynamique des déterminants de l'état de santé faisant intervenir, outre le statut socioéconomique, la consommation de soins.

De nombreux mécanismes ont été suggérés pour illustrer cette hypothèse d'accumulation au cours de la vie, et certains ont été mis en évidence sur données empiriques. Dans le cas de la France, cependant, l'absence de données d'observation longitudinales sur longue période n'a jusqu'ici pas permis de mettre en évidence l'effet de tels mécanismes.

Nous proposons de participer à une telle validation, sur données françaises, en nous concentrant sur deux mécanismes particuliers :

- l'impact sur la santé d'un moindre recours aux soins des jeunes à faible revenu, par la suite appelée « hypothèse d'effet cumulatif du report de soins »,
- la double causalité existant entre les revenus et la santé, pouvant conduire à l'existence d'un « piège de pauvreté lié à la santé ».

Ces deux tests reposent sur l'exploitation transversale et longitudinale des données de l'enquête sur la Santé et la Protection Sociale de l'IRDES, appariées les données des Echantillons Permanents d'Assurés Sociaux.

1. Cadre Conceptuel

1. Cadre Conceptuel

1. Les hypothèses explicatives des inégalités sociales de santé

La parution du rapport Black (Townsend et Davidson, 1982) au début des années 80 au Royaume Uni a marqué un tournant dans la perception des inégalités de santé, en remettant en cause l'hypothèse de pauvreté absolue, selon laquelle les «pauvres» (ou les ouvriers, ou toute autre catégorie dominée) étaient en plus mauvaise santé en raison de leurs mauvaises conditions matérielles de vie. En effet, les inégalités sociales de santé (mesurées principalement par la mortalité) avaient non seulement perduré, mais s'étaient même creusées, en dépit de l'augmentation de la richesse moyenne du Royaume-Uni et l'assez large disparition de la pauvreté absolue (la population la moins favorisée accédant à une alimentation et un logement «décent»). En outre, l'inégal accès aux soins des catégories sociales, autre explication traditionnelle avancée pour expliquer les inégalités de santé, ne pouvait pas constituer une explication alternative puisque le National Health System garantit la gratuité des soins à tous, quelle que soit leur capacité à payer.

L'absence d'explication structurelle des différences d'états de santé entre classes sociales a conduit à l'idée qu'il s'agissait finalement de disparités d'états de santé et non d'inégalités au sens propre. Une explication fondée sur les comportements individuels (les pauvres sont en mauvaise santé parce qu'ils fument ou mangent sans considération d'hygiène alimentaire) semblait parfaire cette «individualisation» ou «naturalisation» des inégalités de santé entre milieux sociaux : la structure sociale, les différences de position, de revenu, d'éducation, de localisation s'effaçaient devant les choix et préférences individuelles. On pouvait même imaginer renverser la problématique et expliquer le milieu social par les comportements, par l'intermédiaire de la santé, ou, tout au moins, rapporter position sociale et état de santé à de mêmes attitudes comportementales : une plus forte préférence pour le présent pourrait ainsi conduire à la fois à poursuivre moins longtemps ses études et à fumer, menaçant donc à terme la réussite sociale et la santé de l'individu¹. Au début des années 90, toujours au Royaume-Uni, le débat public en venait ainsi à incriminer les victimes.

¹ Nous ne voulons pas dire ici que toute théorie faisant jouer un rôle aux choix et préférences individuels, ou à l'hypothèse de sélection inverse (la santé explique le revenu autant que l'inverse) procède d'une telle naturalisation des inégalités sociales ; mettre en avant, dans un modèle économique, le rôle des comportements ou de la sélection inverse dans la constitution des inégalités individuelles de santé vise simplement à produire de meilleures descriptions de la réalité économique et sociale. En outre, on peut mettre en avant le rôle des comportements sans «naturaliser» les inégalités de santé, si les choix et préférences sont

Le renouveau des études sur les causes des inégalités sociales de santé est venu de la volonté de trouver des alternatives à l'hypothèse de «pauvreté absolue» d'une part, et à celle des choix individuels d'autre part. Parmi les explications alternatives proposées, on peut noter :

- les changements dans l'organisation du travail : le travail ouvrier ou d'exécution devenant plus stressant, les conditions matérielles sur le lieu de travail se substitueraient aux conditions de vie dans l'hypothèse de pauvreté absolue (Volkoff, Thébaud-Mony, 2000) ;
- l'intégration sociale ou le capital social (Kawachi et Berkman, 2000) : certes, les pauvres sont sortis de la pauvreté matérielle, mais les différences de capacité à mobiliser des réseaux d'entraide ou de services se sont accrues entre milieux sociaux et ce sont ces différences qui sont aujourd'hui déterminantes dans les inégalités de santé ;
- le sentiment de domination hiérarchique (Marmot, 1999, 2000) : la cohorte de fonctionnaires Britanniques (dite Whitehall) suggère que le manque d'autonomie dans l'exercice professionnel augmenterait le stress et les problèmes de santé. Une vérification empirique de ce mécanisme résiderait dans le fait que les sociétés plus inégalitaires (sur les revenus notamment) sont aussi celles qui montrent le plus d'inégalités de santé, même si le système de santé est égalitaire (Wilkinson, 1996) ;
- un effet de sélection sur le marché du travail par la santé : les inégalités sociales de santé seraient expliquées par les effets de la santé sur la productivité et l'offre de travail (Strauss et Thomas, 1998, ou Smith, 1999) ;
- l'explication par les effets cumulatifs des conditions de vie au cours du cycle de vie. Ce modèle réconcilie, il faut le souligner, les approches de l'épidémiologie sociale (« early life hypothesis » (Wadsworth, 1999) et «life course hypothesis », Blane, 1999) et de l'économie (le modèle de Grossman (1972) est fondamentalement un modèle de cycle de vie).

Nous proposons dans ce projet de tester empiriquement deux mécanismes susceptibles d'être rattachés à l'hypothèse d'accumulation au cours de la vie.

eux-mêmes le résultat de la position sociale (cf. par exemple Becker et Mulligan, 1997, sur la construction des préférences pour le présent, ou, dans le domaine de la santé, Farrel et Fuchs, 1982).

2. Effets cumulatifs au cours du cycle de vie

Le courant épidémiologique consacré aux effets cumulatifs au cours de la vie étudie les processus biologiques, comportementaux et psychosociaux de long terme pouvant lier l'état de santé à l'âge adulte à l'exposition aux facteurs de risque physiques et sociaux tout au long du cycle de vie (Kuh et Ben Shlomo, 2004). Ces effets dynamiques de long terme peuvent prendre deux formes : la programmation dans l'enfance (Barker, 1992, Wadsworth, 1999), appelée Early Life Hypothesis (ELH), l'accumulation au long du cycle de vie (Kuh and Ben-Shlomo, 1997, Blane 1999) ou Life course hypothesis (LCH). Dans le premier modèle, les différences de santé à l'âge adulte reflètent des différences de conditions de vie pendant l'enfance. Cette hypothèse n'est donc pas incompatible avec la persistance des inégalités de santé constatées au Royaume Uni, puisque, selon cette hypothèse, elles seraient expliquées, non pas par les inégalités de conditions matérielles actuelles, mais par les inégalités antérieures. Dans le second, l'état de santé se dégrade par accumulations successives de handicaps, ces handicaps ayant une probabilité supérieure de survenir quand le revenu est plus faible (Macintyre, 1997). Ce modèle peut donc expliquer que de petites différences initiales de statut socioéconomique peuvent, en s'accumulant, produire des différences d'état de santé plus importantes à l'âge adulte.

Ces hypothèses ne font pas appel au système de soins, car elles ont été formulées à la suite de plusieurs travaux, dont le rapport Black, suggérant une faible contribution de la consommation de soins médicaux à l'explication de la santé (Couffinhal et al., 2005a). Cependant, ces travaux confrontaient en général une dépense de soins à une date donnée à un état de santé à la même date, négligeant ainsi les effets dynamiques selon lesquels une sous dépense aujourd'hui peut avoir un impact fort sur l'état de santé futur. Les modèles de capital santé (Grossman, 1972) suggèrent au contraire que les décisions successives d'investissement dans la santé et donc de recours aux soins participent à la formation des inégalités de santé au cours du cycle de vie. En outre, les modèles de capital santé proposent un mécanisme causal inverse, selon lequel les dégradations de l'état de santé induisent une dégradation de la situation socioéconomique.

Les mécanismes liés à ces hypothèses nécessitent des protocoles longitudinaux sur très longue période, non disponibles en France. Certains mécanismes liés à l'hypothèse d'un effet cumulatif des conditions de vie et du recours aux soins à l'âge adulte peuvent néanmoins être étudiés à partir de suivis longitudinaux sur des périodes plus courtes.

Notre projet propose de tester à partir de l'exploitation des données des différentes enquêtes sur la Santé et la Protection Sociale de l'IRDES, appariées avec les données des Echantillons Permanents d'Assurés Sociaux, deux mécanismes jouant sur le court terme et pouvant expliquer, par accumulation sur le long terme, la formation et l'accroissement des inégalités sociales de santé au cours de la vie :

- Le premier mécanisme est un mécanisme de report de soins, selon lequel un moindre recours aux soins des jeunes à faible revenu, peut entraîner une dégradation de l'état de santé et un recours aux soins ultérieur plus élevé.
- L'existence d'un piège de pauvreté lié à la maladie sera ensuite testée. Il s'agit d'un mécanisme économique de renforcement réciproque, selon lequel une différence de revenu peut entraîner une différence d'état de santé, qui elle-même accentue la différence de productivité et donc de revenu, etc.

Après avoir présenté les données utilisées, les deux sections suivantes présentent plus précisément les mécanismes testés, les méthodes empiriques utilisées ainsi que les résultats. La dernière section propose une conclusion générale.

2. Données

2. Les données

L'étude proposée est réalisée à partir de l'exploitation des données de l'Enquête sur la Santé et la Protection Sociale de l'IRDES appariées avec les données des Échantillons Permanents d'Assurés Sociaux de la Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés (CNAMTS), de la Caisse Nationale d'assurance Maladie des Professions Indépendantes (CANAM) et de la Mutuelle Sociale Agricole (MSA).

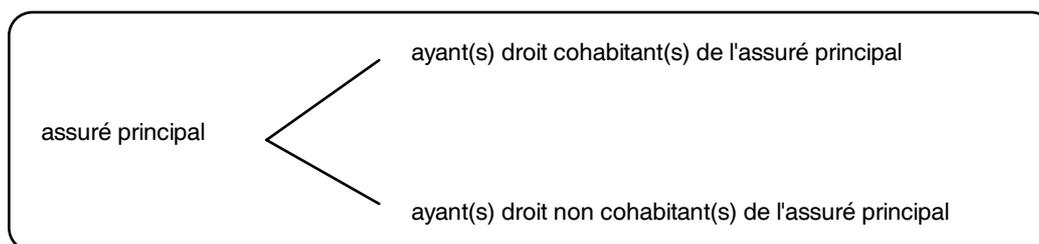
1. L'enquête sur la Santé et la Protection Sociale de l'IRDES appariée avec les données des Échantillons Permanents d'Assurés Sociaux

L'Enquête sur la Santé et la Protection Sociale (ESPS), menée tous les ans de 1988 à 1997 puis tous les deux ans depuis 1998, concerne les ménages de France métropolitaine (hors Corse) dont au moins l'un des membres est couvert par l'un des trois principaux régimes d'Assurance Maladie.

De 1988 à 1995, la base de sondage de l'enquête SPS a été constituée par l'Échantillon Permanent d'Assurés Sociaux de la CNAMTS. Il s'agit d'un échantillon représentatif au 1/1200ème des bénéficiaires du Régime général de l'Assurance Maladie des travailleurs salariés permettant de suivre l'évolution des dépenses depuis près de vingt ans. Pour améliorer la représentativité de l'enquête SPS, la base de sondage de l'enquête a été élargie depuis 1996 aux deux échantillons équivalents de l'EPAS, constitués par la CANAM pour les travailleurs indépendants et la MSA pour les agriculteurs exploitants. Aujourd'hui, 95 % des ménages français entrent dans ce champ. Les personnes vivant en institutions ne sont pas enquêtées.

Cette base de sondage est donc aujourd'hui constituée d'un échantillon représentatif de personnes bénéficiaires des trois principaux régimes d'assurance maladie, composés par les assurés (appelé par la suite assurés principaux) et leurs ayants droit, que ces derniers soient cohabitants ou non de l'assuré principal. On parle alors de « grappes-assurés » :

Schéma n° 1 : La grappe-assuré

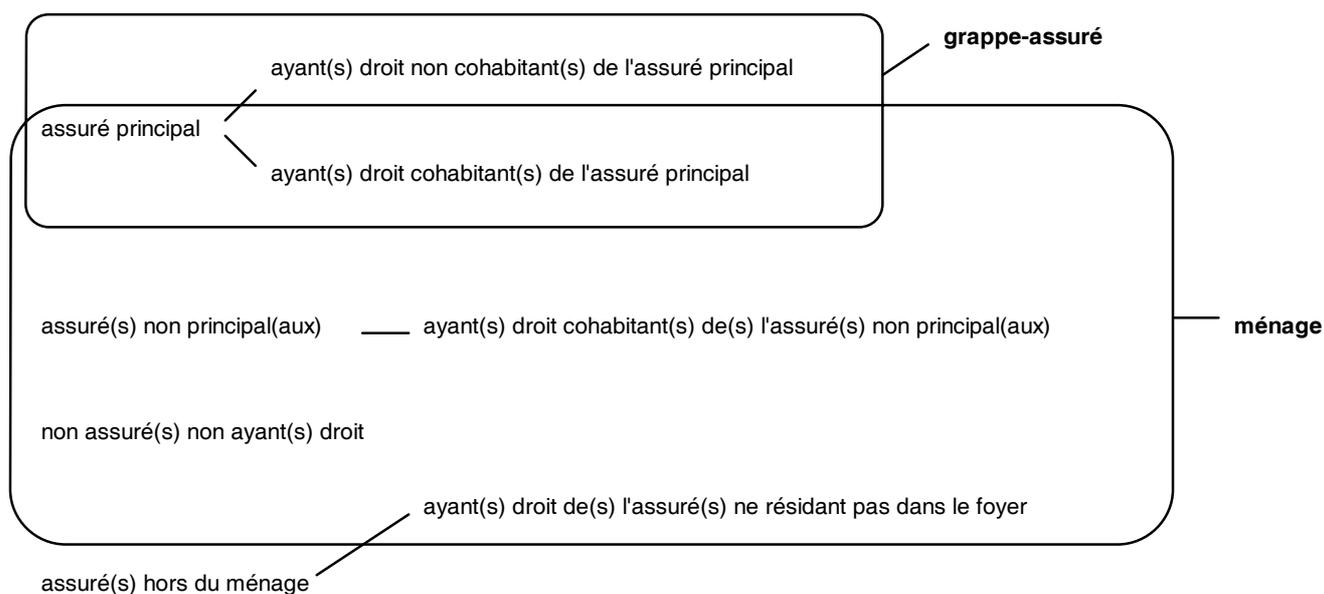


A partir de cette base de sondage, l'IRDES cherche à enquêter l'ensemble des personnes vivant dans les ménages dont au moins l'un des membres fait partie des Echantillons Permanents mentionnés précédemment.

L'enquête SPS permet de recueillir des renseignements sur la grappe-assuré, c'est-à-dire sur l'assuré principal et sur ses ayants droit, à l'exception des ayants droit non cohabitants, mais elle recueille en plus des données concernant les autres membres du foyer de l'assuré principal, qu'ils soient assurés (ils sont alors appelés assurés non principaux²) ou ayants droit d'une autre personne (ils sont alors ayants droit d'un assuré non principal). Le nombre de personnes enquêtées dans l'ESPS est donc plus important que dans les EPAS, puisque tout le foyer de l'assuré principal est enquêté. A quelques exceptions près, la grappe-assuré est en réalité incluse dans le ménage, car la plupart des ayants droit de l'assuré principal vivent sous le même toit que l'assuré principal (Cf schéma 2).

Au total, l'enquête SPS porte sur un échantillon environ 14 000 ménages représentant à peu près 40 000 personnes.

Schéma n° 2 Composition des ménages enquêtés dans l'ESPS



L'enquête SPS se déroule en deux vagues : une vague de printemps, d'avril à juin, et une vague d'automne, d'octobre à décembre. Elle combine la méthode de l'entretien téléphonique (ou du déplacement d'enquêteur, lorsque l'on ne peut pas disposer des coordonnées téléphoniques) et celle des questionnaires auto-administrés.

²L'assuré non principal n'est donc pas directement tiré au sort mais se trouve rattaché à l'échantillon en raison de son appartenance au ménage de l'assuré principal.

Elle recueille pour l'ensemble des membres du ménage des informations d'ordre socioéconomique (âge, sexe, niveau d'études, occupation principale, profession, revenu, département de résidence...), des informations concernant sur la protection sociale en matière de santé (régime de Sécurité sociale, motif éventuel d'exonération du ticket modérateur, détention d'une couverture complémentaire maladie...), des informations concernant l'état de santé (santé subjective, données de morbidité, facteurs de risque...) et, de façon prospective sur un mois, des données sur leur consommation de soins (séances de médecins, de dentistes, d'auxiliaires médicaux, analyses de biologie médicale, acquisitions pharmaceutiques, hospitalisations...). Elle comporte quelques questions complémentaires qui ne sont posées qu'à une personne du ménage, l'assuré principal ans la plupart des cas, notamment sur le renoncement aux soins pour raisons financières.

En outre, l'appariement avec les données contenues dans les fichiers des personnes protégées et les fichiers de prestations des EPAS permet en particulier de connaître l'intégralité des dépenses de santé présentées au remboursement au cours de l'année pour la grappe-assuré. Cet appariement n'a pu à ce jour être que pour 6 années d'enquêtes : 1992, 1995, 1997, 1998, 2000 et 2002.

2. L'exploitation longitudinale des données de l'enquête sur la Santé et la Protection Sociale de l'IRDES

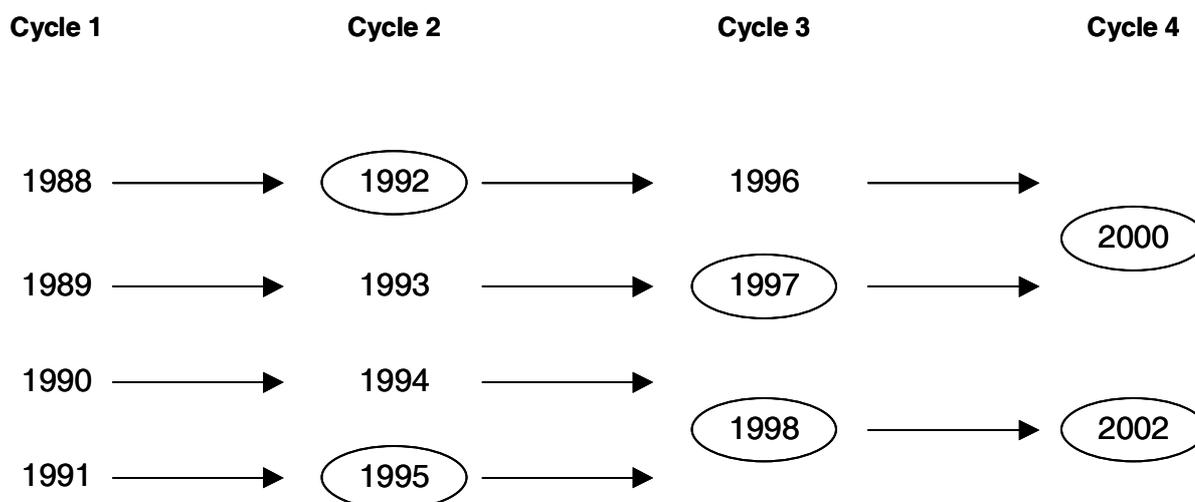
De 1988 à 1997, l'enquête sur la Santé et la Protection a interrogé par quart chaque année les ménages issus des EPAS, par moitié tous les deux ans depuis de 1998, de façon à avoir contacté toutes les personnes présentes dans les EPAS au bout de quatre ans.

La répétition de cette enquête tous les quatre ans pour les mêmes échantillons d'individus permet, pour ceux qui ont pu être suivis, d'obtenir des données pour 2, 3 ou 4 points de leur vie, séparés à chaque fois de quatre années³ : un premier point lors du premier cycle entre 1988 et 1991, un deuxième lors du deuxième cycle entre 1992 et 1995, un troisième en 1996, 1997 et 1998 et un quatrième point en 2000 et 2002.

L'enquête ESPS constitue donc un panel unique en France qui permet d'étudier de façon dynamique les relations entre état de santé et revenu pour toutes les années de l'enquête SPS, et la consommation de soins issus des fichiers des EPAS pour les années entourées pour le schéma 3 suivant.

³ Le passage d'une enquête annuelle à une enquête biennale en 1998 a conduit à interroger les personnes interrogées en 1995 en 1998, soit seulement 3 ans plus tard.

Schéma n° 3
Exploitation longitudinale des enquêtes SPS appariées avec les données des EPAS



Cependant, la déperdition de ce panel est forte, puisque seules 50% des personnes interrogées à un point sont interrogées lors de l'enquête suivante. Celle-ci peut être à l'origine de deux problèmes statistiques. La réduction de l'effectif exploitable longitudinalement limite tout d'abord la puissance statistique. La déperdition peut ensuite biaiser les résultats des analyses si elle ne touche pas identiquement tous les individus.

Les caractéristiques des chutes du panel ont été analysées pour une population composée de salariés non-fonctionnaires âgés de 30 à 54 ans (Jusot, Khlata, Rochereau et Sermet, 2005). Cette étude a montré que la déperdition entre deux points d'enquête est plus forte pour les individus du ménage qui n'ont pas fait l'objet du tirage, les plus âgés, les chômeurs et les inactifs, les revenus les plus faibles et les plus élevés, les ouvriers non qualifiés, ainsi que les personnes ne vivant pas dans une famille composée d'un couple avec enfants. Cette étude a par ailleurs montré que l'état de santé n'est pas un facteur explicatif de la chute entre deux points d'enquête. Il n'est donc pas possible d'exclure toute possibilité de biais liée à l'attrition de ce panel, cependant l'absence d'effet de la santé sur l'attrition permet de conforter l'utilisation de ce panel pour notre recherche.

3. La mesure de l'état de santé

L'enquête SPS contient de nombreuses informations sur l'état de santé des individus enquêtés. Ces informations sont recueillies à partir d'un questionnaire individuel auto administré, appelé « questionnaire santé ». Ce questionnaire est exploitable pour environ 75 % des participants à

l'enquête. Dans nos analyses suivantes, seules des personnes ayant un questionnaire santé exploitable sont retenues.

Pour cette étude, seules les informations relatives à la santé perçue, la morbidité prévalente et la présence d'une affection de longue durée sont utilisées. L'enquête comporte également deux questions permettant de mesurer l'existence d'une incapacité. La première concerne les déplacements : « Avez-vous habituellement des difficultés pour vous déplacer ? » et la seconde la toilette « Avez vous habituellement des difficultés pour faire votre toilette ? ». Cependant, ces indicateurs n'ont pas été retenus car ils témoignent d'un état de santé très dégradé et ne concernent que peu d'individus, principalement très âgés, ne rentrant pas dans le champ de notre étude. Enfin l'indice de masse corporel et la consommation de tabac n'ont pas été retenus dans la mesure où il s'agit de deux facteurs de risque pour la santé future et non véritablement d'indicateurs de la santé actuelle.

La santé perçue est obtenue partir de la réponse à la question : « Pouvez-vous noter, entre 0 et 10, votre état de santé ? » (0 = en très mauvaise santé, 10 = excellente santé). Cette question n'a été introduite dans le questionnaire santé qu'à partir de 1992. Sur l'ensemble de la population, tous âges confondus, la note moyenne observée est de 8.

Depuis 1988, la morbidité prévalente, c'est-à-dire les maladies dont les enquêtés sont atteints au jour de l'enquête, est relevée à partir de la question suivante : « quelles maladies, troubles de santé ou infirmités avez-vous actuellement ? » associée à une liste indicative balayant les affections les plus fréquentes. Cette liste de noms de maladie ou de symptôme vise à aider l'enquêté à déclarer ses troubles de santé actuels. La liste des maladies déclarées est ensuite complétée ou corrigée au vu d'autres informations recueillies comme les médicaments consommés, les interventions chirurgicales subies, le port de prothèses... Le médecin peut demander que des questions complémentaires soient posées lors d'un entretien postérieur au rendu du questionnaire santé. Les informations du questionnaire général telles que les notions de pension d'invalidité, de cessation d'activité pour raison de santé, d'exonération du ticket modérateur, peuvent également être utilisées pour compléter la liste des maladies.

La difficulté de réaliser une synthèse de l'état de santé des individus à partir du nombre de maladies ou de la nature détaillée de celles-ci a conduit les chercheurs de l'IRDES à développer deux indicateurs synthétiques de morbidité : le risque vital et l'invalidité. Ceux-ci renseignent sur la gravité, l'évolutivité et les conséquences des maladies. Cette synthèse est datée et située : elle intègre les connaissances médicales, les thérapeutiques disponibles et l'évolution habituelle des maladies en France, l'année où elle est effectuée.

A chaque maladie prévalente rencontrée, codée selon la classification internationale des maladies 10^{ème} révision, a été affecté un risque vital minimal et une invalidité minimale correspondant au risque minimum que fait encourir la maladie correspondante.

Le risque vital mesure la gravité de chaque maladie en fonction du risque de décès qu'elle entraîne. Il comprend six classes de gravité croissante : aucun indice de risque vital ; pronostic péjoratif très faible ; pronostic péjoratif faible ; risque possible sur le plan vital ; pronostic probablement mauvais (50 % de décès dans les 10 ans) ; et pronostic sûrement mauvais (décès quasi certain dans les 5 ans).

L'invalidité mesure un état de santé permanent, une fois stabilisée la phase aiguë de la maladie. Cet indicateur comprend 8 classes de gravité croissante : pas de gêne ; gêné de façon infime ; peu gêné ; gêné mais mène une vie normale ; doit restreindre un peu ses activités professionnelles ou domestiques ; activité réduite ou ralentie ; pas d'autonomie domestique ; et grabataire ou alitement permanent.

La présence d'une affection de longue durée est relevée par la question suivante : « Etes - vous pris en charge à 100 % par la Sécurité Sociale, l'état ou le département ? oui / non ».

A partir de ces informations, les indicateurs suivants ont été construits pour mesurer l'état de santé:

- La note de santé perçue est utilisée directement mais aussi sous la forme d'une variable dichotomique. Les personnes qui s'attribuent une note au moins égale à 8 sont considérées comme étant en bonne santé et celles qui s'attribuent une note inférieure sont considérées en mauvaise santé.
- Le risque vital minimum : qui est le risque vital associé à la maladie la plus grave en terme de pronostic vital de chaque individu. Cet indicateur est utilisé directement et sous la forme d'une variable dichotomique. On considère alors comme en mauvaise santé les personnes ayant déclaré souffrir d'au moins une maladie de risque vital supérieur ou égal à 2 , comme par exemple la dépression, le diabète ou encore les maladies coronariennes.
- Le degré d'invalidité minimum : qui est le degré d'invalidité de la maladie la plus invalidante de chaque individu. Cet indicateur est lui aussi utilisé directement et sous la forme d'une variable dichotomique. La mauvaise santé correspond alors au fait de déclarer souffrir d'au moins une maladie dont le degré d'invalidité est supérieur ou égal à 3, ce qui correspond à la modalité « gêné mais mène une vie normale ». Par exemple, une personne souffrant d'asthme

sans complication ou d'une arthrose débutante est gênée dans ses activités quotidiennes mais cela ne l'empêche pas toutefois de mener une vie normale.

- La présence ou non d'une affection de longue durée. Des maladies telles que le cancer, le sida, les accidents vasculaires cérébraux, l'insuffisance rénale sont par exemple prises en charge à 100 % par la Sécurité Sociale.

4. La mesure du recours aux soins

Les données des enquêtes SPS appariées avec les données des EPAS offrent deux sources d'information différentes pour estimer les dépenses liées aux consommations médicales de ville et hospitalières. Pour cette étude, nous avons retenu les données issues des fichiers des EPAS en raison de leur exhaustivité et de leur fiabilité, bien que cette information ne soit disponible que pour les membres cohabitant des grappes-assuré, soit environ 50% des personnes enquêtées lors de l'enquête ESPS.

Les données des EPAS sont contenues dans deux types de fichiers : les fichiers des personnes protégées et les fichiers de prestations.

Les fichiers des personnes protégées contiennent des informations se rapportant aux personnes protégées par l'Assurance maladie, c'est-à-dire les grappes-assuré, pendant une période donnée. Les informations contenues dans ces fichiers sont des renseignements administratifs (âge, sexe, régime de Sécurité sociale, motif éventuel d'exonération de ticket modérateur lié à la personne...).

Les fichiers de prestations en nature recensent toutes les opérations de liquidation liées au versement individualisé de prestations relatives aux consommations médicales des personnes protégées (dépenses, montants remboursés, taux de prise en charge, motifs éventuels d'exonération du ticket modérateur, qu'ils soient liés à la personne ou à la prestation elle-même...).

Par définition donc, certaines consommations de santé n'apparaissent pas, notamment les consommations non présentées au remboursement, les soins non remboursables et l'automédication. De plus, n'apparaissent pas les versements non individualisables, tels les forfaits versés aux services de soins infirmiers à domicile pour personnes âgées (SIAD) ou aux maisons de retraite médicalisées, engendrant des sous-estimations pouvant être importantes chez certaines personnes âgées. Cette source permet toutefois de connaître de manière exhaustive le montant annuel des dépenses de soins ambulatoires et hospitaliers, présentée au remboursement.

En dehors du montant des dépenses, le renoncement aux soins pour raisons financières est utilisé comme indicateur de la sous-consommation de soins. Il est mesuré partir de la réponse à la question suivante, qui n'est posée qu'à une personne par ménage: « Au cours des 12 derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ? » ; oui / non.

5. Les caractéristiques socioéconomiques

Plusieurs variables socioéconomiques sont utilisées dans nos analyses. En dehors du sexe et de l'âge, nous utilisons des informations concernant le niveau d'éducation, le revenu, la composition du ménage et la possession d'une couverture complémentaire.

Le niveau d'éducation déclaré est utilisé en 5 catégories : les personnes n'ayant pas étudié au-delà de l'école primaire, les personnes ayant un niveau d'étude de premier cycle (niveau collège), celles ayant atteint le niveau d'étude secondaire (niveau lycée) et celles ayant entamé des études supérieures.

Le revenu renseigné dans l'enquête SPS correspond au revenu total du ménage.

De 1988 à 1997, ce revenu a été recueilli en tranches. Depuis 1998, le montant exact du revenu est relevé prioritairement, des tranches étant proposées aux enquêtés ne souhaitant pas donner le montant exact de leur revenu. Seul le revenu en tranches est donc disponible à toutes les dates de l'enquête. Cependant les tranches proposées ont évolué d'une enquête à l'autre, ces évolutions ne correspondant en outre pas à l'évolution du pouvoir d'achat. Afin de pouvoir utiliser le revenu dans cette analyse longitudinale et de s'affranchir de l'impossibilité de corriger ces revenus déclarés en tranches de l'inflation, 4 classes de revenu ont été construites pour chaque enquête, ces dernières correspondant approximativement aux 4 quartiles de revenu.

Ces quartiles ont été définis d'une part pour le revenu total et d'autre part pour le revenu par unité de consommation, afin de prendre en compte les rendements d'échelle au sein du ménage. Pour cela, nous avons utilisé l'échelle d'équivalence OCDE qui attribue un point de 1 à la première personne du ménage, un poids de 0.5 aux autres adultes et un poids de 0.3 aux enfants âgés de moins de 14 ans.

La composition du ménage est ensuite utilisée pour repérer les couples dans le but d'analyser la double corrélation existant entre santé et revenu à cette échelle. La composition du ménage est connue par la réponse à la question suivante : « Quel est le lien de la personne avec l'assuré principal ? » ; conjoint, concubin / enfant / père, mère / frère, sœur / autres / n.s.p./ refus.

Le repérage des couples a été rendu délicat par le fait que la structure du ménage est définie par rapport à l'assuré principal et non par rapport à la personne de référence du ménage au sens de l'INSEE. Dans le cas où l'assuré correspond à la génération pivot, il s'agit le plus souvent de la personne de référence ou à son conjoint. Cependant il peut également s'agir par exemple d'un membre de la fratrie de la personne de référence. Dans ce cas, en dehors de la personne de référence, tous les autres membres du ménage sont le plus souvent classés comme autres. Le classement des individus est là-encore rendu délicat lorsque l'assuré principal est un enfant ayant déjà travaillé ou un ascendant cohabitant du ménage. Dans les cas litigieux, le repérage des couples a été effectué en fonction de la différence de sexe, de la proximité en âge et de la présence commune dans le ménage lors des différents cycles de l'enquête.

Enfin, nous utilisons le fait d'être ou non couvert par une assurance complémentaire, cette dernière modalité regroupant le cas échéant le fait de bénéficier de la Couverture Maladie Universelle complémentaire avec les autres couvertures complémentaires.

3. Mesure d'un effet cumulatif du report de soins

3. Mesure d'un effet cumulatif du report de soins

1. Problématique

Le premier mécanisme envisagé pour expliquer la formation des inégalités sociales de santé est un mécanisme de report de soins. Selon ce mécanisme, l'aggravation des inégalités sociales de santé au cours du cycle de vie serait en partie expliquée par les conséquences sur la santé d'un moindre recours aux soins des jeunes à faible revenu. L'aggravation de l'état de santé consécutive au moindre recours aux soins en première période impliquerait un recours aux soins curatifs ultérieur plus important. Empiriquement, ce mécanisme devrait donc se traduire par le constat d'un report de soins, c'est-à-dire, d'une moindre consommation de soins en première période compensée par une consommation plus importante en seconde période.

Ce mécanisme peut être rattaché au cadre théorique intertemporel des modèles de capital santé (Grossman, 1972 ; Erlich et Chuma, 1990). Ces modèles supposent que l'agent dispose d'un capital santé initial (sa dotation génétique) qui est soumis à une dépréciation à chaque période (les effets biologiques de l'âge). Le décès survient lorsque le niveau de capital santé de l'agent devient inférieur à un niveau minimal. Pour retarder la survenue du décès, l'agent peut choisir, à chaque période, de renoncer à des biens de consommation afin d'investir dans son capital santé grâce à la consommation de biens médicaux ou d'autres activités bénéfiques à la santé (sport, alimentation équilibrée).

La contrainte budgétaire de l'agent étant intertemporelle, le report de soins des plus pauvres peut alors être expliqué par la diminution du prix des soins de santé au cours du cycle de vie. En effet, l'absence de couverture complémentaire en première période, correspondant à un prix des soins non nul, peut obliger ou inciter les agents les plus contraints financièrement à renoncer à des soins en première période. Une consommation plus importante en seconde période sera d'autant plus facilitée par la diminution des soins induite par la dégradation de l'état de santé, dans le cas d'une exonération du ticket modérateur, ou d'un reste à charge plus réduit dans le cas de soins hospitalier.

Le report de soins peut également être explicité dans le cadre de ces modèles sans modification du prix des soins au cours du cycle de vie. En effet, le taux de dépréciation du capital santé est croissant avec l'âge dans le modèle de Grossman (1972). Cette augmentation se traduit à la fois par une diminution du niveau demandé de capital santé avec l'âge, et donc une détérioration de l'état de santé, et par une augmentation de l'investissement en santé avec l'âge, si l'élasticité de la

demande de capital santé à l'efficacité marginale du capital est inférieure à l'unité. Une sous-consommation des personnes les moins éduquées en première période induite par une plus forte préférence pour le présent pourra donc être compensée par une consommation de soins ultérieure plus élevée sans pour autant indiquer une modification des préférences.

Plusieurs éléments empiriques semblent soutenir cette hypothèse.

Les différentes enquêtes Santé Protection Sociale ont montré que la proportion de personnes déclarant avoir renoncé à des soins pour des raisons financières augmente à mesure que le revenu diminue. Par exemple, 14% des personnes interviewées dans l'enquête SPS de 1998 déclarent avoir renoncé à des soins pour raisons financières, cette proportion atteignant 24% parmi les personnes ayant un revenu inférieur ou égal à 3000F par mois par unité de consommation (Bocognano, 1999). Au-delà de différences de ressenti, ce renoncement supérieur correspond à des différences de consommation de soins : la dépense ambulatoire des pauvres est effectivement plus faible que celle des plus riches (par exemple Couffinhal et al., 2000, Grignon, Polton, 2000). De plus, cette différence de consommation se retrouve à tous les niveaux de la distribution des revenus et non seulement dans une classique opposition entre exclus et inclus. Si la dépense ambulatoire augmente avec le revenu, en revanche la dépense hospitalière est plus forte chez les plus pauvres. Il y a donc plutôt différence de structure de consommation que différence de niveau de dépense médicale.

Le mécanisme de report n'est cependant pas le seul à pouvoir rendre compte de ce fait empirique : la sous-consommation ambulatoire et la surconsommation hospitalière des pauvres peuvent aussi bien s'expliquer par un effet classique de substitution. Parce que l'hôpital est mieux pris en charge par le régime obligatoire, l'effet revenu pousserait les moins riches à consulter à l'hôpital (l'élasticité-revenu de l'hôpital serait alors nulle voire négative). Néanmoins, l'analyse de la consommation de soins selon l'âge et le revenu de Grignon et Polton (Couffinhal et al., 2000, Grignon et Polton, 2000) a conduit au constat suivant. Chez les jeunes, la dépense hospitalière reste faible, la dépense médicale augmente avec le revenu, principalement du fait de l'ambulatoire. Chez les plus âgés, au contraire, la dépense médicale est plus forte chez les plus pauvres, à cause des consommations hospitalières.

Ce constat suggère donc le mécanisme théorique proposé selon lequel un moindre revenu entraînerait un report de soins ambulatoires, entraînant une aggravation de l'état de santé (par les conséquences des morbidités non traitées et par l'intermédiaire de dépistages tardifs) pouvant conduire à une surconsommation hospitalière ultérieure. Passer de ce constat au mécanisme explicatif pose cependant un problème : ce constat est fait à une date donnée, il agrège donc des différences d'âge (qui peuvent se traduire en un mécanisme d'accumulation au cours de la vie) et

des différences de génération. Si la différence de consommation médicale entre niveaux de revenu constatée aux âges élevés vient d'un effet de génération (parmi les plus anciens, il existait des différences culturelles attachées au revenu qui poussaient à des modes de recours très différenciés) appelé à disparaître avec les nouvelles générations, on aura attribué à tort à l'effet report la surconsommation hospitalière des plus pauvres âgés.

Les résultats de quelques études menées à partir de suivis assez limités dans le temps sont cohérents toutefois avec cette hypothèse. Par exemple, l'expérience de la Rand (Newhouse, 1993) montre que, pour le décile le plus pauvre de la population, la diminution de consommation dans le plan d'assurance ne couvrant que le risque catastrophique conduit à une augmentation de la mortalité de 10% en trois ans seulement, par rapport aux individus du même décile de revenu, mais couverts par le plan le plus généreux (ticket modérateur de 5%). Toujours selon la même expérience, chez les enfants, une forte contrainte de revenu et un plan d'assurance moins généreux conduit à une moindre consommation de ressources médicales, qui se traduit, toujours sur trois ans, par une prévalence sensiblement plus forte de problèmes graves de vision ou d'audition. Ces résultats sont d'autant plus robustes (aux éventuels effets de sélection par lesquels des individus différents opteraient pour des couvertures santé différentes) que l'affectation des individus aux plans a été aléatoire. On peut donc dire que, toutes choses égales par ailleurs, une diminution de recours aux soins peut avoir à terme un impact non négligeable sur l'état de santé. De même, sur données françaises, un précédent travail effectué par l'IRDES, dans le cadre d'un appel à projets de recherche de la MiRe (Couffinhal et al., 2002 a et b) a montré que, à état de santé initial équivalent, les individus qui recourent plus aux généralistes ont un niveau d'invalidité moindre quatre ans après. Ce résultat est cohérent avec l'hypothèse selon laquelle les traitements médicaux, s'ils ne permettent pas de faire disparaître les maladies chroniques, limitent en revanche leur impact sur l'incapacité fonctionnelle et la qualité de vie.

Ce projet propose plusieurs analyses afin d'approfondir le test de cette hypothèse de report de soins. Les premières analyses sont fondées sur une exploitation longitudinale des différentes enquêtes sur la Santé et la Protection Sociale appariées avec les données de l'EPAS afin de tester directement l'hypothèse de report de soins. Il s'agit alors de tester la corrélation entre la sous-consommation de soins à une date et les consommations de soins et l'état de santé ultérieurs. Les secondes reposent sur l'utilisation de ces données en coupes transversales successives. Il s'agit d'estimer des profils de consommation corrigés des effets de cohorte et des effets de période, afin de voir si les profils de consommation par âge diffère selon le niveau de revenu.

2. Analyse directe du mécanisme de report de soins

Nous proposons donc dans une première étape de menée une analyse directe du mécanisme de report de soins.

Ce mécanisme suppose qu'une sous-consommation de soins à une date engendre une dégradation de l'état de santé qui implique à son tour des soins curatifs ultérieurs plus élevés. Si ce mécanisme est vrai, nous devrions constater d'une part une corrélation positive entre la sous-consommation de soins à une date et la consommation ultérieure et d'autre part une corrélation positive entre la sous-consommation de soins et la dégradation de l'état de santé.

La mise en évidence de mécanisme repose donc sur l'identification d'une sous-consommation de soins. Nous proposons ici deux mesures de la sous-consommation de soins. La première mesure utilisée est une mesure objective. Nous considérerons qu'une personne a sous-consommé si sa consommation de soins est inférieure à la moyenne ou à la médiane. La deuxième mesure est une mesure subjective. Nous considérerons alors qu'une personne a sous-consommé si elle déclare avoir renoncé à des soins pour des raisons financières.

Nous proposons d'analyser le mécanisme de report sur une période de 4 ans. Il s'agit dans un premier temps d'analyser l'influence la consommation de soins à une date sur la consommation et l'état de santé 4 ans plus tard, à état de santé initial donné. Dans un deuxième temps nous testerons l'influence du renoncement aux soins sur la consommation et l'état de santé 4 ans plus tard, à état de santé initial donné.

Cette analyse est réalisée pour un échantillon de personnes ayant participé à l'enquête SPS au cours des périodes 1996-98 et 2000-02 et pour lesquelles sont connues les données de consommation de soins au travers de l'EPAS. L'échantillon est en outre restreint aux personnes dont le questionnaire santé a été jugé exploitable aux deux dates et qui ont répondu aux questions sur le renoncement aux soins à la date initiale. Enfin, cette analyse est restreinte aux personnes âgées de 20 à 60 ans à la première date, puisque l'on peut penser que le mécanisme de report de soins sera plus facilement identifiable aux âges jeunes, où la dégradation de la santé est moins directement liée à l'âge. L'échantillon d'analyse est composé de 2202 personnes.

a. Effet de la sous- consommation de soins sur la consommation de soins ultérieure

Effet de la sous-consommation sur le montant de dépenses de soins ultérieur

Le premier test envisagé consiste à voir si les personnes ayant eu une sous-consommation de soins initiale ont une consommation de soins ultérieure plus élevée.

Deux analyses ont été réalisées pour tester l'influence de la sous-consommation de soins initiale à une date sur la consommation de soins 4 ans plus tard. La première repose sur une analyse descriptive simple de comparaison de la moyenne et de la médiane de la consommation de soins selon la sous-consommation de soins initiale. La seconde repose sur une analyse économétrique.

Analyse descriptive

Dans un premier temps, la sous-consommation de soins initiale a été définie par le fait d'avoir eu à la date initiale une consommation de soins strictement inférieure à la moyenne. Trois indicateurs ont été définis, le premier prenant en compte les dépenses de soins totales annuelles, le deuxième prenant compte les dépenses annuelles de soins ambulatoires, et le troisième les dépenses annuelles de soins hospitaliers.

La sous-consommation de soins est tout d'abord mesurée pour l'ensemble de la population. Pour tenir compte de besoin de soins, la sous-consommation est ensuite mesurée à état de santé donné. Nous définissons donc deux sous-populations : les personnes initialement en bonne santé puis les personnes initialement en mauvaise santé. L'indicateur de santé retenue pour cette analyse est l'indicateur de santé perçue. En effet de nombreuses études ont montré la fiabilité de cet indicateur tant pour la prédiction de la mortalité que pour la prédiction des dépenses de soins. Nous considérons en bonne santé les personnes ayant noté leur état de santé entre 8 et 10 et en mauvaise santé les personnes ayant noté leur état de santé entre 0 et 7.

Le tableau 1 présente pour chacune des sous-populations et chacun des types de soins considérés les valeurs-seuils exprimées en euros permettant de définir la sous-consommation. L'utilisation du critère de la consommation moyenne conduit alors à des proportions de sous-consommateurs de soins très variables selon la population considérée. Ainsi, ce critère conduit dans la population totale à considérer que la proportion de sous-consommateurs s'échelonne entre 67% et 88%. La stratification de l'échantillon selon l'état de santé initial limite la proportion de sous-consommateurs. Ainsi, la proportion de sous-consommateurs s'échelonne entre 50% et 67% parmi

les personnes déclarant être en bonne santé, et ne varie plus qu'entre 16% et 22% parmi les personnes se déclarant en mauvaise santé.

Afin d'avoir des proportions de sous-consommateurs plus comparables dans les trois sous-populations d'étude, un second ensemble d'indicateurs a donc été défini en considérant non pas la moyenne des dépenses de soins mais la médiane, ce critère conduisant par définition à classer 50% de l'effectif parmi les sous-consommateurs.

Tableau 1 : Consommation de soins moyenne et médiane à la date t selon l'état de santé initial

	Dépense totale en t	Dépense ambulatoire en t	Dépense hospitalière en t
Population totale			
moyenne	1004.23	675.27	328.96
% de sous-consommateurs	73.84	67.39	88.37
médiane	435.32	406.84	0.00
Effectif total	2202	2202	2202
Population en bonne santé			
moyenne	710.70	530.48	180.22
% de sous-consommateurs	54.68	50.23	67.17
médiane	349.97	329.88	0.00
Effectif total	1651	1651	1651
Population en mauvaise santé			
moyenne	1883.75	1109.13	774.62
% de sous-consommateurs	19.03	16.21	21.71
médiane	837.12	749.04	0.00
Effectif total	551	551	551

L'analyse descriptive de la consommation 4 ans plus tard en fonction de sous-consommation initiale, présentée dans le tableau 2, permet alors de constater que, contrairement à l'hypothèse testée, les personnes ayant une consommation de soins inférieure à la moyenne et médiane à la date t ont également une consommation moyenne et médiane inférieure quatre ans plus tard.

Ce résultat est vérifié pour tous les types de dépense lorsque l'analyse prend en compte l'ensemble de la population et lorsqu'elle est restreinte à la population initialement en bonne santé. Globalement, la dépense de soins 4 ans plus tard des personnes ayant eu une sous-consommation initiale est près de deux fois inférieure à celle des personnes ayant eu des consommations supérieures ou égales à la moyenne ou la médiane de la population.

Pour la population en mauvaise santé initiale, le même phénomène apparaît pour la consommation de soins totale et pour la consommation de soins ambulatoires. En revanche, on constate que les personnes ayant eu une sous-consommation de soins hospitaliers initiale ont une consommation moyenne et médiane de soins hospitaliers ultérieure légèrement plus élevée.

Tableau 2 : Consommation de soins à la date t+4 selon la sous-consommation antérieure et l'état de santé initial

	Dépense initiale supérieure ou égale à la moyenne	Dépense initiale inférieure à la moyenne	Dépense initiale supérieure ou égale à la médiane	Dépense initiale inférieure à la médiane
Ensemble de la population				
Dépense totale en t+4				
Moyenne	1715.38	737.92	1339.54	647.67
médiane	695.86	221.46	526.60	160.35
Effectif	576	1626	1101	1101
Dépense ambulatoire en t+4				
Moyenne	1104.51	496.91	925.45	464.61
médiane	562.68	175.90	446.77	147.27
Effectif	718	1484	1101	1101
Dépense hospitalière en t+4				
Moyenne	418.69	282.77	463.69	267.58
médiane	0.00	0.00	0.00	0.00
Effectif	256	1946	348	1854
Population en bonne santé				
Dépense totale en t+4				
Moyenne	1171.89	623.60	954.61	589.71
médiane	535.98	187.58	416.88	141.13
Effectif	447	1204	825	826
Dépense ambulatoire en t+4				
Moyenne	855.40	418.73	739.95	385.60
médiane	447.01	155.57	339.90	133.98
Effectif	545	1106	826	825
Dépense hospitalière en t+4				
Moyenne	403.26	186.60	403.24	180.11
médiane	0.00	0.00	0.00	0.00
Effectif	172	1479	215	1436
Population en mauvaise santé				
Dépense totale en t+4				
Moyenne	2070.06	1527.49	2145.75	1167.42
médiane	818.75	484.92	845.48	308.89
Effectif	132	419	276	275
Dépense ambulatoire en t+4				
Moyenne	1554.61	839.07	1376.23	804.74
médiane	779.58	320.82	729.68	270.91
Effectif	194	357	276	275
Dépense hospitalière en t+4				
Moyenne	412.34	590.01	561.43	568.07
médiane	0.00	0.00	0.00	0.00
Effectif	73	478	133	418

Analyse économétrique

Pour affiner ces premiers résultats, nous proposons dans un second temps d'estimer l'influence de la sous-consommation de soins sur la consommation de soins 4 ans plus tard par une analyse économétrique.

Pour cette analyse, la sous-consommation est tout d'abord modélisée, comme dans l'analyse descriptive précédente, par une variable indicatrice correspondant au fait d'avoir eu une consommation inférieure à la moyenne 4 ans avant, compte tenu de son état de santé initial mesuré par la note d'état de santé.

Il s'agit donc d'estimer, pour chaque type de dépense, l'influence sur le logarithme des dépenses de soins plus un à la date t+4 de la sous-consommation en soins ambulatoires et en soins hospitaliers à la date t, en contrôlant par l'âge, le sexe et la couverture complémentaire à la date t+4, ces variables pouvant influencer la consommation de soins de t+4.

$$\ln(C_i^{t+4} + 1) = a_0 + a_1 SC_i^t + a_2 A_i^t + a_3 S_i + a_4 CC_i^{t+4} + v_i^{t+4}$$

avec C_i^{t+4} la consommation de soins à la date t+4, SC_i^t la sous-consommation de soins à la date t, A_i^{t+4} l'âge, S_i le sexe de l'individu, CC_i^{t+4} la couverture complémentaire et les résidus v_i^t supposés distribués selon une loi normale.

La proportion de non-consommateurs étant très faible pour la dépense de soins totale (6.22%) et pour la dépense de soins ambulatoires (6.27%), ce modèle est estimé simplement à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires. Pour la dépense de soins hospitaliers, cette équation est estimée à l'aide d'un modèle Tobit afin de prendre en compte le fait que 73.61% des personnes n'ont aucune dépense hospitalière à la date t+4.

Les résultats du tableau 3 confirment alors les résultats de l'analyse descriptive : la sous-consommation de soins ambulatoires comme la sous-consommation de soins hospitaliers sont significativement associées à des dépenses de santé 4 ans plus tard moins élevées, et ce pour les trois types de dépenses considérées. Cette analyse montre également que les femmes ont des dépenses de santé plus élevées. L'âge n'a une influence significative que sur la consommation de soins hospitaliers alors que la couverture complémentaire influence positivement les dépenses de santé totales et ambulatoires mais n'a pas d'influence sur le montant des dépenses hospitalières.

Tableau 3 : Effet de la sous consommation en t sur la consommation de soins en t+4 pour l'ensemble de la population

Variables	Dépenses totales			Dépenses ambulatoires			Dépenses hospitalières		
	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	3,0203	1,02	0,3069	1,3728	0,49	0,6263	27,3351	4,31	0,0378
Sous-conso ambulatoire	-0,8269	-8,66	<0,0001	-0,7992	-8,78	<0,0001	-2,5949	36,93	<0,0001
Sousconso hospitalière	-0,3239	-2,32	0,0206	-0,2690	-2,02	0,0437	-1,3613	5,21	0,0225
Femme	0,5371	6,20	<0,0001	0,5057	6,12	<0,0001	1,0165	6,56	0,0104
Age	0,1254	0,59	0,555	0,2135	1,05	0,2917	-2,0374	4,64	0,0312
Age au carré	-0,0030	-0,60	0,5511	-0,0047	-1,00	0,3169	0,0436	3,93	0,0474
Age au cube	0,0000	0,74	0,4592	0,0000	1,10	0,272	-0,0003	3,18	0,0747
Couverture complémentaire	0,7901	3,87	0,0001	0,8560	4,40	<0,0001	0,6930	0,5	0,4792
r2	10,7500			0,1128					
r2 ajusté	10,4700			0,1100					

L'analyse stratifiée selon l'état de santé initial offre des résultats comparables. La sous-consommation de soins ambulatoire à une date est associée à des dépenses de soins moins élevées 4 ans plus tard pour tous les types de soins. La sous-consommation de soins hospitaliers est également associée à dépenses de soins moins élevées pour tous les types de soins parmi les personnes se déclarant initialement en bonne santé. Elles n'ont en revanche aucun effet significatif sur les dépenses de santé ultérieures des personnes se déclarant initialement en mauvaise santé.

Tableau 4 : Effet de la sous consommation en t sur la consommation de soins ultérieure pour la population initialement en bonne santé

Variables	Dépenses totales			Dépenses ambulatoires			Dépenses hospitalières		
	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	0,0627	0,02	0,9856	-0,8077	-0,24	0,8079	27,416	3,06	0,0804
Sous-conso ambulatoire	-0,8354	-7,33	<0,0001	-0,8207	-7,52	<0,0001	-2,537	23,57	<0,0001
Sous-consommation hospitalière	-0,3638	-2,14	0,0327	-0,3004	-1,84	0,0657	-1,455	3,91	0,048
Femme	0,4413	4,28	<0,0001	0,4161	4,22	<0,0001	0,442	0,84	0,3596
Age	0,3438	1,37	0,1721	0,3809	1,58	0,1144	-2,033	3,18	0,0747
Age au carré	-0,0084	-1,41	0,1581	-0,0090	-1,6	0,1108	0,043	2,56	0,1099
Age au cube	0,0001	1,54	0,1241	0,0001	1,7	0,0886	0,000	2,03	0,1545
Couverture complémentaire	0,9467	3,82	0,0001	1,0033	4,23	<0,0001	1,134	0,85	0,3577
r2	0,0919			0,0975					
r2 ajusté	0,0880			0,0937					

Tableau 5 : Effet de la sous consommation en t sur la consommation de soins ultérieure pour la population initialement en mauvaise santé

Variables	Dépenses totales			Dépenses ambulatoires			Dépenses hospitalières		
	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	8,4418	1,48	0,1387	3,1967	0,6	0,5494	17,7743	0,49	0,4861
Sous-conso ambulatoire	-0,9342	-5,63	<0,0001	-0,8663	-5,57	<0,0001	-3,1607	18,27	<0,0001
Sous-consommation hospitalière	-0,0236	-0,1	0,9181	0,0152	0,07	0,9437	-0,717	0,52	0,4703
Femme	0,6767	4,4	<0,0001	0,6403	4,44	<0,0001	1,9975	8,04	0,0046
Age	-0,2457	-0,62	0,5363	0,0783	0,21	0,8334	-1,4053	0,63	0,4291
Age au carré	0,0063	0,7	0,4849	-0,0005	0,06	0,9500	0,0328	0,67	0,4141
Age au cube	0,0000	-0,71	0,4767	0,0000	0,01	0,9907	-0,0002	0,66	0,4153
Couverture complémentaire	0,5159	1,54	0,1246	0,6077	1,93	0,0538	-0,0028	0,00	0,9986
r2	0,1261			0,1305					
r2 ajusté	0,1148			0,1193					

L'ensemble de ces résultats semble donc en première approche infirmer l'hypothèse de report de soins. En effet le mécanisme de report de soins devrait se traduire par une corrélation positive entre la sous-consommation à une date et les dépenses de santé ultérieures.

Deux phénomènes peuvent alors expliquer les résultats trouvés ici. D'une part, ceux-ci peuvent être dus à des caractéristiques stables dans le temps, non prises en compte dans le modèle, et associées à chaque période à une moindre consommation de soins. Sous l'hypothèse d'une stabilité des préférences pour la santé dans le temps par exemple, les personnes qui ont une consommation de soins inférieure à la moyenne auront également des dépenses de santé plus faible 4 ans plus tard. Pour réduire en partie ce problème les analyses suivantes ont été menées en contrôlant par le niveau d'éducation. Ces résultats peuvent d'autre part être dus au fait que les dépenses de santé initialement reflètent en partie l'état de santé initial. Si les personnes qui ont des dépenses de santé plus élevées à la date t ont également un état de santé plus dégradé, à indicateur de santé perçue donné, celles-ci auront également des dépenses de santé plus élevées 4 ans plus tard si elles n'ont pas recouvré leur santé.

Afin de mieux prendre en compte l'état de santé initial, cette première analyse a été complétée par une analyse en deux étapes.

La sous-consommation de soins est alors mesurée par l'écart entre la consommation effective de l'individu et la consommation de soins qu'il aurait dû avoir compte tenu de ses besoins en santé, ces derniers étant approchés par plusieurs indicateurs de santé simultanément : la note subjective d'état de santé, le risque vital minimum associé à la maladie risque maximum parmi les maladies déclarées par l'individu, l'invalidité minimum associée à la maladie risque maximum parmi les maladies déclarées par l'individu et le fait que la personne soit prise en charge à 100% par la sécurité sociale pour une affection de longue durée, le sexe et l'âge.

La première étape consiste à estimer la consommation de soins qu'un individu aurait dû avoir compte ses besoins en santé. Cette valeur correspond à la consommation de soins de l'individu prédite par le modèle de consommation de soins suivant :

$$\ln(C_i^t + 1) = b_0 + b_1 N_i^t + b_2 RV_i^t + b_3 INV_i^t + b_4 ALD_i^t + b_5 A_i^t + b_6 S_i + u_i^t$$

où N_i^t est la note subjective d'état de santé, RV_i^t le risque vital, INV_i^t l'invalidité, ALD_i^t le fait ou non que la personne soit prise en charge pour une affection de longue durée, A_i^t l'âge, S_i le sexe de l'individu i et les résidus u_i^t supposés distribués selon une loi normale.

Les autres déterminants de la consommation de soins ne sont pas intégrés dans cette première étape car il est difficile de définir leur influence en termes de besoins. Ainsi, si l'on considère que l'assurance complémentaire a principalement un rôle d'accès aux soins, la dépense de soins correspondant aux besoins de soins devrait correspondre à la dépense que l'individu aurait eue, à état de santé donné, en étant couvert par une assurance complémentaire. Cependant, le surplus de consommation de soins peut également être considéré comme le résultat d'un phénomène de hasard moral de seconde espèce. De même, les effets de l'éducation peuvent être interprétés comme le reflet d'une meilleure connaissance du système ou alors de préférences différentes pour la santé.

Cette première équation est là encore estimée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires pour la dépense de soins totale et pour la dépense de soins ambulatoires et à l'aide d'un modèle Tobit pour la dépense de soins hospitaliers.

Le résidu u_i^t de l'équation précédente peut alors s'interpréter comme une sous-consommation ou une surconsommation de soins, définie comme l'écart entre la consommation effective de l'individu et la consommation justifiée par son état de santé.

La seconde étape consiste ensuite à estimer l'effet sur la consommation en t+4 de cet écart, en contrôlant par d'autres variables pouvant influencer la consommation en t+4 :

$$\ln(C_i^{t+4} + 1) = c_0 + c_1 u_i^t + c_2 A_i^{t+4} + c_3 S_i + c_4 E_i + c_5 CC_i^{t+4} + v_i^{t+4}$$

avec u_i^t le résidu de l'équation précédente, A_i^{t+4} l'âge, S_i le sexe de l'individu, E_i le niveau d'éducation, CC_i^{t+4} la couverture complémentaire et les résidus v_i^t supposés distribués selon une loi normale.

Cette seconde équation est à nouveau estimée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires pour la dépense de soins totales et pour la dépense de soins ambulatoires et à l'aide d'un modèle Tobit pour la dépense de soins hospitaliers.

L'hypothèse de report de soins correspond alors à une corrélation négative entre ce résidu et la consommation ultérieure. En effet, sous l'hypothèse retenue, les personnes ayant une consommation inférieure à ce qu'elle aurait dû être devraient avoir une consommation plus élevée à la période suivante.

Le tableau 6 présente les résultats de la première étape du modèle. De manière attendue, la consommation de soins est d'autant plus élevée que l'état de santé est dégradé. Ainsi, chaque type de dépense est d'autant plus élevée que le jugement que l'individu a de son état de santé est faible. De même les dépenses totales de santé et les dépenses de soins ambulatoires augmentent avec le niveau d'invalidité associé aux maladies déclarées par l'individu. Les dépenses hospitalières augmentent par ailleurs avec le risque vital associé aux maladies déclarées par l'individu. Enfin les personnes souffrant d'une affection de longue durée ont des dépenses totales et ambulatoires plus élevées. Les femmes ont également des dépenses plus élevées pour tous les types de soins et les dépenses totales de santé et les dépenses de soins ambulatoires sont croissantes avec l'âge selon une forme logistique.

La seconde étape d'analyse conduit là-encore à infirmer l'hypothèse de report de soins.

Ainsi, les résultats présentés dans le tableau 7 montrent que les dépenses à la date t+4 sont d'autant plus élevées que l'écart entre la consommation effective de l'individu et la consommation totale correspondant à ses besoins de soins est élevé, et ce pour tous les types de dépense. Cela signifie donc que les personnes ayant eu des consommations supérieures à leurs besoins à la date t ont à nouveau des consommations ultérieures plus élevées.

Tableau 6 : Estimation de la consommation de soins à la date t selon les besoins de soins

Variables	Dépenses totales			Dépenses ambulatoires			Dépenses hospitalières		
	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	0,2838	0,13	0,8976	0,2768	0,13	0,8954	2,496	0,01	0,9251
Femme	0,7865	9,58	<0,0001	0,7575	9,66	<0,0001	3,630	10,47	0,0012
Age	0,5021	2,90	0,0038	0,4681	2,83	0,0048	0,042	0,00	0,9842
Age au carré	-0,0128	-2,90	0,0038	-0,0118	-2,80	0,0051	-0,012	0,04	0,8331
Age au cube	0,0001	2,92	0,0036	0,0001	2,83	0,0047	0,000	0,10	0,7565
Note	-0,2319	-7,24	<0,0001	-0,2042	-6,68	<0,0001	-1,835	20,86	<0,0001
Risque vital	0,0426	0,85	0,3928	0,0386	0,81	0,4167	1,130	2,95	0,0858
Invalidité	0,2372	4,94	<0,0001	0,2276	4,96	<0,0001	0,090	0,02	0,8878
ALD	0,7221	3,52	0,0004	0,5554	2,83	0,0047	1,600	0,56	0,4525
r2	0,1464			0,1413					
r2 ajusté	0,1433			0,1382					

Tableau 7 : Effet du résidu de la consommation de soins totale 1 sur la consommation de soins ultérieure

Variables	Dépenses totales			Dépenses ambulatoires			Dépenses hospitalières		
	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	0,5063	0,17	0,8619	-1,0777	-0,39	0,6968	20,4733	2,39	0,1218
Ecart pour la consommation de soins totale	0,2813	12,78	<,0001	0,2798	13,38	<,0001	0,5224	22,41	<,0001
Femme	0,7078	8,41	<,0001	0,6658	8,33	<,0001	1,6341	17,02	<,0001
Age	0,2390	1,14	0,2543	0,3285	1,65	0,0992	-1,7603	3,40	0,0650
Age au carré	-0,0057	-1,17	0,2407	-0,0075	-1,62	0,1060	0,0366	2,72	0,0992
Age au cube	0,0001	1,37	0,1713	0,0001	1,76	0,0783	-0,0002	2,00	0,1574
Collège	0,1191	0,70	0,4863	0,0693	0,43	0,6697	-0,0215	0,00	0,9780
Lycée	0,1284	0,69	0,4911	0,1224	0,69	0,4895	-0,3908	0,21	0,6478
Supérieur	0,1421	0,79	0,4276	0,1403	0,82	0,4097	-0,2006	0,06	0,8068
Couverture complémentaire	0,6804	3,37	0,0008	0,7412	3,86	0,0001	0,8057	0,65	0,4185
r2	0,1338			0,1451					
r2 ajusté	0,1302			0,1415					

La prise en compte des différents types de soins modifie peu les résultats. Ainsi, les résultats présentés dans le tableau 8 confirment le fait que les dépenses de soins totales et les dépenses de soins ambulatoires à la date t+4 croissent avec le surplus de dépenses ambulatoires et hospitalières à la date t. Les dépenses hospitalières sont également plus élevées lorsque les dépenses hospitalières initiales sont supérieures aux dépenses prédites dans l'étape 1. Seule la corrélation entre le surplus de dépenses ambulatoires et la dépense hospitalière ultérieure est conforme à l'hypothèse testée. Cependant, cet effet n'est pas significativement différent de zéro.

Tableau 8 : Effet du résidu de l'étape 1 sur la consommation de soins ultérieure

Variables	Dépenses totales			Dépenses ambulatoires			Dépenses hospitalières		
	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	-2,1380	-0,82	0,4100	-2,9981	-1,16	0,2477	-0,6542	0,02	0,8841
Ecart pour la consommation de soins ambulatoire	0,2500	12,10	<,0001	0,2627	12,72	<,0001	-0,0163	0,15	0,6983
Ecart pour la consommation de soins hospitaliers	0,9540	23,84	<,0001	0,6942	17,36	<,0001	4,4765	1905,40	<,0001
Femme	0,6630	8,84	<,0001	0,6336	8,45	<,0001	1,7325	120,47	<,0001
Age	0,4013	2,15	0,0318	0,4476	2,40	0,0166	-0,1331	0,17	0,6810
Age au carré	-0,0093	-2,15	0,0319	-0,0101	-2,33	0,0196	-0,0011	0,02	0,8811
Age au cube	0,0001	2,30	0,0217	0,0001	2,44	0,0148	0,0000	0,40	0,5249
Collège	0,1278	0,84	0,4017	0,0730	0,48	0,6316	0,1961	0,51	0,4743
Lycée	0,1545	0,93	0,3526	0,1333	0,80	0,4220	-0,0344	0,01	0,9095
Supérieur	0,1416	0,89	0,3752	0,1352	0,85	0,3966	-0,1987	0,47	0,4951
Couverture complémentaire	0,5666	3,15	0,0017	0,6442	3,58	0,0004	0,0123	0,00	0,9736
r ²	0,3129			0,2499					
r ² ajusté	0,3098			0,2465					

Effet de la sous-consommation sur la structure des soins ultérieure

L'analyse précédente suggérant un effet de la sous-consommation ambulatoire sur les dépenses hospitalières ultérieures, nous proposons à présent de tester de l'influence de la sous-consommation ambulatoire sur la structure des soins ultérieure. En effet le mécanisme de report de soins devrait se traduire par une structure des soins différente, les personnes ayant une consommation de soins ambulatoires moindre à une date devant avoir non seulement une consommation ambulatoire ultérieure plus importante, mais surtout une consommation ultérieure de soins hospitaliers plus élevée induite par une dégradation de l'état de santé et donc au total une part des dépenses consacrée aux soins hospitaliers plus élevée.

Deux analyses complémentaires ont donc été menées. La première repose sur une analyse descriptive simple de comparaison de la part moyenne des dépenses totales consacrée aux dépenses hospitalières selon la sous-consommation de soins ambulatoires initiale. La seconde repose sur une analyse économétrique de l'influence de la sous-consommation de soins initiale sur la part des dépenses hospitalières dans la dépense totale.

Analyse descriptive

Afin d'analyser l'influence de la sous-consommation de soins ambulatoires sur la structure des soins, nous comparons la proportion de consommateurs de soins, la proportion de consommateurs de soins hospitaliers et la part moyenne⁴ des dépenses hospitalières dans la dépense totale selon la sous-consommation de soins ambulatoire initiale. La sous-consommation est alors mesurée dans un premier temps par le fait d'avoir eu des dépenses ambulatoires inférieures à la moyenne, puis inférieure à la médiane. Cette analyse est à nouveau réalisée pour la population totale, puis en distinguant pour la population se déclarant initialement en bonne santé et la population se déclarant en mauvaise santé.

Les résultats présentés dans le tableau 9 infirment alors l'hypothèse proposée. En effet quelle que soit la population d'étude, la proportion de consommateurs de soins, la proportion de consommateurs de soins hospitaliers et la part moyenne des dépenses hospitalières dans la dépense totale sont inférieures dans la population ayant eu 4 ans avant une sous-consommation de soins ambulatoires.

⁴ La médiane est pour toutes les populations d'étude égale à zéro.

Tableau 9 : Structure des soins selon la sous-consommation initiale et l'état de santé

	Dépense ambulatoire initiale supérieure à la moyenne	Dépense ambulatoire initiale inférieure ou égale à la moyenne	Dépense ambulatoire initiale supérieure à la médiane	Dépense ambulatoire initiale inférieure ou égale à la médiane
Ensemble de la population				
% de consommateurs de soins	97.77	91.85	97.37	90.19
% de consommateurs de soins hospitaliers	38.58	20.49	33.79	18.98
Part moyenne de la dépense hospitalière dans la dépense totale en t+4	10.85	7.01	9.59	6.93
Effectif	718	1484	1101	1101
Population en bonne santé				
% de consommateurs de soins	96.33	90.87	96.25	89.09
% de consommateurs de soins hospitaliers	33.21	18.99	29.06	18.30
Part moyenne de la dépense hospitalière dans la dépense totale en t+4	9.38	6.78	8.49	6.78
Effectif	545	1106	826	825
Population en mauvaise santé				
% de consommateurs de soins	98.97	96.08	98.91	95.27
% de consommateurs de soins hospitaliers	48.45	26.89	46.38	22.55
Part moyenne de la dépense hospitalière dans la dépense totale en t+4	13.14	8.50	12.57	7.68
Effectif	194	357	276	275

Analyse économétrique

Le second temps de l'analyse consiste à estimer l'influence de la sous-consommation de soins ambulatoires et la sous-consommation de soins hospitaliers sur la part des dépenses hospitalières dans la dépense totale 4 ans plus tard, après contrôle par l'âge, le sexe, le niveau d'éducation et la possession d'une couverture complémentaire. Cette analyse est menée à l'aide d'un modèle Tobit afin de prendre en compte le fait que la part des dépenses hospitalières dans la dépenses totale est très fréquemment égale à zéro.

Pour chaque type de dépense, la sous-consommation est tout d'abord modélisée par une variable indicatrice correspondant au fait d'avoir eu une consommation inférieure à la moyenne 4 ans avant, compte tenu de son état de santé initial mesuré par la note d'état de santé.

Les résultats présentés dans le tableau 10 montrent alors que contrairement à l'hypothèse testée la sous-consommation de soins ambulatoires et la sous-consommation de soins hospitaliers sont associées à une part des dépenses hospitalières plus faible 4 ans plus tard, quel que soit l'état de santé initial de la population.

Tableau 10 : Effet de la sous-consommation initiale sur la part des dépenses hospitalières dans la dépense totale ultérieure

Variables	Population totale			Population en bonne santé			Population en mauvaise santé		
	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	219.9455	5.16	0.0231	206.2635	2.93	0.0867	258.5636	2.20	0.1380
Sous-consommation de soins ambulatoires	-15.4267	23.93	<.0001	-15.6533	15.14	0.0001	-17.6039	12.01	0.0005
Sous-consommation de soins hospitaliers	-10.5838	5.78	0.0162	-11.8139	4.36	0.0368	-6.0837	0.79	0.3731
Femme	7.3766	6.28	0.0122	3.8597	1.08	0.2996	12.7931	6.85	0.0089
Age	-15.8401	5.17	0.0230	-14.8895	2.88	0.0896	-18.5292	2.32	0.1275
Age au carré	0.3312	4.17	0.0411	0.3095	2.24	0.1342	0.4016	2.13	0.1447
Age au cube	-0.0022	3.30	0.0694	-0.0021	1.77	0.1828	-0.0028	1.90	0.1683
Collège	1.3295	0.05	0.8165	-1.2141	0.02	0.8793	6.3327	0.66	0.4151
Lycée	-1.4829	0.06	0.8135	-3.8177	0.20	0.6580	2.9412	0.11	0.7395
Supérieur	-1.6443	0.07	0.7850	-2.6623	0.10	0.7472	1.9763	0.05	0.8192
Couverture complémentaire	2.9280	0.17	0.6829	5.6999	0.37	0.5429	-1.5896	0.02	0.8833

Afin d'approcher de manière plus fine la sous-consommation de soins initiale, nous utilisons ensuite l'écart entre la consommation effective de soins et la consommation prédite dans l'analyse précédente pour la dépense totale de soins puis en distinguant la dépense de soins ambulatoires et la dépense de soins hospitaliers.

Les résultats présentés dans le tableau 11 infirment à nouveau l'hypothèse de report de soins, lorsque la sous-consommation est mesurée l'écart entre la consommation effective de soins totale et la consommation prédite. Cependant la prise en compte de la nature de la sous-consommation initiale permet d'obtenir des résultats cohérents avec l'hypothèse testée. Ainsi la part des dépenses de soins hospitaliers dans la dépense totale décroît significativement avec le surplus de consommation ambulatoire en première période, mais augmente avec le surplus de consommation hospitalière initiale. Ce résultat suggère alors que la sous-consommation de soins ambulatoires se traduit par un surplus de dépenses hospitalières ultérieures, la surconsommation de soins hospitaliers traduisant quant à elle un état de santé initial dégradé.

Tableau 11 : Effet du résidu de la consommation de soins sur la part des dépenses hospitalières dans la dépense totale ultérieure

Variables	coefficient	t Value	Pr > t	Variables	coefficient	t Value	Pr > t
Constante	171.8955	3.16	0.0753	Constante	6.8065	0.01	0.9078
Ecart pour la consommation de soins totale	3.0743	14.66	0.0001	Ecart pour la consommation de soins ambulatoires	-1.4530	7.05	0.0079
				Ecart pour la consommation de soins hospitaliers	44.8121	932.19	<.0001
Femme	11.1042	14.62	0.0001	Femme	17.2960	72.07	<.0001
Age	-13.8490	3.94	0.0471	Age	-2.0853	0.24	0.6243
Age au carré	0.2813	3.00	0.0833	Age au carré	-0.0119	0.01	0.9048
Age au cube	-0.0018	2.18	0.1398	Age au cube	0.0004	0.30	0.5856
Collège	1.1633	0.04	0.8398	Collège	3.0203	0.68	0.4098
Lycée	-2.6122	0.17	0.6787	Lycée	-1.1858	0.09	0.7690
Supérieur	-2.3591	0.15	0.6967	Supérieur	-5.4071	1.94	0.1635
Couverture complémentaire	3.6617	0.26	0.6129	Couverture complémentaire	-3.0972	0.41	0.5219

b. Effet de la sous-consommation de soins l'état de santé ultérieur

Nous proposons à présent d'analyser le mécanisme sous-tendant l'hypothèse de report de soins. Il s'agit d'étudier l'effet de la sous-consommation de soins sur l'évolution de l'état de santé. Plus précisément, nous estimons à l'aide de régressions logistiques l'influence de la sous-consommation à la date t sur la probabilité d'être en mauvaise santé à la date $t+4$, après contrôle par l'état de santé initial, le sexe, l'âge et le niveau d'éducation.

$$H_i^{t+4} = a_0 + a_1 SC_i^t + a_2 H_i^t + a_3 A_i^{t+4} + a_4 S_i + a_5 E_i + u_i^t$$

où H_i^t est l'état de santé à la période t , SC_i^t la sous-consommation de soins de la période t , A_i^t l'âge de l'individu à la période t , S_i le sexe et E_i le niveau d'éducation de l'individu i .

Dans une première étape, la sous-consommation de soins ambulatoires et hospitaliers est mesurée par le fait d'avoir eu une consommation de soins inférieure à la moyenne à état de santé perçu donné. Dans une seconde étape elle est approchée par l'écart entre la consommation effective et la consommation correspondant aux besoins de soins. Bien que la sous-consommation de soins soit dans les deux cas définie par rapport à l'état de santé initial, l'analyse est menée en contrôlant par l'état de santé initial afin de prendre en compte le fait que l'état de santé se dégrade davantage lorsque l'état de santé initial est faible⁵.

Trois indicateurs binaires d'état de santé sont utilisés pour cette analyse : la santé subjective, la mauvaise santé correspondant à une note strictement inférieure à 8, le risque vital associée aux maladies déclarées, la mauvaise santé correspondant au fait de déclarer au moins une maladie de risque vital minimum au moins égal à 2, et l'invalidité associée aux maladies déclarées, la mauvaise santé correspondant au fait de déclarer au moins une maladie d'invalidité minimum au moins égal à 3.

Les résultats du tableau 12 montrent alors que le fait d'avoir eu une consommation de soins ambulatoires inférieure à la moyenne à la date t est significativement associé à une probabilité plus faible d'être en mauvaise santé à la date suivante, pour tous les indicateurs de santé. La sous-consommation de soins hospitaliers initiale est également associée à une probabilité plus faible d'être en mauvaise santé à la date suivante lorsque la santé est mesurée par le risque vital.

⁵ Les résultats ne sont pas modifiés par l'exclusion de l'état de santé initial du modèle.

Tableau 12 : Effet de la sous-consommation initiale sur la probabilité d'être en mauvaise santé⁶

Variables	Note		Risque vital		Invalidité	
	O.R.	I.C. 95%	O.R.	I.C. 95%	O.R.	I.C. 95%
Sous-consommation de soins ambulatoires	0,56****	[0,44 - 0,71]	0,61****	[0,48 - 0,77]	0,64****	[0,51 - 0,8]
Sous-consommation de soins hospitaliers	0,9	[0,63 - 1,28]	0,67**	[0,47 - 0,94]	0,77	[0,56 - 1,06]
Femme	0,91	[0,72 - 1,15]	0,95	[0,76 - 1,18]	0,95	[0,77 - 1,17]
Age	0,65	[0,36 - 1,16]	0,75	[0,43 - 1,31]	0,68	[0,4 - 1,15]
Age au carré	1,01	[1 - 1,03]	1,01	[0,99 - 1,02]	1,01	[1 - 1,02]
Age au cube	1*	[1 - 1]	1	[1 - 1]	1	[1 - 1]
Collège	0,76	[0,5 - 1,16]	0,8	[0,53 - 1,21]	0,94	[0,64 - 1,38]
Lycée	0,88	[0,55 - 1,39]	0,53***	[0,34 - 0,85]	0,82	[0,54 - 1,26]
Supérieur	0,58**	[0,37 - 0,91]	0,6**	[0,39 - 0,93]	0,83	[0,55 - 1,25]
Mauvaise santé initiale	12,54****	[9,88 - 15,92]	9,52****	[7,65 - 11,86]	4,91****	[4 - 6,02]

Les résultats du tableau 13 confirment ces résultats. La probabilité d'être en mauvaise santé à la date suivante, est d'autant plus élevée que la consommation de soins ambulatoires et la consommation de soins hospitaliers ont été importantes 4 ans avant, et ce pour tous les indicateurs de santé.

Tableau 13 : Effet du résidu de la consommation initiale sur la probabilité d'être en mauvaise santé

Variables	Note		Risque vital		Invalidité	
	O.R.	I.C. 95%	O.R.	I.C. 95%	O.R.	I.C. 95%
Ecart pour la consommation de soins ambulatoires	1,1***	[1,03 - 1,18]	1,09***	[1,02 - 1,15]	1,11****	[1,05 - 1,18]
Ecart pour la consommation de soins hospitaliers	1,2***	[1,07 - 1,35]	1,4****	[1,25 - 1,56]	1,32****	[1,19 - 1,47]
Femme	1,01	[0,81 - 1,27]	1,05	[0,84 - 1,3]	1,03	[0,84 - 1,27]
Age	0,72	[0,4 - 1,29]	0,86	[0,49 - 1,51]	0,77	[0,45 - 1,3]
Age au carré	1,01	[1 - 1,02]	1	[0,99 - 1,02]	1,01	[1 - 1,02]
Age au cube	1	[1 - 1]	1	[1 - 1]	1	[1 - 1]
Collège	0,77	[0,5 - 1,16]	0,79	[0,52 - 1,21]	0,93	[0,63 - 1,36]
Lycée	0,87	[0,55 - 1,38]	0,52***	[0,32 - 0,82]	0,8	[0,52 - 1,23]
Supérieur	0,58**	[0,37 - 0,9]	0,59**	[0,38 - 0,92]	0,81	[0,54 - 1,23]
Mauvaise santé initiale	12,12****	[9,58 - 15,34]	10,01****	[8,02 - 12,49]	5,32****	[4,32 - 6,54]

⁶ Seuils de significativité : *, 10% ; **, 5% ; ***, 1% ; ****, 0,1%.

Etant donné qu'il est peu raisonnable de penser que les soins induisent une dégradation de l'état de santé, on peut alors encore interpréter ces résultats par le fait que la sous-consommation de soins initiale est en partie un indicateur de bonne santé.

c. Effet du renoncement aux soins pour raisons financières sur la consommation de soins ultérieure

Afin de contourner les problèmes induits par le fait que les dépenses de santé initiales reflètent en partie l'état de santé initial et par la corrélation intertemporelle des soins positive expliquée par la stabilité des préférences, nous proposons d'explorer le mécanisme de report de soins en utilisant le fait de déclarer avoir renoncé à des soins pour des raisons financières comme indicateur de la sous-consommation de soins.

Effet du renoncement sur la consommation de soins ultérieure

Le premier test consiste à voir si les personnes ayant renoncé à des soins pour des raisons financières ont une consommation de soins ultérieure plus élevée.

Deux analyses ont été menées : une analyse descriptive et une analyse économétrique de la consommation de soins selon le renoncement initial.

Analyse descriptive

L'analyse descriptive de la consommation 4 ans plus tard selon le renoncement initial, présentée dans le tableau 2, permet de mettre en évidence des résultats cohérents avec l'hypothèse de report de soins.

Dans l'ensemble de la population, les personnes ayant renoncé à des soins pour des raisons financières ont une consommation totale de soins et une consommation de soins ambulatoires moyennes et médianes quatre ans plus tard supérieures à celles des personnes n'ayant pas déclaré avoir renoncé à des soins. Ce résultat est confirmé lorsque la population est restreinte à la population initialement en bonne santé. Pour la population en mauvaise santé initiale, le même phénomène apparaît pour la consommation de soins ambulatoires.

Un phénomène inverse est en revanche constaté pour la dépense hospitalière dans chacune des sous-populations considérées, les personnes ayant déclaré avoir renoncé à des soins ayant une consommation moyenne et médiane de soins hospitaliers ultérieure légèrement moins élevée.

Tableau 14 : Consommation de soins ultérieure selon le renoncement initial

	Pas de renoncement	Renoncement
Ensemble de la population		
Dépense totale en t+4		
Moyenne	982,51	1031,77
médiane	296,54	339,62
Dépense ambulatoire en t+4		
Moyenne	670,32	780,03
médiane	258,50	280,47
Dépense hospitalière en t+4		
Moyenne	312,19	251,73
médiane	0,00	0,00
Effectif	1706	496
Population en bonne santé		
Dépense totale en t+4		
Moyenne	761,52	814,35
médiane	247,83	255,11
Dépense ambulatoire en t+4		
Moyenne	551,07	610,33
médiane	216,38	207,13
Dépense hospitalière en t+4		
Moyenne	210,45	204,01
médiane	0,00	0,00
Effectif	1322	329
Population en mauvaise santé		
Dépense totale en t+4		
Moyenne	1743,31	1460,10
médiane	542,81	540,23
Dépense ambulatoire en t+4		
Moyenne	1080,85	1114,35
médiane	455,20	446,71
Dépense hospitalière en t+4		
Moyenne	662,46	345,75
médiane	0,00	0,00
Effectif	384	167

Analyse économétrique

Pour affiner ces premiers résultats, nous proposons dans un second temps d'estimer l'influence du renoncement initial sur la consommation de soins 4 ans plus tard par une analyse économétrique.

Il s'agit donc d'estimer, pour chaque type de dépense, l'influence du renoncement initial sur le logarithme des dépenses de soins plus un à la date t+4, en contrôlant par le sexe l'âge et la couverture complémentaire à la date t+4, ces variables pouvant influencer la consommation de soins de t+4.

$$C_i^t = b_0 + b_1 R_i^{t-4} + b_2 A_i^t + b_3 S_i + b_4 E_i + b_5 CC_i^t + v_i^t$$

avec C_i^t la consommation de soins de la période t , R_i^{t-x} le renoncement aux soins pour raisons financières de la période $t-4$, A_i^t l'âge de l'individu à la période t , S_i le sexe, E_i le niveau d'éducation, CC_i^t la possession d'une couverture complémentaire et les résidus v_i^t supposés distribués selon une loi normale.

Ce modèle est là-encore estimé à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires pour la dépense de soins totale et les dépenses ambulatoires et à l'aide d'un modèle Tobit pour la dépense de soins hospitaliers.

Les résultats obtenus pour l'ensemble de la population (tableau 15) ne permettent pas de conclure à un effet du renoncement sur les dépenses de santé ultérieures. En effet, bien que les coefficients associés au renoncement soient positifs pour chaque type de dépenses, ces effets ne sont pas significatifs.

Tableau 15 : Effet du renoncement sur la consommation de soins ultérieure pour la population totale

Variables	Dépenses totales			Dépenses ambulatoires			Dépenses hospitalières		
	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	0,44579	0,15	0,8825	-1,1331	-0,39	0,6935	20,0933	2,29	0,1304
Renoncement	0,16630	1,58	0,1142	0,1334	1,33	0,1838	0,4718	1,01	0,3149
Femme	0,68956	7,85	<,0001	0,6510	7,77	<,0001	1,5834	15,66	<,0001
Age	0,21711	1,00	0,3175	0,3073	1,48	0,1379	-1,7781	3,45	0,0633
Age au carré	-0,00523	-1,04	0,3001	-0,0070	-1,46	0,1453	0,0368	2,74	0,0979
Age au cube	0,00005	1,23	0,2175	0,0001	1,60	0,1088	-0,0002	2,00	0,1574
Collège	0,19186	1,08	0,2786	0,1417	0,84	0,4013	0,0563	0,01	0,9426
Lycée	0,23947	1,24	0,2149	0,2308	1,25	0,2101	-0,2372	0,08	0,7820
Supérieur	0,26226	1,41	0,1575	0,2578	1,46	0,1452	-0,0306	0,00	0,9703
Couverture complémentaire	0,93615	4,47	<,0001	0,9887	4,95	<,0001	1,3449	1,79	0,1806
r2	0,07030			0,0760					
r2 ajusté	0,06640			0,0722					

Les analyses menées sur la population stratifiées selon l'état de santé initial (tableaux 16 et 17) amènent également à conclure à l'absence d'effet du renoncement aux soins pour raisons financières sur les dépenses de santé ultérieures. Dans la population en bonne santé les coefficients associés au renoncement sont toujours positifs mais non significatifs, ces derniers étant même négatifs et non significatifs dans la population se déclarant initialement en mauvaise santé.

Tableau 16 : Effet du renoncement sur la consommation de soins pour la population en bonne santé

Variables	Dépenses totales			Dépenses ambulatoires			Dépenses hospitalières		
	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	-2,4179	-0,68	0,4943	-3,2112	-0,95	0,3435	21,3850	1,83	0,1759
Renoncement	0,1700	1,31	0,1897	0,1186	0,96	0,3395	0,5801	0,97	0,3246
Femme	0,6293	6,11	<,0001	0,5996	6,07	<,0001	1,1404	5,72	0,0168
Age	0,4196	1,63	0,1031	0,4589	1,86	0,0628	- 1,8499	2,57	0,1086
Age au carré	-0,0102	-1,69	0,0908	-0,0109	-1,89	0,0591	0,0382	1,98	0,1595
Age au cube	0,0001	1,85	0,0638	0,0001	2,03	0,0425	- 0,0002	1,47	0,2257
Collège	0,1940	0,84	0,4002	0,1436	0,65	0,5157	- 0,5095	0,24	0,6250
Lycée	0,3337	1,35	0,1772	0,3161	1,33	0,1821	- 0,7248	0,42	0,5189
Supérieur	0,3033	1,28	0,2018	0,2903	1,28	0,2023	- 0,3365	0,10	0,7544
Couverture complémentaire	1,0979	4,31	<,0001	1,1378	4,66	<,0001	1,8071	2,04	0,1532
r ²	0,0546			0,0600					
r ² ajusté	0,0494			0,0549					

Tableau 17 : Effet du renoncement sur la consommation de soins pour la population en mauvaise santé

Variables	Dépenses totales			Dépenses ambulatoires			Dépenses hospitalières		
	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	6,20623	1,06	0,2913	0,9424	0,17	0,8640	8,3529	0,10	0,7485
Renoncement	-0,08731	-0,51	0,6116	-0,0735	-0,46	0,6479	- 0,3616	0,22	0,6384
Femme	0,77216	4,79	<,0001	0,7222	4,79	<,0001	2,3309	10,07	0,0015
Age	-0,15473	-0,38	0,7068	0,1766	0,46	0,6465	- 0,9955	0,30	0,5840
Age au carré	0,00390	0,42	0,6755	-0,0030	-0,35	0,7290	0,0220	0,29	0,5920
Age au cube	-0,00003	-0,38	0,7049	0,0000	0,32	0,7464	- 0,0001	0,24	0,6273
Collège	0,25911	1,00	0,3165	0,1934	0,80	0,4245	0,9749	0,72	0,3961
Lycée	0,08060	0,27	0,7844	0,0930	0,34	0,7361	0,6985	0,28	0,5935
Supérieur	0,45563	1,59	0,1135	0,4553	1,69	0,0912	0,7592	0,35	0,5528
Couverture complémentaire	0,61980	1,79	0,0737	0,6994	2,16	0,0312	0,6025	0,14	0,7103
r ²	0,07890			0,0859					
r ² ajusté	0,06360			0,0707					

Enfin, l'analyse de l'influence du renoncement initial sur la part des dépenses hospitalières dans les dépenses totales ne permet pas de valider l'hypothèse de report de soins, les coefficients associés au renoncement étant positifs mais non significatifs dans la population totale et parmi les personnes en bonne santé initiale.

Tableau 18 : Effet du renoncement sur la part des dépenses consommation de soins

Variables	Population totale			Bonne santé initiale			Mauvaise santé initiale		
	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	t Value	Pr > t	coefficient	ChiSq	Pr > ChiSq
Constante	168,7991	3,06	0,0801	161,1390	1,81	0,1789	197,6056	1,29	0,2564
Renoncement	4,0296	1,39	0,2384	5,7259	1,65	0,1991	- 2,3658	0,21	0,6497
Femme	10,6704	13,38	0,0003	8,1416	5,05	0,0246	14,3715	8,37	0,0038
Age	-13,9099	3,99	0,0457	- 13,5932	2,41	0,1207	- 15,4441	1,61	0,2048
Age au carré	0,2818	3,02	0,0820	0,2754	1,78	0,1820	0,3250	1,39	0,2385
Age au cube	-0,0018	2,18	0,1397	- 0,0018	1,31	0,2523	- 0,0022	1,14	0,2851
Collège	1,6177	0,08	0,7777	- 1,1740	0,02	0,8832	5,9788	0,59	0,4419
Lycée	-1,6294	0,07	0,7954	- 3,7999	0,19	0,6589	1,9887	0,05	0,8225
Supérieur	-1,2864	0,05	0,8311	- 2,5684	0,10	0,7556	2,3973	0,08	0,7820
Couverture complémentaire	7,0912	0,96	0,3283	10,4117	1,20	0,2726	1,9826	0,03	0,8558
r ²	168,7991	3,06	0,0801	161,1390	1,81	0,1789	197,6056	1,29	0,2564
r ² ajusté	4,0296	1,39	0,2384	5,7259	1,65	0,1991	- 2,3658	0,21	0,6497

d. Effet du renoncement aux soins pour raisons financières sur la santé ultérieure

Le dernier type d'analyse proposé consiste à voir si les personnes ayant renoncé à des soins pour des raisons financières ont une probabilité plus élevée d'être en mauvaise santé 4 ans plus tard.

Il s'agit d'estimer à l'aide de régressions logistiques l'influence du renoncement sur la probabilité d'être en mauvaise santé 4 ans plus tard, après contrôle par l'état de santé initial, l'âge, le sexe et le niveau d'éducation.

$$H_i^t = a_0 + a_1 R_i^{t-4} + a_2 H_i^{t-4} + a_3 A_i^t + a_4 S_i + a_5 E_i + u_i^t$$

avec H_i^t est l'état de santé à la période t, C_i^t la consommation de soins de la période t, R_i^{t-4} le renoncement aux soins pour raisons financières de la période t-4, A_i^t l'âge de l'individu à la période t, S_i le sexe, et E_i l'éducation de l'individu i.

Les résultats du tableau 19 montrent alors que les personnes déclarant avoir renoncé à des soins pour des raisons financières une probabilité 1,5 fois plus élevée d'être en mauvaise santé 4 ans plus tard, lorsque la santé est mesurée par la santé perçue et l'invalidité. En revanche, on ne trouve aucune association significative lorsque la santé est mesurée par le risque vital.

Tableau 19 : Effet du renoncement aux soins sur la probabilité d'être en mauvaise santé

Variables	Note		Risque vital		Invalidité	
	O.R.	I.C. 95%	O.R.	I.C. 95%	O.R.	I.C. 95%
Renoncement aux soins	1,69****	[1,3 - 2,19]	1,06	[0,82 - 1,36]	1,56****	[1,23 - 1,97]
Femme	0,96	[0,76 - 1,21]	1,05	[0,84 - 1,3]	0,99	[0,81 - 1,22]
Age	0,66	[0,37 - 1,19]	0,78	[0,45 - 1,36]	0,71	[0,42 - 1,2]
Age au carré	1,01	[1 - 1,02]	1,01	[0,99 - 1,02]	1,01	[1 - 1,02]
Age au cube	1	[1 - 1]	1	[1 - 1]	1	[1 - 1]
Collège	0,79	[0,52 - 1,2]	0,82	[0,54 - 1,23]	0,96	[0,66 - 1,41]
Lycée	0,93	[0,59 - 1,48]	0,55***	[0,35 - 0,86]	0,86	[0,56 - 1,32]
Supérieur	0,62**	[0,4 - 0,98]	0,62**	[0,4 - 0,96]	0,88	[0,59 - 1,32]
Mauvaise santé initiale	11,6****	[9,17 - 14,66]	9,74****	[7,83 - 12,11]	4,95****	[4,04 - 6,07]

Les analyses précédentes laissant penser que la consommation de soins initiale reflète en partie l'état de santé, cette analyse a été reproduite en contrôlant l'effet du renoncement sur la probabilité d'être en mauvaise santé 4 ans plus tard, par les surplus de consommation de soins ambulatoires et hospitaliers, tout en maintenant le contrôle par l'état de santé initial, l'âge, le sexe et le niveau d'éducation.

Les résultats du tableau 20 confirment cette intuition. Ainsi les surplus de consommations ambulatoires et hospitalières sont également associés à une probabilité plus élevée d'être en mauvaise santé, pour tous les indicateurs de santé.

Lorsque les écarts entre la consommation de soins ambulatoires et hospitaliers effective et la consommation correspondant aux besoins de soins sont introduits dans le modèle, le renoncement aux soins est toujours fortement associé à la probabilité d'être en mauvaise santé 4 ans plus tard, lorsque la santé est mesurée par la santé perçue et l'invalidité, mais n'est pas relié au risque vital.

Tableau 20 : Effet du renoncement aux soins sur la probabilité d'être en mauvaise santé

Variables	Note		Risque vital		Invalidité	
	O.R.	I.C. 95%	O.R.	I.C. 95%	O.R.	I.C. 95%
Renoncement aux soins	1,72****	[1,33 - 2,24]	1,07	[0,83 - 1,38]	1,58****	[1,25 - 2,01]
Femme	0,96	[0,76 - 1,21]	1,04	[0,83 - 1,29]	0,99	[0,8 - 1,22]
Age	0,7	[0,39 - 1,26]	0,86	[0,49 - 1,51]	0,77	[0,45 - 1,3]
Age au carré	1,01	[1 - 1,02]	1	[0,99 - 1,02]	1,01	[1 - 1,02]
Age au cube	1	[1 - 1]	1	[1 - 1]	1	[1 - 1]
Collège	0,77	[0,5 - 1,17]	0,79	[0,52 - 1,21]	0,93	[0,63 - 1,37]
Lycée	0,9	[0,57 - 1,44]	0,52***	[0,33 - 0,83]	0,82	[0,53 - 1,27]
Supérieur	0,59**	[0,38 - 0,93]	0,59**	[0,38 - 0,92]	0,84	[0,55 - 1,27]
Mauvaise santé initiale	11,79****	[9,3 - 14,93]	9,97****	[7,99 - 12,45]	5,12****	[4,16 - 6,3]
Ecart pour la consommation ambulatoire	1,11***	[1,03 - 1,19]	1,09***	[1,02 - 1,16]	1,12****	[1,05 - 1,19]
Ecart pour la consommation hospitalière	1,2***	[1,06 - 1,34]	1,4****	[1,25 - 1,56]	1,32****	[1,19 - 1,47]

e. Conclusion

Cette analyse longitudinale des conséquences de la sous-consommation de soins permet difficilement de conclure à l'existence d'un phénomène de report de soins. En effet, la sous-consommation de soins est globalement associée des dépenses de santé ultérieures moins élevées et à une probabilité plus faible d'être en mauvaise santé.

Cela est sans doute dû au fait que le mécanisme de report est difficile à mettre en évidence sur courte période, en raison de l'effet de l'état de santé sur la consommation de soins, malgré le contrôle par l'état de santé initial. En outre, la corrélation de la consommation de soins entre deux périodes reflète deux effets contradictoires, le mécanisme de report de soins, se traduisant par une corrélation négative d'une part, et la stabilité de préférence pour la santé se traduisant par une corrélation positive d'autre part.

L'analyse de l'effet de la sous-consommation sur la structure des dépenses ultérieure permet toutefois de montrer que la part des dépenses de soins hospitaliers dans la dépense totale décroît significativement avec le surplus de consommation ambulatoire en première période. Ce résultat est cohérent avec l'idée que la sous-consommation de soins ambulatoires engendre une dégradation de l'état de santé qui implique des dépenses hospitalières ultérieures plus élevées.

L'utilisation de la déclaration du renoncement aux soins offre également des résultats plus cohérents avec l'hypothèse testée. Bien que les effets ne puissent pas être considérés comme significatifs, le renoncement aux soins est associé à des dépenses de santé ultérieures plus élevées. L'effet du renoncement sur la dépense de soins totale dans l'ensemble de la population est d'ailleurs à la limite de la significativité. On ne peut toutefois exclure l'hypothèse que le fait de déclarer avoir renoncé à des soins pour des raisons financières traduise des préférences plus fortes pour la santé qui impliquent des dépenses de santé ultérieures plus élevées. Toutefois, l'absence de corrélation entre le fait de déclarer avoir renoncé à des soins et les dépenses la même année, après contrôle par l'état de santé, le sexe, l'âge, l'éducation et la possession d'une couverture complémentaire, invalide en partie cet argument.

L'analyse de l'effet du renoncement sur la santé ultérieure suggère l'existence du mécanisme de report de soins. On montre en effet que les personnes déclarant avoir renoncé à des soins ont une probabilité plus forte de connaître une dégradation de leur état de santé. On ne peut là-encore exclure l'hypothèse selon laquelle les personnes les plus défavorisées, plus susceptibles de déclarer avoir renoncé à des soins pour des raisons financières, ont une probabilité plus forte de dégradation de leur état de santé. Toutefois, le contrôle par le niveau d'éducation limite ce phénomène. Enfin,

l'effet du renoncement sur la mauvaise santé apparaît lorsque la santé est mesurée par la santé perçue et l'invalidité. Ce résultat confirme alors les résultats de Couffinhal et al. (2002) selon lesquels, les soins ont peu d'influence sur l'apparition des maladies, mais permettent de réduire leur influence sur l'incapacité liée à ces maladies et sur la qualité de vie.

3. Estimation de profils de consommation corrigés des effets de cohorte et des effets de période

Le second test envisagé pour étudier l'hypothèse de report de soins consiste à comparer les profils de consommation corrigés des effets de cohorte et des effets de période entre groupes de revenu.

Ce test devrait permettre de tester le mécanisme de report de soins dans le cas où, comme le suggère l'analyse précédente, l'effet des soins sur la santé ne serait visible qu'à très long terme et à l'issue d'un processus d'accumulation progressive de différences non visibles à court terme. Bien que l'appariement des enquêtes SPS et des données de l'Assurance maladie ne permettent de suivre les mêmes individus sur une durée suffisamment longue pour déterminer l'impact d'une sous-consommation ambulatoire en début de vie sur l'état de santé et la dépense de soins en fin de vie, ces données permettent de connaître, pour plusieurs dates, la dépense en fonction de l'âge.

Il est donc possible d'utiliser ces enquêtes répétées comme un pseudo-panel afin de suivre la dépense agrégée de plusieurs cohortes la dépense à différents âges, et ainsi de distinguer des profils de consommation moyenne selon l'âge, corrigé des effets de génération et de période (Deaton, 1997). Nous étudions ici le profil par âge de la dépense ambulatoire, car sa valeur moyenne est moins sensible aux valeurs extrêmes et aux différences d'échantillonnage.

De plus cette méthode peut non seulement être appliquée à l'ensemble de la population, mais aussi en prenant en compte le niveau de revenu. Si le profil par âge contrôlé de l'effet de génération et de période confirme le constat de Grignon et Polton (2000), selon lequel les dépenses croissent davantage avec l'âge chez les plus pauvres, cela renforcera la probabilité que le mécanisme de report soit vrai.

a. Méthode

La méthode de pseudo-panel proposée par Deaton (1997) consiste à suivre au cours du temps des cohortes d'individus définies par l'année de naissance, et à distinguer à l'aide d'un modèle de régression linéaire les effets d'âge, de génération et d'année sur une variable d'intérêt donnée.

Nous avons choisi dans cette étude de prendre comme variable expliquée la dépense ambulatoire réalisée par les individus au cours de l'année, disponible dans les fichiers des EPAS.

Le modèle de Deaton propose d'expliquer la consommation de soins ambulatoires de la cohorte c , à la période t par un effet lié à l'âge de la cohorte c à la période t $A_{c,t}$, un effet de génération G_c , et un effet de période, représentée par une indicatrice de l'année P_t :

$$\ln C_{c,t} = a_0 + a_1 A_{c,t} + a_2 G_c + a_3 P_t + u_{c,t}$$

Dans notre étude, $C_{c,t}$ représente la moyenne de la dépense ambulatoire des individus appartenant à la cohorte c et enquêtés à la date t . Cette dépense est observée pour chaque année pour laquelle les données de l'enquête SPS sont appariées aux données des EPAS ($t = 1992, 1995, 1997, 1998, 2000$ et 2002) et dans chacune des 12 cohortes c ($c=1, \dots, 12$) d'individus définies de la façon suivante :

- $c = 1$: individus nés entre 1978 et 1982
- $c = 2$: individus nés entre 1973 et 1977
- ...
- $c = 11$: individus nés entre 1932 et 1937
- $c = 12$: individus nés entre 1928 et 1932

L'estimation de cette relation n'est possible qu'en utilisant une normalisation. Dans cette étude, nous utilisons la normalisation proposée par Deaton qui consiste à attribuer la croissance de la consommation à l'âge et à la génération ; l'effet résiduel de l'année capturant des fluctuations cycliques supposées de moyenne nulle au cours du temps.

En pratique, l'application de cette méthode revient à régresser le logarithme de la moyenne de la dépense ambulatoire sur trois ensembles de variable représentant l'âge, la génération et l'année.

Les variables introduites dans notre modèle sont des indicatrices d'appartenance aux classes suivantes :

- les individus âgés de 10 à 14 ans, les 15-19 ans, les 20-24 ans, ..., les 70-74 ans et les 75-80 ans, la référence choisie correspondant aux 30 à 34 ans ;
- la première cohorte d'individus ayant entre 10 et 14 ans en 1992 (individus nés entre 1927 et 1931), la seconde cohorte d'individus ayant entre 15 et 19 ans en 1992 (individus nés entre 1932 et 1936), la référence choisie étant la cohorte des 10-14 ans en 1992) ;
- 4 indicatrices permettant de relever les variations de vitesse de croissance des dépenses moyennes par rapport à la tendance : $dt^* = dt' - [(t'-1)d2 - (t'-2)d1]$, t' étant défini de la façon suivante : $t' = 1$ si $t = 1992$; $t' = 2$ si $t = 1995$; $t' = (2+2/3)$ si $t = 1997$; $t' = 3$ si $t = 1998$; $t' = (3+2/3)$ si $t = 2000$; $t' = (4+1/3)$ si $t = 2002$.

Cette estimation, menée dans un premier temps pour l'ensemble de la population, permet d'observer un profil de consommation selon l'âge, corrigé des effets de cohorte et de période, sous deux hypothèses simplificatrices. En premier lieu, nous supposons qu'il n'y a pas d'interaction entre l'âge et la génération. En second lieu, nous supposons que chaque coupe transversale permet de connaître la consommation moyenne de chaque cohorte. Cette seconde hypothèse sera vérifiée si les données ne souffrent pas, pour chacune des cohortes considérées, d'une attrition importante. En particulier, nous supposons que les taux de décès sont suffisamment faibles pour que les données restent représentatives de chacune des cohortes.

Dans un second temps, nous ajoutons comme variable explicative une variable d'interaction entre l'âge et le revenu, pour observer un profil de consommation selon l'âge pour chaque niveau de revenu. Cela nous permet alors de comparer les profils pour deux niveaux de revenu et d'apporter un éclairage sur l'hypothèse de report de soins. Si cette hypothèse est vérifiée, nous devrions observer des profils par l'âge croisés selon le niveau de revenu, les plus pauvres consommant moins que les plus riches aux âges jeunes et plus aux âges plus élevés.

b. Résultats obtenus pour l'ensemble des individus enquêtés

La dépense ambulatoire moyenne par âge et par cohorte

Le graphique 1, construit à partir du tableau 21, présente la moyenne de la dépense ambulatoire par personne, exprimée en euros, pour chaque tranche d'âge et pour chaque génération. Les différentes courbes correspondent aux différentes cohortes analysées, les points de ces courbes représentant, pour chacune des cohortes, la dépense moyenne associée à chaque tranche d'âge où la cohorte a pu être suivie. Par exemple, en 1992, les individus nés entre 1978 et 1982, âgés alors de 10 à 14 ans ont réalisé en moyenne une dépense s'élevant à 260 € environ.

Ce graphique fait tout d'abord apparaître un effet d'âge. Ainsi les dépenses de soins ambulatoires augmentent avec l'âge pour chacune des cohortes. Ce graphique fait ensuite apparaître que les dépenses ambulatoires augmentent à chaque âge avec les générations. Ainsi les courbes correspondantes aux cohortes les plus jeunes sont pour un âge équivalent au-dessus des courbes correspondantes aux cohortes plus âgées. Enfin, ce graphique fait apparaître un effet période. Ainsi, pour chaque cohorte, et quel que soit l'âge, la dépense ambulatoire moyenne connaît un léger infléchissement correspondant aux années 1997-1998.

Graphique 1 : dépense ambulatoire moyenne par âge et par cohorte

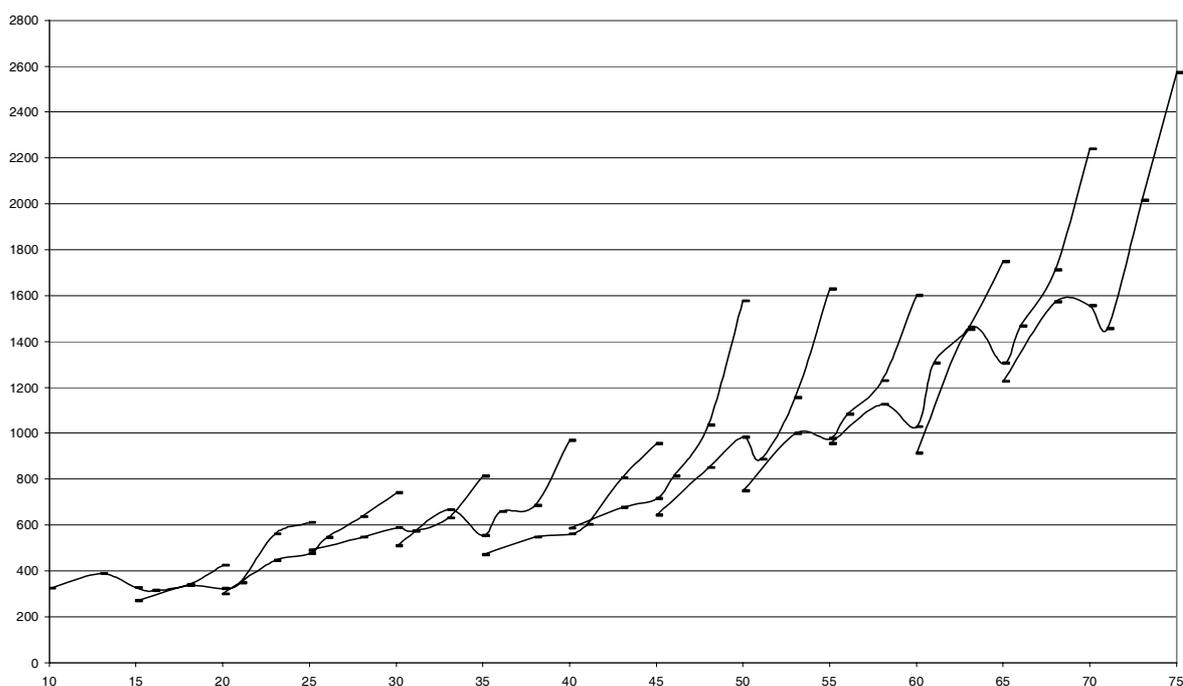


Tableau 21 : dépense ambulatoire moyenne par cohorte, année et âge

Cohorte	Année	Age	Dépense ambulatoire moyenne	Cohorte	Année	Age	Dépense ambulatoire moyenne
1978-82	1992	10-14	322.9312352	1948-52	1992	40-44	584.6097467
1978-82	1995	13-17	387.1717876	1948-52	1995	43-47	674.885556
1978-82	1997	15-19	326.5853988	1948-52	1997	45-49	713.656031
1978-82	1998	16-20	312.5686896	1948-52	1998	46-50	811.829242
1978-82	2000	18-22	339.5194499	1948-52	2000	48-52	1035.112126
1978-82	2002	20-24	422.9206859	1948-52	2002	50-54	1575.855574
1973-77	1992	15-19	268.8895063	1943-47	1992	45-49	641.4355285
1973-77	1995	18-22	334.7683867	1943-47	1995	48-52	848.7404783
1973-77	1997	20-24	321.0705456	1943-47	1997	50-54	981.8501491
1973-77	1998	21-25	347.082416	1943-47	1998	51-55	886.2020995
1973-77	2000	23-27	559.8667173	1943-47	2000	53-57	1153.749804
1973-77	2002	25-29	610.0635897	1943-47	2002	55-59	1628.247489
1968-72	1992	20-24	298.5361929	1938-42	1992	50-54	747.6239084
1968-72	1995	23-27	443.8828284	1938-42	1995	53-57	998.421058
1968-72	1997	25-29	474.5001329	1938-42	1997	55-59	976.0553191
1968-72	1998	26-30	544.5693849	1938-42	1998	56-60	1081.414149
1968-72	2000	28-32	634.5651594	1938-42	2000	58-62	1228.457315
1968-72	2002	30-34	739.7979838	1938-42	2002	60-64	1599.179118
1963-67	1992	25-29	488.5050763	1933-37	1992	55-59	954.3535527
1963-67	1995	28-32	545.1946622	1933-37	1995	58-62	1125.54308
1963-67	1997	30-34	587.418301	1933-37	1997	60-64	1027.327297
1963-67	1998	31-35	573.2638162	1933-37	1998	61-65	1305.252041
1963-67	2000	33-38	629.8696724	1933-37	2000	63-67	1461.273596
1963-67	2002	35-39	812.2099688	1933-37	2002	65-69	1747.060623
1958-62	1992	30-34	507.3877236	1928-32	1992	60-64	911.7382162
1958-62	1995	33-37	665.8238929	1928-32	1995	63-67	1451.037083
1958-62	1997	35-39	552.6397241	1928-32	1997	65-69	1304.175364
1958-62	1998	36-40	657.650208	1928-32	1998	66-70	1466.085826
1958-62	2000	38-42	684.2064295	1928-32	2000	68-72	1711.309363
1958-62	2002	40-44	968.1301909	1928-32	2002	70-74	2239.002735
1953-57	1992	35-39	469.622097	1922-27	1992	65-69	1224.893776
1953-57	1995	38-42	546.4479055	1922-27	1995	68-72	1571.45076
1953-57	1997	40-44	559.5204595	1922-27	1997	70-74	1554.840287
1953-57	1998	41-45	601.2965198	1922-27	1998	71-75	1455.90256
1953-57	2000	43-47	805.0249194	1922-27	2000	73-77	2013.385658
1953-57	2002	45-49	954.2763781	1922-27	2002	75-79	2571.655708

La décomposition en effet d'âge, de génération de période

Les résultats du modèle présenté précédemment (tableau 22), permet alors ensuite d'analyser séparément les effets d'âge, des effets de génération et des effets de période.

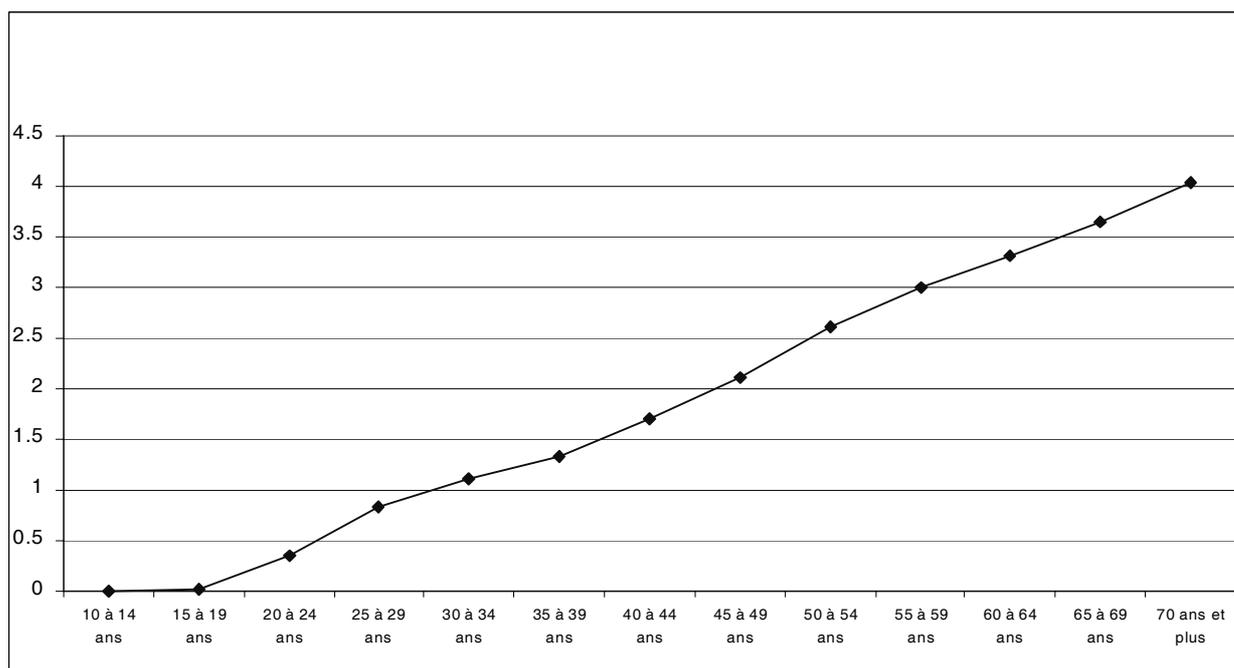
Tableau 22 : estimation du logarithme de la dépense ambulatoire selon la cohorte, l'année et l'âge

Variables	Coefficient	Ecart-type	Variable de Student	Pr > t
Cohortes				
10-14 ans en 92	réf			
15-19 ans en 92	-0.14525	0.06767	-2.15	0.0374
20-24 ans en 92	-0.28443	0.08722	-3.26	0.0021
25-29 ans en 92	-0.4496	0.1048	-4.29	<,0001
30-34 ans en 92	-0.62291	0.11991	-5.19	<,0001
35-39 ans en 92	-0.98334	0.1336	-7.36	<,0001
40-44 ans en 92	-1.10289	0.14624	-7.54	<,0001
45-49 ans en 92	-1.40729	0.15807	-8.9	<,0001
50-54 ans en 92	-1.72621	0.16928	-10.2	<,0001
55-59 ans en 92	-1.9233	0.17997	-10.69	<,0001
60-64 ans en 92	-2.10282	0.19026	-11.05	<,0001
65-69 ans en 92	-2.27376	0.19992	-11.37	<,0001
Années				
1992	réf			
1995	0.16042			
1997	-0.16264	0.02527	-6.44	<,0001
1998	-0.09656	0.02476	-3.9	0.0003
2000	0.0972	0.02367	4.11	0.0002
2002	0.00158	0.0178	0.09	0.9297
Tranches d'âge				
10 à 14 ans	réf			
15 à 19 ans	0.02439	0.085	0.29	0.7755
20 à 24 ans	0.34476	0.09747	3.54	0.001
25 à 29 ans	0.83206	0.11403	7.3	<,0001
30 à 34 ans	1.11028	0.12805	8.67	<,0001
35 à 39 ans	1.34086	0.14101	9.51	<,0001
40 à 44 ans	1.705	0.15308	11.14	<,0001
45 à 49 ans	2.11006	0.16447	12.83	<,0001
50 à 54 ans	2.61056	0.17531	14.89	<,0001
55 à 59 ans	2.99521	0.18569	16.13	<,0001
60 à 64 ans	3.30728	0.1957	16.9	<,0001
65 à 69 ans	3.64957	0.20533	17.77	<,0001
70 ans et plus	4.04489	0.21484	18.83	<,0001

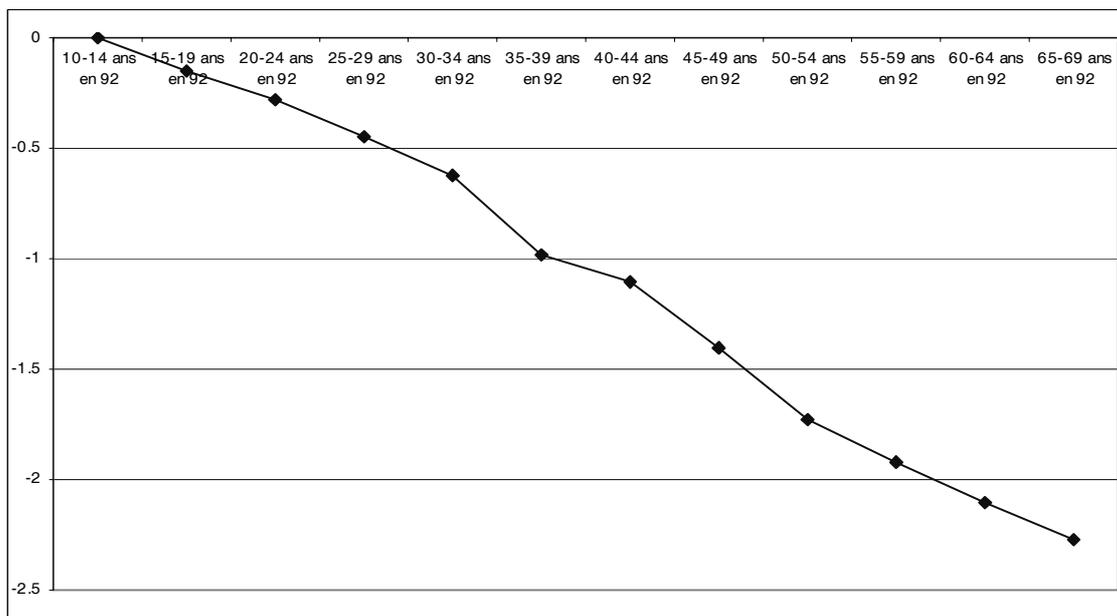
Le graphique 2 représente le profil de dépense ambulatoire selon l'âge, corrigé des effets de périodes et de génération.

On constate alors que le logarithme de dépense ambulatoire augmente quasi linéairement avec l'âge. Ainsi parmi les 70 ans et plus, cette dépense est 400 % plus élevée que celle des individus de moins de 20 ans.

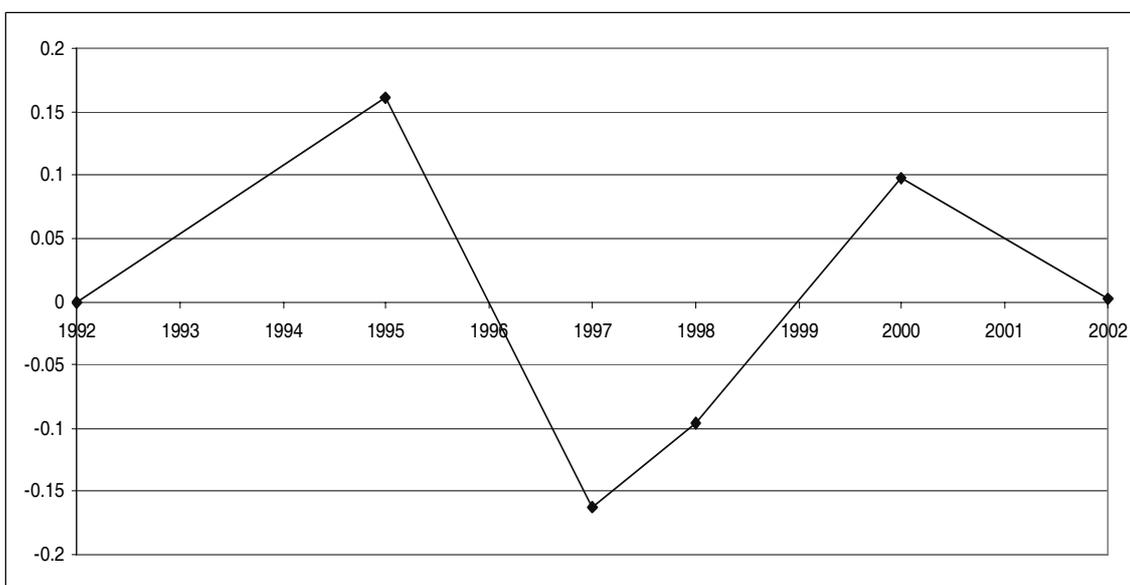
Graphique 2: effet de l'âge sur la dépense ambulatoire corrigé des effets de génération et de période



Le graphique 3 représente les effets de génération affectant la dépense ambulatoire. La consommation de soins ambulatoires est d'autant plus élevée que les générations sont jeunes. Cet écart de consommation ambulatoire entre les plus jeunes générations et les plus anciennes est relativement fort. Ainsi, la dépense ambulatoire des personnes nées entre 1927 et 1931 (les 65-69 ans en 1992) est de 230 % plus faible que celle des personnes nées entre 1982 et 1986 (les 10-14 ans en 1992).

Graphique 3 : effet de génération

Le graphique 4 présente enfin les effets associés à chaque année, pour l'ensemble des cohortes et des tranches d'âge. Par rapport aux effets d'âge et de génération, les effets d'année sur la dépense ambulatoire sont d'amplitude faible : ils varient entre 15 % et -15 % autour de la tendance moyenne. Par rapport au rythme de croissance moyen des consommations ambulatoires entre 1992 et 2002, nous relevons une accélération entre 1992 et 1995, puis un ralentissement entre 1997 et 1999. Ces effets sont sans doute dus, en grande partie, à des problèmes de construction de nos échantillons.

Graphique 4 : effet de l'année

c. Profils de consommation selon l'âge et le niveau de revenu

Dans une seconde étape, la même méthode a été appliquée en prenant en compte le niveau de revenu afin de comparer les profils par âge, corrigés des effets de génération et de période entre groupes de revenu, sous l'hypothèse que les individus appartiennent au même groupe de revenu tout au long de leur cycle de vie. Deux groupes de revenu ont été définis. On suppose que le groupe des bas revenus correspond aux individus ayant un revenu par unité de consommation inférieur ou égal à la médiane, et ce pour chaque cycle d'enquête, l'utilisation de la médiane permettant de conserver des sous-groupes de taille suffisante.

La dépense ambulatoire moyenne par âge, cohorte et niveau de revenu

Le graphique 5, construit à partir des tableaux 23 et 24, présente pour chaque groupe de revenu, la moyenne de la dépense ambulatoire, pour chaque tranche d'âge et pour chaque génération.

Bien que les résultats soient moins facilement interprétables que pour l'ensemble de la population, les dépenses de soins ambulatoires semblent là-encore augmenter avec l'âge et être plus élevées pour les générations récentes, et ce pour chaque groupe de revenu. Ce graphique fait également apparaître que les dépenses de soins ambulatoires sont légèrement inférieures à celles des plus riches aux âges jeunes, alors qu'elles sont légèrement supérieures aux âges élevés.

Graphique 5 : dépense ambulatoire moyenne selon le revenu en fonction de l'âge pour chaque cohorte d'individus

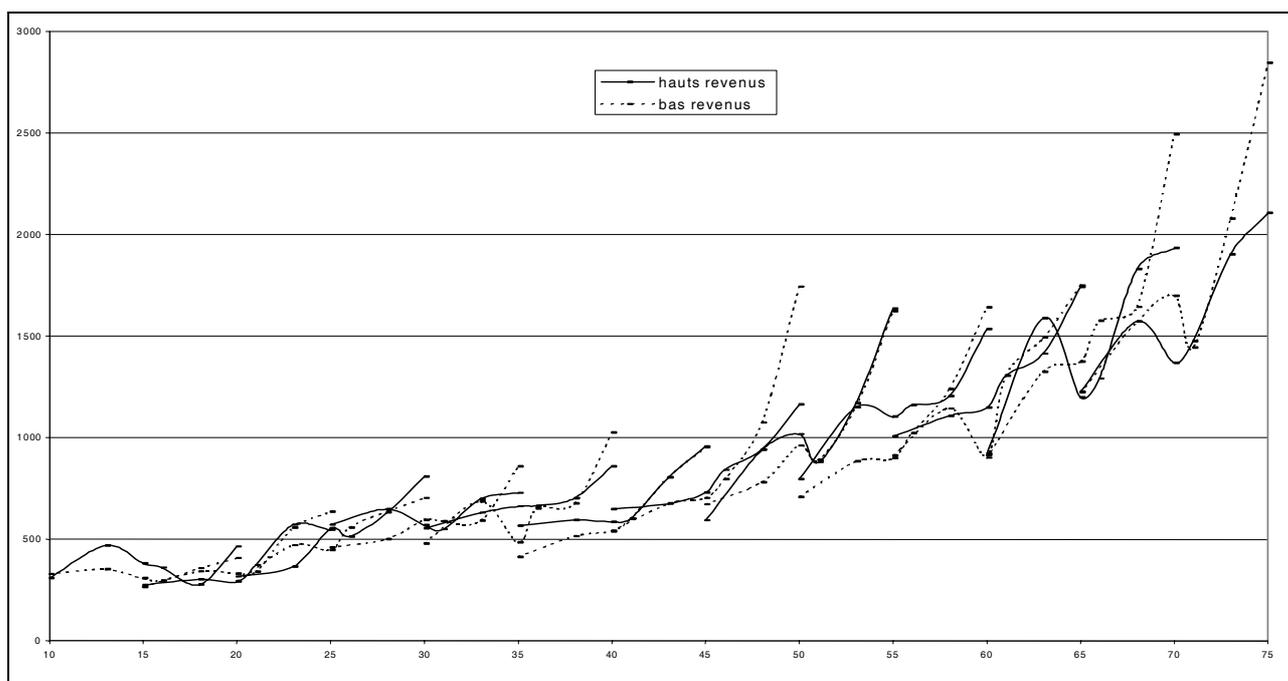


Tableau 23 : dépense ambulatoire moyenne par cohorte, année et âge, pour le groupe des hauts revenus

Cohorte	Année	Age	Dépense ambulatoire moyenne	Cohorte	Année	Age	Dépense ambulatoire moyenne
1978-82	1992	10-14	308.4	1948-52	1992	40-44	648.29
1978-82	1995	13-17	469.41	1948-52	1995	43-47	675.17
1978-82	1997	15-19	382.27	1948-52	1997	45-49	729.19
1978-82	1998	16-20	361.07	1948-52	1998	46-50	841.37
1978-82	2000	18-22	277.05	1948-52	2000	48-52	942.12
1978-82	2002	20-24	463.82	1948-52	2002	50-54	1162.63
1973-77	1992	15-19	274.74	1943-47	1992	45-49	592.57
1973-77	1995	18-22	302.55	1943-47	1995	48-52	939.41
1973-77	1997	20-24	290.9	1943-47	1997	50-54	1017.26
1973-77	1998	21-25	373.76	1943-47	1998	51-55	879.72
1973-77	2000	23-27	571.54	1943-47	2000	53-57	1168.15
1973-77	2002	25-29	545.95	1943-47	2002	55-59	1636.2
1968-72	1992	20-24	316.54	1938-42	1992	50-54	795.64
1968-72	1995	23-27	365.76	1938-42	1995	53-57	1148.2
1968-72	1997	25-29	553.65	1938-42	1997	55-59	1103.87
1968-72	1998	26-30	513.39	1938-42	1998	56-60	1159.79
1968-72	2000	28-32	630.63	1938-42	2000	58-62	1205.57
1968-72	2002	30-34	809.81	1938-42	2002	60-64	1535.51
1963-67	1992	25-29	571.78	1933-37	1992	55-59	1006.22
1963-67	1995	28-32	648.31	1933-37	1995	58-62	1108.05
1963-67	1997	30-34	568.54	1933-37	1997	60-64	1147.39
1963-67	1998	31-35	548.1	1933-37	1998	61-65	1304.27
1963-67	2000	33-38	697.29	1933-37	2000	63-67	1413.62
1963-67	2002	35-39	728.72	1933-37	2002	65-69	1742.8
1958-62	1992	30-34	553.88	1928-32	1992	60-64	922.45
1958-62	1995	33-37	630.82	1928-32	1995	63-67	1587.96
1958-62	1997	35-39	662.09	1928-32	1997	65-69	1198.44
1958-62	1998	36-40	665.09	1928-32	1998	66-70	1290.74
1958-62	2000	38-42	702.37	1928-32	2000	68-72	1830.5
1958-62	2002	40-44	859.46	1928-32	2002	70-74	1932.48
1953-57	1992	35-39	566.16	1922-27	1992	65-69	1227.31
1953-57	1995	38-42	594.42	1922-27	1995	68-72	1571.11
1953-57	1997	40-44	585.7	1922-27	1997	70-74	1367.46
1953-57	1998	41-45	600.12	1922-27	1998	71-75	1475.02
1953-57	2000	43-47	803.29	1922-27	2000	73-77	1902.93
1953-57	2002	45-49	957.83	1922-27	2002	75-79	2105.45

Tableau 24 : dépense ambulatoire moyenne par cohorte, année et âge, pour le groupe des bas revenus

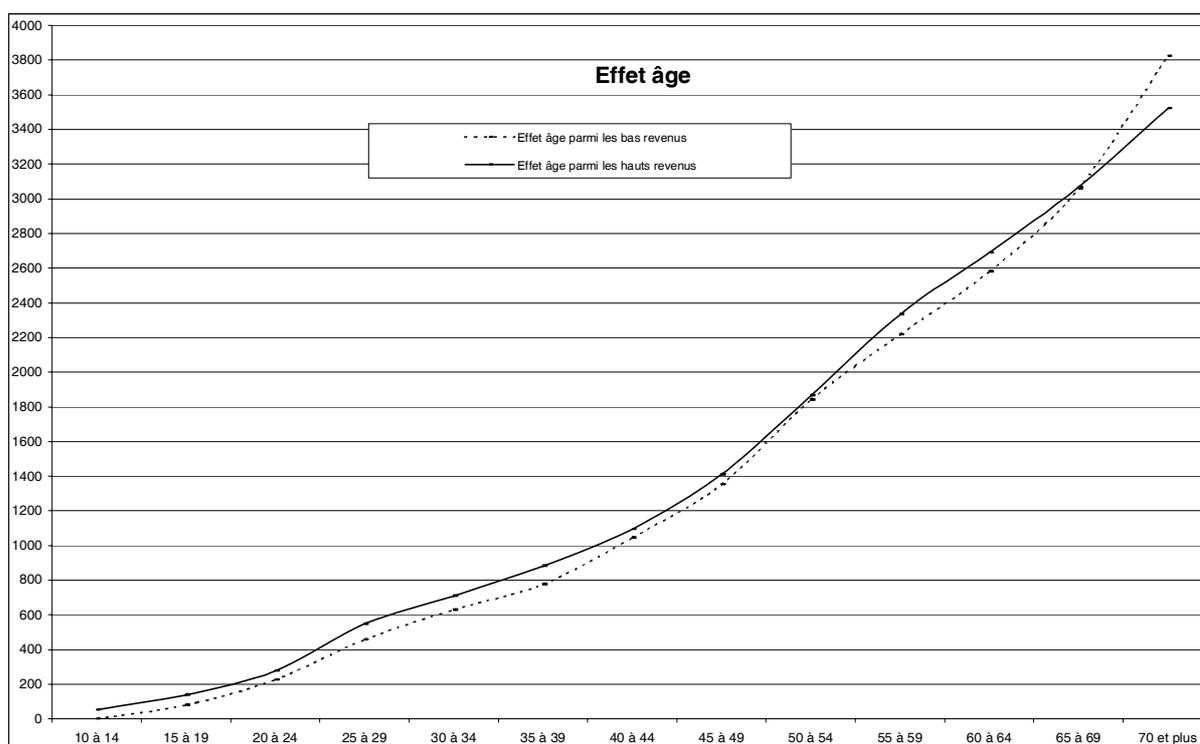
Cohorte	Année	Age	Dépense ambulatoire moyenne	Cohorte	Année	Age	Dépense ambulatoire moyenne
1978-82	1992	10-14	329.93	1948-52	1992	40-44	538.37
1978-82	1995	13-17	351.82	1948-52	1995	43-47	674.71
1978-82	1997	15-19	307.99	1948-52	1997	45-49	703.32
1978-82	1998	16-20	297.26	1948-52	1998	46-50	794.7
1978-82	2000	18-22	357.14	1948-52	2000	48-52	1073.32
1978-82	2002	20-24	406.46	1948-52	2002	50-54	1743.85
1973-77	1992	15-19	266.08	1943-47	1992	45-49	672.23
1973-77	1995	18-22	342.27	1943-47	1995	48-52	781.63
1973-77	1997	20-24	331.46	1943-47	1997	50-54	961.48
1973-77	1998	21-25	339.17	1943-47	1998	51-55	890.34
1973-77	2000	23-27	554.92	1943-47	2000	53-57	1148.12
1973-77	2002	25-29	635.25	1943-47	2002	55-59	1623.74
1968-72	1992	20-24	293.34	1938-42	1992	50-54	708.37
1968-72	1995	23-27	471	1938-42	1995	53-57	882.6
1968-72	1997	25-29	447.69	1938-42	1997	55-59	898.14
1968-72	1998	26-30	558.15	1938-42	1998	56-60	1021.36
1968-72	2000	28-32	636.53	1938-42	2000	58-62	1239.43
1968-72	2002	30-34	702.87	1938-42	2002	60-64	1642.03
1963-67	1992	25-29	459.56	1933-37	1992	55-59	912.58
1963-67	1995	28-32	501.28	1933-37	1995	58-62	1142.85
1963-67	1997	30-34	595.99	1933-37	1997	60-64	912.99
1963-67	1998	31-35	588.89	1933-37	1998	61-65	1305.97
1963-67	2000	33-38	591.17	1933-37	2000	63-67	1490.39
1963-67	2002	35-39	859.57	1933-37	2002	65-69	1749.3
1958-62	1992	30-34	480.41	1928-32	1992	60-64	901.11
1958-62	1995	33-37	686.47	1928-32	1995	63-67	1325.7
1958-62	1997	35-39	484.05	1928-32	1997	65-69	1374.07
1958-62	1998	36-40	652.41	1928-32	1998	66-70	1574.66
1958-62	2000	38-42	675.52	1928-32	2000	68-72	1643.46
1958-62	2002	40-44	1023.54	1928-32	2002	70-74	2492.81
1953-57	1992	35-39	413.18	1922-27	1992	65-69	1221.29
1953-57	1995	38-42	515.72	1922-27	1995	68-72	1571.8
1953-57	1997	40-44	539.92	1922-27	1997	70-74	1698.24
1953-57	1998	41-45	602.04	1922-27	1998	71-75	1443.43
1953-57	2000	43-47	805.79	1922-27	2000	73-77	2078.73
1953-57	2002	45-49	952.71	1922-27	2002	75-79	2844.4

La décomposition de la dépense moyenne en effet d'âge, de génération de période et de revenu

Afin de comparer les profils de consommations par âge des «hauts revenus» et des «bas revenus», le modèle précédent est estimé en ajoutant la variable de revenu. Ce modèle permet de prendre en compte l'interaction entre l'âge et le revenu.

Le graphique 6 présente les profils par âge estimés.

Graphique 6: Effet de l'âge corrigé des effets de période et de cohorte sur la dépense ambulatoire, selon le groupe de revenu



On constate alors que les deux profils se croisent. Parmi les moins de 65 ans, la dépense ambulatoire des bas revenus est sensiblement plus faible que celle des hauts revenus. Parmi les 65 ans et plus, la dépense des bas revenus est plus élevée. Même si sur le graphique les deux courbes paraissent très proches, des tests statistiques montrent que les profils sont significativement différents.

Ce résultat est donc cohérent avec l'hypothèse de report de soins, selon lequel la moindre consommation des jeunes à faible revenu, serait compensée ultérieurement par une consommation de soins plus élevée.

d. Conclusion

L'utilisation en pseudo panel des données des enquêtes SPS appariées avec les données des EPAS des années 1992, 1995, 1997, 1998, 2000 et 2002, nous a donc permis de construire des profils de dépenses ambulatoires corrigés des effets de génération et période.

L'analyse menée sur l'ensemble de la population montre l'intérêt de la méthode proposée par Deaton (1997). Ainsi, il est ainsi possible à partir de 6 années d'enquête de distinguer les effets d'âge et de cohorte affectant les dépenses de soins ambulatoires. Cette analyse montre non seulement que les dépenses de santé augmentent avec l'âge mais aussi que les dépenses sont à chaque âge plus élevées pour les cohortes les plus jeunes. L'existence de ce fort effet de génération implique donc que les profils par âge conduit à partir d'une coupe transversale unique ont donc tendance à sous-estimer la croissance des dépenses de santé avec l'âge.

La seconde analyse menée en prenant en compte le niveau de revenu nous a permis de comparer les profils de consommation corrigés des effets de cohorte et des effets de période entre groupes de revenu. Les résultats trouvés sont conformes à l'hypothèse de report de soins testée. Bien que les différences soient peu importantes, nous mettons en évidence une interaction significative entre l'âge et le revenu. Ainsi nous mettons en évidence qu'après correction des effets de génération et des effets de période, les plus pauvres ont une consommation inférieure à celle des plus riches avant 65 ans et une consommation plus élevée après 65 ans. Ce résultat peut alors s'interpréter comme le fait que la faible consommation des plus jeunes à faible revenu, engendrerait une dégradation de l'état de santé qui impliquerait une consommation de soins ultérieure plus élevée.

Cette analyse complète donc utilement l'analyse directe du report de soins précédemment menée, qui ne conduisait à conclure que très imparfaitement à l'existence d'un mécanisme de report de soins. L'ensemble de ces deux analyses nous permet donc de conclure à l'existence d'un mécanisme de report de soins, ce mécanisme semblant être un mécanisme de très long terme qui ne peut donc être directement visible à partir de suivis sur des périodes assez courtes.

4. Piège de pauvreté lié à la maladie

4. Piège de pauvreté lié à la maladie

1. Problématique

La deuxième partie de ce projet de recherche est consacrée à l'analyse de la double causalité existant entre état de santé et statut socioéconomique. Il s'agit donc d'explorer un mécanisme selon lequel la formation et l'aggravation des inégalités sociales de santé au cours du cycle de vie seraient expliquées par l'accumulation d'effets de la situation socioéconomique sur la santé et en retour d'effets de la santé sur le statut socioéconomique.

a. Le gradient social de santé

De nombreuses études mettent en effet en évidence une corrélation positive entre statut socioéconomique et santé dans la plupart des pays développés. En France, l'existence du gradient social de santé est aussi largement documenté. Cette corrélation semble être indépendante du choix de l'indicateur de santé, qu'il s'agisse de mortalité ou de morbidité, et du choix de l'indicateur de statut socioéconomique, que l'on considère le revenu, la classe sociale ou le statut d'emploi.

On note tout d'abord de fortes différences sociales de mortalité. Ainsi un homme cadre âgé de 35 ans vit en moyenne 7 ans de plus qu'un ouvrier (Monteil, Robert-Bobée, 2005) et le risque de décès du premier quintile de revenu est 2.5 fois plus élevé que celui du cinquième quintile (Jusot, 2004). Ces différences apparaissent également lorsque la santé est approchée par des indicateurs de morbidité.

Ainsi, un précédent travail pour la MiRe (Couffinhal et al., 2002) avait conduit à mettre en évidence, à partir des données issues de l'enquête SPS, un lien statistique entre l'état de santé et la probabilité d'être chômeur et un lien statistique entre l'état de santé et le revenu total du ménage. Par exemple, une régression logistique menée sur la population des actifs (chômeurs ou occupés) d'âge adulte, soit 16 000 observations (sur les enquêtes SPS 1996, 1997 et 1998 agrégées), montre que la probabilité d'être au chômage augmente avec le degré d'invalidité et le fait de suivre un régime pour diabète, pour des individus de même âge, sexe, niveau de diplôme et catégorie socio-professionnelle. En revanche, le fait de suivre un régime pour des problèmes de cœur ou de cholestérol n'augmente pas la probabilité d'être au chômage. Par ailleurs, Couffinhal et al. (2002) montre que les variables liées à la dépression (questionnaire MINI auto-administré) sont faiblement corrélées à la probabilité d'être actif. Chez les moins de 50 ans (hommes ou femmes), il n'existe

pas de lien significatif entre les troubles liés à la dépression et le fait d'être actif. Chez les 50 à 65 ans, les hommes qui déclarent éprouver un sentiment de fatigue sont moins souvent actifs toutes choses égales par ailleurs (le rapport des chances étant compris entre 0.176 et 0.606) et les femmes qui déclarent éprouver un sentiment de tristesse sont plus souvent actives toutes choses égales par ailleurs (le rapport des chances est compris entre 1.011 et 2.290).

Les inégalités sociales de santé sont également marquées lorsque la santé est mesurée par les indicateurs globaux.

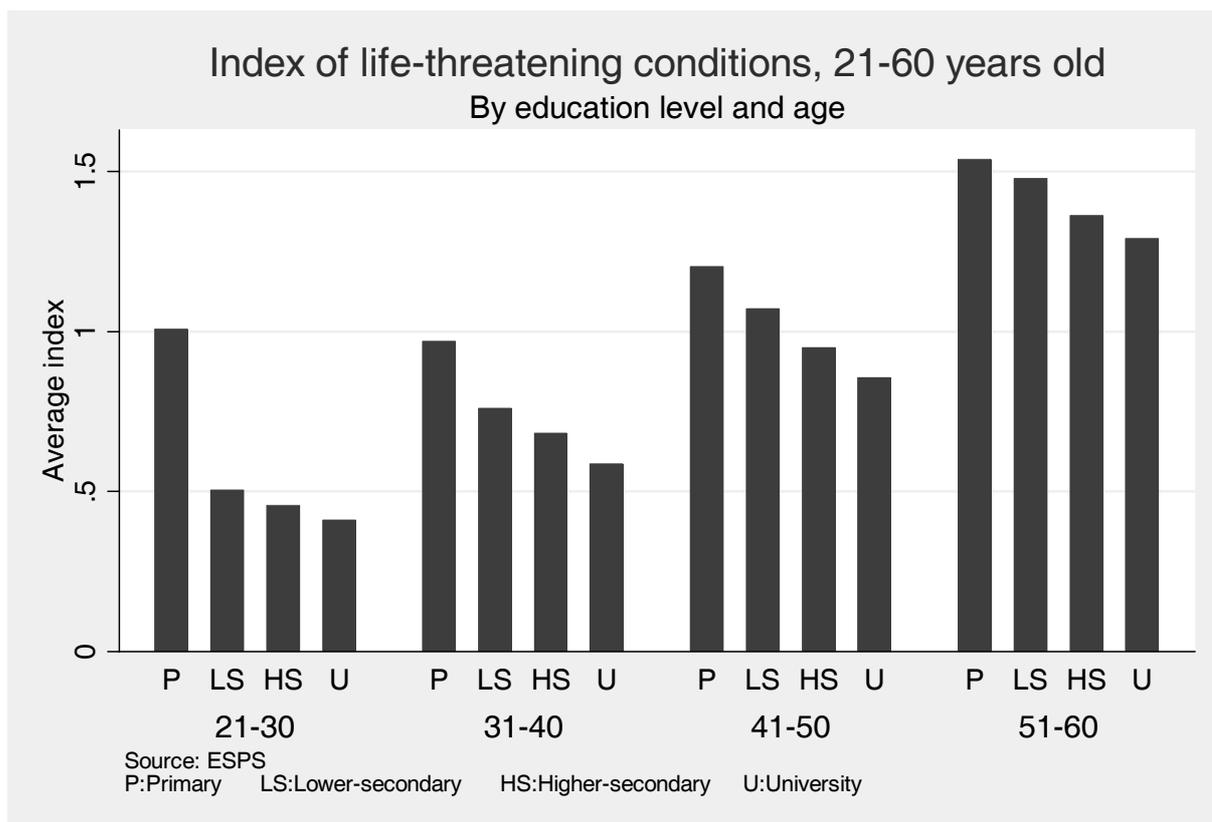
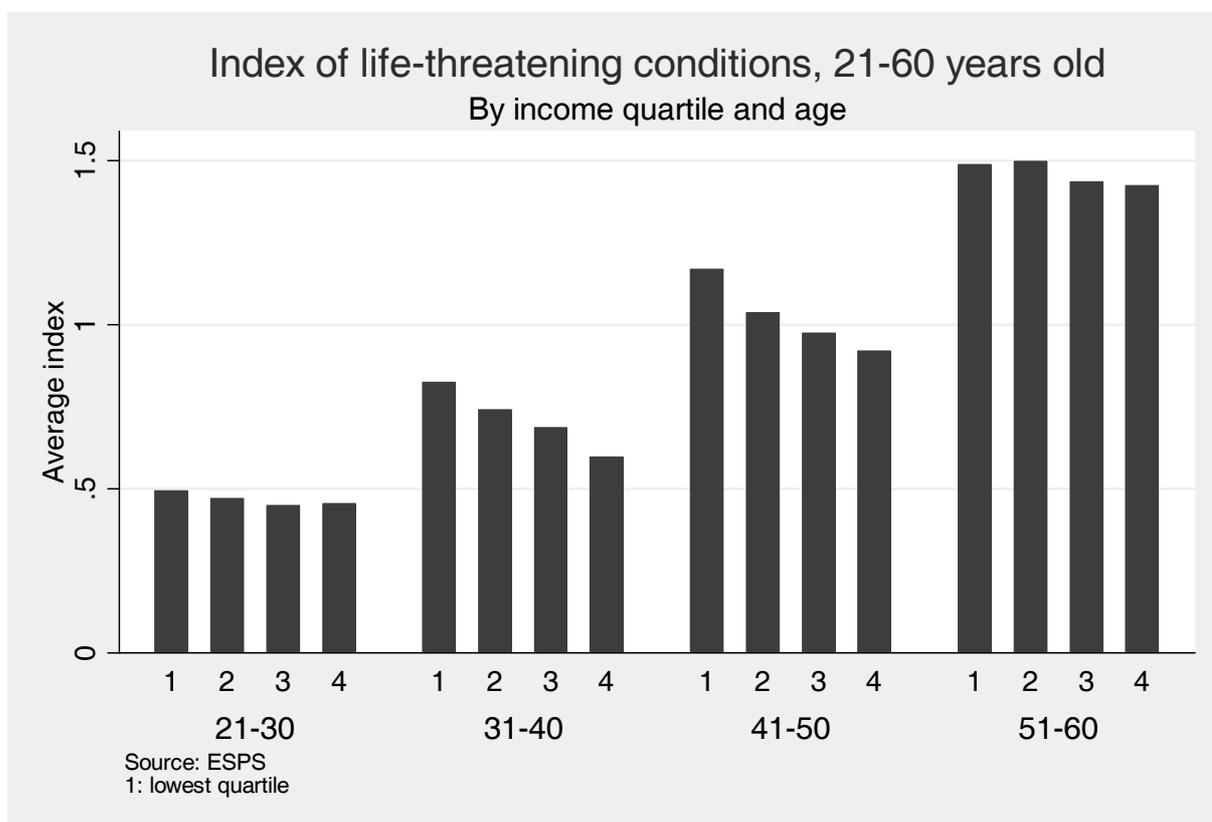
A partir des données de l'ensemble des enquêtes SPS disponibles à ce jour, nous avons ainsi comparé l'état de santé moyen des personnes âgées de 21 à 60 ans selon la situation économique. Cette première analyse a été réalisée pour deux indicateurs de santé : le risque vital, renseigné à chacun des cycles de l'enquête, et la note subjective d'état de santé, renseignée pour les trois derniers cycles d'enquête seulement. Deux indicateurs de situation sociale ont été retenus : le niveau d'études et le revenu par unité de consommation. Le revenu disponible est regroupé en quartiles, définis à partir de la distribution des revenus parmi les personnes âgées de 21 à 60 ans, et non de la population totale afin de tenir de la décroissance des revenus à la retraite.

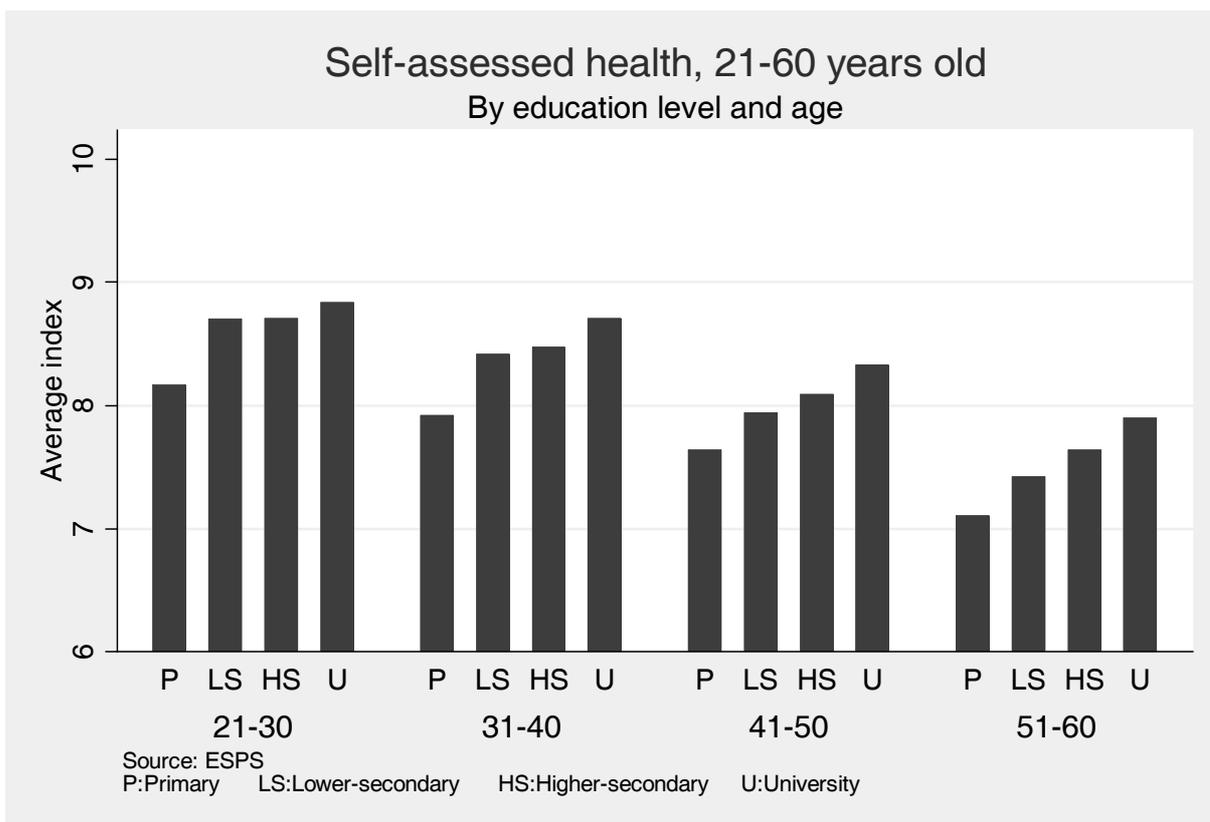
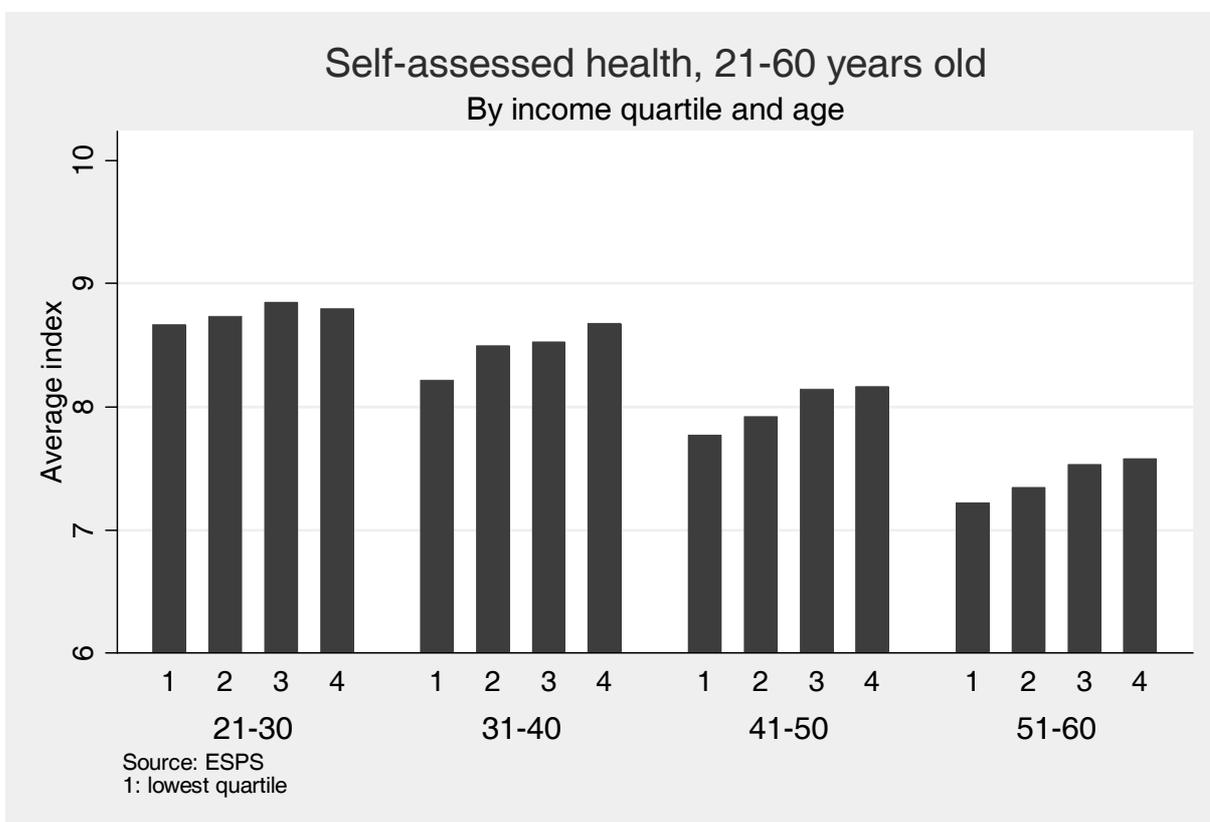
Les deux premiers histogrammes à suivre présentent le niveau moyen du risque vital par classe d'âge en fonction du niveau d'étude (graphique 1) ou du niveau de revenu (graphique 2). Ce calcul a été réalisé pour l'ensemble des quatre cycles de l'enquête SPS. On observe que, pour une classe d'âge donné, le risque vital moyen est toujours une fonction décroissante du niveau d'études et du revenu. Les personnes les plus éduquées et les plus riches sont donc affectées par nombre plus limité de pathologies et/ou par des pathologies ne remettant pas en cause de manière significative leur chance de survie à 5 ans.

Les deux histogrammes suivants présentent le niveau moyen de la note auto-attribuée sur l'état de santé par classe d'âge et en fonction du niveau d'étude (graphique 3) ou du niveau de revenu (graphique 4), pour l'ensemble des trois derniers cycles de l'enquête SPS. On observe à nouveau que, pour une classe d'âge donné, l'état de santé moyen (ici la note moyenne) est toujours une fonction croissante du niveau d'étude et du revenu.

Quel que soit l'indicateur d'état de santé considéré, on constate l'existence d'un gradient social de santé⁷.

⁷ Ce résultat est également confirmé par l'analyse séparée par cycle d'enquête.

Graphique 1 : Risque vital moyen selon l'âge et le niveau d'éducation**Graphique 2 : Risque vital moyen selon l'âge et le niveau de revenu disponible**

Graphique 3 : Note moyenne selon l'âge et le niveau d'éducation**Graphique4 : Note moyenne selon l'âge et le niveau de revenu disponible**

b. Le piège de pauvreté liée à la santé : une interprétation possible du gradient social de santé

Le gradient social de santé, aujourd'hui donc clairement établi, est toutefois difficile à interpréter.

Cette corrélation peut tout d'abord est due à un effet du statut social sur la santé, même si elle ne semble pas entièrement due à un effet de la pauvreté sur la santé dans la mesure où elle existe tout au long de la distribution des revenus. Cet impact causal de la situation socioéconomique sur la santé, qualifié d'hypothèse de causalité, peut en partie reposer sur l'impact des soins sur la santé, puisque le revenu détermine le recours aux soins, même dans un système à dépense médicale largement socialisée comme la France. La faible évidence de l'existence d'un impact du recours aux soins sur la santé, testé dans la première partie de ce projet, ne permet toutefois pas de réfuter cette hypothèse dite de causalité. L'impact causal du statut socioéconomique sur la santé peut être dû à l'adoption plus fréquente de comportements néfastes à la santé par les plus pauvres, à de mauvaises conditions de travail, encore aux effets des conditions matérielles de vie et du rang de l'individu dans la société sur la santé.

Par ailleurs cette corrélation peut être expliquée par une causalité inverse, appelée hypothèse de sélection. La diminution du revenu induite par une mauvaise santé peut alors passer par une diminution de la productivité et une augmentation du risque d'inactivité, de chômage ou de déclassement professionnel (Marmot et Wilkenson, 1999 ; Smith, 1999, Deaton, 2003).

La coexistence de ces deux effets peut alors conduire à un piège de pauvreté lié à la maladie selon lequel des différences de revenu initiales conduisent à des inégalités sociales de santé fortes à l'âge de la retraite. Les individus situés plus bas dans l'échelle des revenus verraient leur état de santé se dégrader, en raison notamment d'un recours aux soins moindre, ce qui influencerait négativement leur revenu, cette diminution du revenu engendrant à nouveau une dégradation de l'état de santé.

Théoriquement, ces deux mécanismes peuvent là-encore être rattachés aux modèles de capital santé (Grossman, 1972, 2000) qui offrent un cadre d'analyse théorique de la relation duale existant entre santé et situation économique. Dans ces modèles, deux effets impliquent un impact causal du statut socioéconomique sur l'état de santé. D'une part, le statut socioéconomique détermine les ressources dont dispose l'individu pour acquérir les différents biens, y compris des biens médicaux. Le niveau de capital santé définissant le temps en bonne santé disponible pour le travail, la consommation de biens ou l'investissement dans le capital santé, le taux de salaire horaire constitue d'autre part une incitation à investir dans la santé, puisque celui-ci valorise le temps disponible en bonne santé. Par ailleurs, ces modèles suggèrent un effet inverse de l'état de santé sur les revenus du travail, puisque le niveau de capital santé détermine la quantité de travail maximum que l'agent

peut offrir. Cet effet inverse de la santé sur les revenus du travail peut également être rattaché à d'autres cadres théoriques. Ainsi, dans le cadre d'un arbitrage travail-loisir standard, l'offre de travail est en partie déterminée par l'état de santé, puisqu'un état de santé dégradé rend le travail plus pénible, voire impossible (Couffignal et al., 2002a, b). Les modèles de salaires d'efficience (Leibenstein, 1957) proposent par ailleurs un effet de la santé sur la productivité et donc sur le salaire.

c. La difficile mise en évidence de la relation duale entre santé et statut socioéconomique

Cette relation théorique existant entre santé et statut socioéconomique est difficile à mettre en évidence car elle pose plusieurs problèmes économétriques d'endogénéité.

L'existence des deux mécanismes évoqués précédemment conduit tout d'abord à un problème d'endogénéité par causalité réciproque lorsque l'on cherche à estimer ces relations à partir de données transversales. L'utilisation de variables instrumentales peut théoriquement permettre de résoudre ce problème et d'obtenir des coefficients non biaisés. Toutefois, comme le souligne Adams et al. (2003), il est impossible de trouver des instruments, c'est-à-dire des variables corrélées à l'un des deux dimensions (santé, statut socio-économique) et non corrélées à l'autre dimension qui seules seraient à même de séparer rigoureusement l'hypothèse de sélection et l'hypothèse d'un impact causal du statut socio-économique et sur la santé.

Une autre source d'endogénéité réside dans le fait que les décisions d'investissement dans la santé et de participation sur le marché du travail sont conjointes : l'individu adulte pourrait modifier son état de santé, d'une part parce que la santé lui apporte du bien-être, mais aussi parce que sa santé est un déterminant de son capital humain, donc de sa capacité à tirer un revenu du travail (Grossman, 1972). Si l'individu détermine simultanément son capital santé (qui influence son salaire) et son offre de travail (qui dépend du salaire qu'il peut espérer), le lien établi dans les études à santé exogène surestime l'impact de la santé sur le revenu.

En dehors de ces deux biais d'endogénéité par simultanéité, il peut exister des endogénéités non structurelles (on les dit statistiques) entre l'état de santé, la rémunération unitaire et le volume travaillé : si une même caractéristique, non observable, influence la capacité à produire de la santé à partir des consommations, des privations et du temps, la capacité productive sur le marché du travail et la préférence pour le loisir, les coefficients estimés seront là aussi biaisés. La solution pour s'affranchir de ce biais d'hétérogénéité non observée consiste à estimer l'impact des variations de la santé sur les variations de la rémunération et non l'impact de l'état de santé sur le

niveau de la rémunération. On parle de modèles à effet fixe individuel ; ils nécessitent, pour leur estimation, des observations longitudinales, c'est-à-dire répétées pour les mêmes individus.

Enfin, les estimations de l'impact de la santé sur le statut socioéconomique peuvent être biaisées par le fait que les personnes sorties volontairement du marché du travail sont davantage incitées à reporter un mauvais état de santé pour justifier leur décision (Bound, 1991). L'utilisation d'une mesure subjective de l'état de santé renforcera alors ce biais de justification.

Plusieurs stratégies peuvent être mises en œuvre pour s'affranchir de ces biais d'endogénéité.

Une stratégie consiste à étudier des populations spécifiques pour lesquelles on pense que les biais sont plus réduits. Ainsi, une partie importante de littérature économique américaine est fondée sur des populations plutôt âgées (Adams et al., 2003, Smith et Kington, 1997, Snyder et Evans, 2002). Pour Adams et al. (2003), le choix d'une population âgée permet de limiter les biais d'hétérogénéité inobservée (c'est-à-dire l'endogénéité par facteur commun caché qui fait que le même facteur explique à la fois l'état de santé et le SES), car les facteurs cachés persistants sont souvent intégrés dans d'autres variables dans cette population. Par exemple, un facteur génétique pourra être pris en compte par le diabète. En outre, le biais dû à la causalité réciproque est plus faible car le montant des retraites ne dépend plus de l'évolution récente de l'état de santé. Le contrôle du biais de simultanéité n'est alors plus essentiel car la population âgée n'a plus à prendre de décisions sur l'offre de travail ou la productivité. Les populations âgées semblent donc un bon cadre d'étude de l'effet causal du statut socioéconomique sur la santé. Néanmoins, cet effet causal peut être trop faible pour être identifié dans une population très âgée, en raison d'une part de l'augmentation de la couverture maladie avec l'âge (couverture Medicare aux USA, et ALD en France) et des effets de sélection dynamique limitant l'échantillon aux personnes les plus robustes, indépendamment de leur statut social.

En outre, il n'est évidemment pas possible, sur une population retraitée, d'étudier l'impact de la santé sur l'offre de travail et sur le montant des ressources disponibles. Il est donc essentiel d'étudier la population active afin de tester d'une part les effets de la santé sur la décision d'offre de travail, qu'il s'agisse d'un effet direct (un mauvais état de santé rend le travail plus pénible) et que cet effet passe par l'intermédiaire de la rémunération (un mauvais état de santé diminue la productivité et rend donc le travail moins attractif), et d'autre part les effets de l'activité sur l'état de santé, induits soit par l'impact des ressources sur la santé, soit par les effets des conditions de travail sur la santé, ou encore les effets sur la santé de l'insertion sociale permise par le travail.

En dehors de la population étudiée, le traitement des problèmes d'endogénéité passe par l'adoption de méthodes d'estimation adaptées. Une première solution pour contrôler le problème de causalité inverse consiste à utiliser des données longitudinales.

En France, ces travaux montrent un effet fort de l'état de santé sur la participation au marché du travail en France. Ainsi, un mauvais état de santé est associé à un effort de recherche d'emploi moindre chez les bénéficiaires du RMI (Rioux, 2001). L'état de santé explique également les arrêts définitifs d'activité ultérieurs que chez les salariés actifs occupés, âgés de plus de 47 ans (Saurel-Cubizolles, 2001). De même, à partir de données de panel de l'enquête SPS, Jusot, Khlal, Rochereau et Sermet (2005) mettent en évidence que le fait d'être en mauvaise santé accroît toutes choses égales par ailleurs, le fait d'être inactif ou chômeur 4 ans plus tard (Jusot, Khlal, Rochereau, Sermet, 2004). Le lien entre santé et revenu est en revanche plus discuté : les travaux menés en France dans les années quatre-vingt-dix montrent que les bénéficiaires du RMI en bonne santé retrouvent plus facilement un emploi (Rioux, 2001), mais des études plus anciennes n'observent pas d'impact de la santé sur le salaire à long terme (Lechene, Magnac, 1994).

Plusieurs travaux étrangers récents se sont par ailleurs intéressés à l'analyse de la relation duale existant entre revenu, patrimoine et santé à partir de données longitudinales.

Adams et al. (2003) proposent ainsi un test de l'absence de lien causal de statut socioéconomique sur l'état de santé et de l'absence de lien causal de la santé sur le statut socioéconomique, en se fondant sur la notion de causalité de Granger. Il s'agit donc de tester non pas l'existence d'un lien causal entre les deux dimensions mais de tester l'hypothèse d'absence de lien causal. Dans le cas du test de l'absence de lien causal du statut socioéconomique sur la santé, cette hypothèse sera acceptée si le statut socioéconomique passé ne contribue pas à l'explication de la santé actuelle, compte tenu de toute l'histoire passée en santé.

L'application de cette méthode aux trois vagues du panel AHEAD (Assets and Health Dynamics of the Oldest-Old), concernant la population américaine âgée plus 70 ans, conduit les auteurs à accepter l'hypothèse d'absence de lien causal du statut socioéconomique sur la mortalité et l'incidence de nouveaux problèmes de santé, après contrôle par l'état de santé initial. Cette hypothèse est toutefois rejetée pour la santé perçue et la plupart des maladies chroniques et mentales, lorsque le statut socioéconomique est approché par le patrimoine. Cette étude conclut par ailleurs au rejet de l'hypothèse d'absence d'impact de la santé sur le patrimoine.

L'application de la même méthodologie (à l'exception du test d'invariance) aux données de la cohorte de fonctionnaires britanniques Whitehall II Study, permet de conclure que l'hypothèse d'absence de lien causal du statut socioéconomique sur la santé ne peut pas être rejetée pour l'apparition de certains problèmes de santé, mais est au contraire rejetée pour la santé perçue (Adda et al., 2003). La réplique de l'analyse aux données du panel suédois ULF conduit à des résultats comparables aux résultats trouvés sur la population américaine (Adda et al., 2003). En particulier,

l'incidence des cancers ne semble pas être liée au statut socioéconomique contrairement à l'évolution de la santé perçue.

A partir des 6 vagues du panel HRS (Health and Retirement Study), Michaud et van Soest, (2004) montrent que l'application de la méthode proposée par Adams et al. (2003) conduit à rejeter l'hypothèse d'absence de lien causal du patrimoine sur la santé, mais que les tests effectués en prenant en compte l'hétérogénéité inobservée, ne permettent pas de conclure à l'existence d'un effet du patrimoine sur la santé. Les deux méthodes suggèrent en revanche toutes deux l'existence d'un effet causal de la santé sur le patrimoine.

En utilisant une méthode proche de celle proposée par Adams et al., Hurd and Kapteyn (2003) montrent que l'évolution de l'état de santé est davantage reliée au revenu aux Etats Unis (panel HRS/AHEAD) qu'aux Pays-Bas (panels CSS et SEP) alors que l'effet de la santé sur l'évolution du revenu est plus fort aux Pays Bas qu'aux Etats Unis.

Enfin, en utilisant l'héritage comme un instrument du changement dans la richesse, Meer et al. (2003) montrent que les changements dans la richesse un impact très faible sur l'évolution de la santé perçue à partir des données du Panel Study of Income Dynamics.

Une autre manière de contrôler les problèmes de causalité inverse et de simultanéité est de modéliser simultanément les décisions des individus en matière de santé, d'activité et de revenu.

Haveman et al. (1994) étudient ainsi les décisions simultanées prises par les individus, sur leur santé et leur offre de travail. Ils proposent de tester le modèle d'investissement pur de Grossman (1972) à partir d'un modèle d'équations simultanées, sur le suivi de 613 hommes de 1976 à 1983 (Michigan Panel Study of Income Dynamics). L'estimation d'un modèle de 3 équations simultanées leur permet ainsi d'identifier simultanément l'effet de la santé sur l'offre de travail (en temps), l'effet de la santé sur le taux de salaire, et l'effet du temps de travail sur la santé. Ils proposent plusieurs méthodes d'estimation. Dans un premier modèle, les trois équations estimées simultanément par la méthode des moments (GMM). Ils montrent alors le temps de travail n'a pas d'impact direct sur la santé, mais contribue à l'exposition à des caractéristiques des emplois qui ont un effet sur la santé. L'état de santé antérieur a un impact positif sur le temps de travail et sur le taux de salaire. Un deuxième modèle consiste alors à estimer la forme réduite du modèle précédant par la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS), en ignorant donc la simultanéité. La comparaison des deux modèles permet alors de constater que la prise en compte de la simultanéité change le signe et le niveau de significativité de l'effet du temps de travail passé dans l'équation de demande de santé. Si l'on ne tient pas compte de la simultanéité, le temps de travail est fortement associé à une meilleure santé (non significatif sinon). L'éducation paraît avoir un effet plus

important sur la santé lorsque la simultanéité n'est pas prise en compte, car le coefficient correspond à la fois à l'effet direct de l'éducation sur la santé et à l'effet indirect via le salaire. L'effet de la santé passée sur l'offre de travail est plus faible dans le cas de l'estimation de la forme réduite.

En France, aucune étude n'a jusqu'à présent permis d'étudier simultanément l'impact réciproque de la santé sur le revenu. Wolff et Tessier (2004) ont toutefois étudié simultanément l'impact de la santé sur la participation au marché du travail et l'impact de la participation au marché du travail sur la santé à partir des données de l'enquête emploi du temps de l'INSEE de 1999. Ils montrent alors un effet de la santé sur la participation au marché du travail en France, mais ne trouvent pas d'effet de la participation sur l'état de santé. Cependant cette étude comporte plusieurs limites. D'une part, cette étude ne prend pas en compte l'effet potentiel de revenu sur la santé, celui-ci n'étant pris en compte que comme variable explicative de la participation au marché du travail, le niveau de salaire constituant une incitation à l'offre de travail. D'autre part, l'absence de données de panel limite la portée de ces résultats.

d. Estimer la relation duale entre santé et revenu en France

Dans ce projet de recherche, nous proposons d'utiliser les 4 cycles de l'enquête sur la Santé et la Protection Sociale de l'IRDES afin d'étudier pour la première fois en France, l'impact réciproque de la santé sur le revenu. En effet le panel SPS est la seule source de données longitudinales française représentative au niveau national fournissant des informations sur la santé et le revenu.

Ce travail répond ainsi à l'un des enjeux majeurs de la recherche actuelle sur les inégalités sociales de santé, notamment pour la définition de politiques efficaces de lutte contre les inégalités sociales de santé (Deaton, 2002, Couffinhal et al ; 2005a et b).

En effet si les inégalités sociales de santé trouvent leur origine dans les inégalités socioéconomiques, des politiques destinées à réduire ces dernières (redistribution des revenus, amélioration de la qualité de l'éducation, amélioration des conditions de travail, etc...) devraient s'avérer efficaces pour réduire les premières. Si les inégalités économiques résultent au contraire pour partie des inégalités de santé, i.e. si l'appartenance aux statuts socioéconomiques faibles est due pour partie à un mauvais état de santé, alors les politiques efficaces devront viser à réduire les conséquences des problèmes de santé sur l'insertion sur le marché du travail. L'amélioration de l'accès aux soins médicaux peut enfin jouer rôle crucial dans la réduction des inégalités de santé sous les deux hypothèses. Ainsi, l'amélioration de l'accès aux soins médicaux des plus pauvres peut limiter l'impact causal du statut socioéconomique sur la santé, et en même temps par

l'amélioration l'état de santé, réduire les conséquences économiques de la mauvaise santé sur le statut socioéconomique.

Cette analyse sur données françaises permet alors d'éclairer ce débat en analysant cette relation dans un contexte national particulier, en raison notamment d'un accès aux soins assez largement répandu, alors que la plupart des travaux portent sur données américaines. Par ailleurs, la compréhension de la formation des inégalités est d'un intérêt particulier pour la France, puisque d'une part les inégalités sociales de mortalité prématurée sont en augmentation depuis le début des années 1980 (Monteil, Robert-Bobée, 2005), et d'autre part seraient plus fortes en France que dans les autres pays européens (Kunst et al, 2000). Enfin, les politiques de santé actuellement menées en France pour réduire les inégalités sociales de santé se concentrent principalement sur la réduction de la pauvreté et l'amélioration de l'accès aux soins, mais ne prennent pas en compte la possible causalité inverse (Jusot et Polton, 2005).

Cette estimation est fondée sur un modèle familial unitaire de capital santé. Après avoir brièvement présenté le cadre théorique, nous présentons les résultats.

2. Un modèle familial de capital santé

Pour étudier cette relation, nous allons utiliser le cadre théorique standard en économie de la santé : le modèle de capital santé développé dans les années 1970 par Grossman (1975, 1977).

Deux points doivent cependant être précisés quant à la forme du modèle théorique dont découlent nos estimations.

En premier lieu, comme nous étudions la double relation causale entre le revenu et l'état de santé, nous ne pouvons pas recourir à l'une des deux versions simplifiées du modèle de Grossman (1972), le modèle d'investissement pur ou le modèle de consommation pure. En effet, dans ce dernier cas, le capital santé n'est pas un déterminant du revenu (puisque le capital santé n'est pas un déterminant du temps d'activité disponible), il est seulement un déterminant direct de l'utilité (il dépend donc du revenu). A l'inverse, dans un modèle de capital santé d'investissement pur, l'investissement en capital santé ne dépend que de l'égalisation de son coût marginal et de son gain marginal (puisque le capital santé n'entre pas directement dans la fonction d'utilité). Ainsi, en l'absence d'imperfections du marché du crédit (qui peuvent empêcher le lissage de l'investissement en capital santé) ou d'une forme particulière de la fonction d'investissement (comme dans Ehrlich et Chuma, 1990), l'investissement en capital santé ne dépend pas du revenu.

En second lieu, toutes les extensions du modèle de Grossman (à l'exception du modèle théorique développé par Jacobson, 2000) restent fondées sur une logique individuelle : l'individu produit seul son capital santé. Dans ce cadre, il n'est pas possible de prendre en compte le rôle des autres membres du ménage sur la demande individuelle de santé et la demande de soins. Pourtant, les raisons pour adopter une perspective familiale sont assez évidentes. L'allocation des ressources au sein d'un ménage est une décision collective, et donc, le revenu pertinent pour expliquer l'investissement en soins de santé est le revenu familial et non le revenu individuel. En outre, de nombreux travaux empiriques confortent cette approche. Déjà en 1975, Grossman trouvait que la santé des hommes était une fonction croissante de l'éducation des femmes. En France, Mejer (2004) signale que l'espérance de vie des hommes français vivant en couple est de 4 ans supérieure à celle des célibataires. De plus Robert-Bobée et Monteil (2005) montrent qu'au sein des couples, la mortalité des hommes dépend du niveau d'éducation des femmes, alors que la santé des femmes dépend de la profession et catégorie sociale des hommes.

Nous proposons donc d'estimer un modèle familial unitaire de demande de santé dans lequel le revenu total du ménage et la santé des deux conjoints sont déterminés conjointement. Cette approche rejoint alors les travaux empiriques récents de Wu (2003) et Michaud et van Soest (2004).

Dans ce modèle, inspiré du modèle « husband-wife family » proposé par Jacobson (2000), nous supposons que l'utilité du ménage, caractérisée par un ensemble de préférences stables et transitives, dépend de l'état de santé de chacun de ses membres et le revenu du ménage dépend du capital humain et du capital santé de chacun de ses membres.

$$\text{Max } U(C_0, \dots, C_n, H_0^f, \dots, H_n^f, H_0^m, \dots, H_n^m)$$

sous les contraintes :

$$H_t^i = (1 - \delta_{t-1})H_{t-1}^i + I_{t-1}^i \quad ; \quad i = f, m$$

$$I_t^i = I(E^f, E^m, M_t^i) \quad ; \quad i = f, m$$

$$Y_t = Y(H_t^f, H_t^m, E^f, E^m) \quad ; \quad i = f, m$$

$$\sum_{t=0}^n \frac{P_t(M_t^f + M_t^m) + C_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^n \frac{Y_t}{(1+r)^t}$$

Où

- H_t^i l'état de santé de l'individu i ($i=f,m$) à la période t ,
- E^i le niveau d'éducation de l'individu i ($i=f,m$),
- I_t^i le niveau d'investissement en capital santé de l'individu i ($i=f,m$) à la période t ,
- M_t^i la consommation en biens médicaux de l'individu i à la période t ,

- Y_t est le revenu du ménage à la période t ,
- C_t le niveau de consommation en biens non médicaux du ménage à la période t ,
- r le taux de préférences pour le présent.

3. La stratégie empirique

Pour mettre en évidence la double relation existant entre santé et revenu dans ce modèle familial, nous proposons une méthodologie en trois étapes.

Dans les deux premières étapes, l'hypothèse de causalité et l'hypothèse de sélection sont testées séparément. En nous fondant sur l'approche proposée par Adams et al. (2003), il s'agit de tester d'une part l'effet de la santé perçue passée de chacun des conjoints sur l'évolution du revenu total du ménage et d'autre part l'effet des revenus passés sur l'évolution de l'état de santé de chacun des conjoints.

La première estimation correspond donc au test de l'équation suivante, définie pour un ménage composé d'une femme (indiquée f) et d'un homme (indiqué m) :

$$Y_t = a_0 + a_1 H_{t-4}^f + a_2 H_{t-4}^m + a_3 Y_{t-4} + a_4 E^f + a_5 E^m + a_6 A_t^f + a_7 A_t^m + a_8 NBA_t + a_9 NBE_t + a_{10} P_t + u_t$$

- Y_t est le revenu du ménage à la période t ,
- H_t^i l'état de santé de l'individu i à la période t ,
- A_t^i l'âge de l'individu i ($i=f,m$) à la période t ,
- E^i le niveau d'éducation de l'individu i ($i=f,m$),
- NA_t le nombre d'adultes dans le ménage à la période t
- NE_t le nombre d'enfants dans le ménage à la période t
- P_t une variable indicatrice de la période

Cela revient donc à supposer que les ressources totales du ménage sont une fonction des ressources passées, de l'état de santé passé des deux conjoints (H_{t-4}^f, H_{t-4}^m), de leur niveau d'éducation (E^m, E^f), de leur âge (A_t^f, A_t^m), proxy de leur niveau d'expérience, et de la composition du ménage, c'est-à-dire du nombre d'adultes NA_t et du nombre d'enfants NE_t , le nombre d'enfants à charge constituant une incitation à sortir du marché du travail pour se consacrer à la production

domestique ou alors une incitation à offrir davantage son travail pour augmenter les ressources du ménage.

Le test de l'hypothèse de causalité est ensuite réalisé par l'estimation du modèle à deux équations suivant :

$$\begin{aligned} H_t^f &= b_0 + b_1 Y_{t-4} + b_2 H_{t-4}^f + b_3 A_t^f + b_4 E^f + b_5 E^m + b_6 NA_t + b_7 NE_t + b_8 P_t + v_t^f \\ H_t^m &= c_0 + c_1 Y_{t-4} + c_2 H_{t-4}^m + c_3 A_t^m + c_4 E^f + c_5 E^m + c_6 NA_t + c_7 NE_t + c_8 P_t + v_t^f \end{aligned}$$

L'état de santé chaque conjoint est donc supposé dépendre de son état de santé passé⁸, de son âge, du niveau de ressources disponibles passé du ménage, c'est-à-dire du niveau de revenu total Y_{t-4} et de la composition du ménage, du niveau d'éducation des deux conjoints, puisque nous supposons qu'en dehors de l'effet propre du capital humain de la personne, le capital humain de l'autre membre du couple intervient sur son capital santé. Le modèle est testé simultanément pour les deux conjoints afin de prendre en compte la corrélation de l'état de santé au niveau du couple induite notamment par des préférences communes pour la santé.

Dans une troisième étape, nous estimons un modèle à trois équations simultanées dans lequel le revenu total actuel du ménage dépend de la santé passée des deux conjoints alors que l'état de santé actuel de chaque conjoint dépend du revenu passé du ménage. L'utilisation de variables retardées permet alors d'identifier chacune des trois équations du système suivant :

$$\begin{aligned} Y_t &= d_0 + d_1 H_{t-4}^f + d_2 H_{t-4}^m + d_3 E^f + d_4 E^m + d_5 A_t^f + d_6 A_t^m + d_7 NBA_t + d_8 NBE_t + d_9 P_t + \varepsilon_t \\ H_t^f &= e_0 + e_1 Y_{t-4} + e_2 A_t^f + e_3 E^f + e_4 E^m + e_5 NA_t + e_6 NE_t + e_7 P_t + \varepsilon_t^f \\ H_t^m &= f_0 + f_1 Y_{t-4} + f_2 A_t^m + f_3 E^f + f_4 E^m + f_5 NA_t + f_6 NE_t + f_7 P_t + \varepsilon_t^m \end{aligned}$$

Chaque étape a été réalisée pour deux indicateurs de santé différents : la note auto-attribuée par la personne interrogée (variant entre 0 et 10) et l'indicateur de risque vital (variant de 0 à 5), qui correspond au risque vital minimum associé à la maladie déclarée de risque vital le plus élevé. Bien que ces deux indicateurs soient fondés sur la déclaration, le premier indicateur est clairement un indicateur subjectif d'état de santé alors que le second relève davantage du modèle médical défini par Blaxter (1989). La comparaison des résultats obtenus à l'aide de ces deux indicateurs permet alors de discuter la possibilité de biais de justification.

⁸ Notons que les corrélations entre les risques vitaux à deux périodes consécutives sont pour les hommes et les femmes respectivement de 0.58 et 0.51, tandis que les corrélations entre les notes subjectives à deux périodes consécutives sont pour les hommes et les femmes respectivement de 0.55 et 0.57.

Cette analyse est fondée sur un échantillon limitée aux couples présents à au moins deux cycles de l'enquête Santé Protection Sociale : 1988-1991, 1992-1995, 1996-98 et 2000-2002. L'échantillon est également restreint aux personnes âgées de 21 à 60 ans. En effet la période d'activité professionnelle est la période du cycle de vie où la santé peut avoir des conséquences sur le niveau de revenu du ménage, le montant des pensions de retraite étant en revanche indépendant des changements récents de l'état de santé. Au total, l'échantillon est composé de 7515 couples pour l'analyse fondé sur le risque vital, indicateur présent aux quatre cycles de l'enquête, et de 4433 couples pour l'analyse fondée dur la santé perçue, cet indicateur n'étant présent qu'au trois derniers cycles de l'enquête.

4. Résultats

a. Effet de l'état de santé passé des deux conjoints sur le revenu total du ménage, après contrôle par le revenu passé

Dans une première étape, nous testons l'effet de l'état de santé passé des deux conjoints sur le revenu total du ménage, après contrôle par le revenu passé, le niveau d'éducation des deux conjoints (3 variables indicatrices pour les niveaux collège, lycée et supérieur ; la variable de référence étant donc le niveau primaire) et le logarithme de leurs âges respectifs, le nombre d'adultes et le nombre d'enfants du ménage.

$$Y_t = a_0 + a_1 H_{t-4}^f + a_2 H_{t-4}^m + a_3 Y_{t-4} + a_4 E^f + a_5 E^m + a_6 A_t^f + a_7 A_t^m + a_8 NBA_t + a_9 NBE_t + a_{10} P_t + u_t$$

Trois modèles ont été estimés pour chacun des indicateurs de santé.

Le premier modèle, estimé à l'aide d'un modèle Probit, permet de mettre en évidence les déterminants de la probabilité d'appartenir au premier quartile de revenu (les 20% les plus pauvres) à la période t en fonction de l'état de santé des deux conjoints à la date t-4.

Le deuxième modèle, estimé également à l'aide d'un modèle Probit, permet de mettre en évidence les déterminants de la probabilité d'appartenir aux deux premiers quartiles de revenu à la période t, et donc d'avoir un revenu inférieur à la médiane, en fonction de l'état de santé des deux conjoints à la date t-4.

Le troisième modèle, estimé à l'aide d'un modèle Probit ordonné, permet enfin d'étudier les déterminants du revenu à la période t en fonction de l'état de santé des deux conjoints à la date t-4,

en prenant en compte l'ensemble de la distribution des revenus, représentée ici par les 4 quartiles de revenu.

Les résultats présentés dans le tableau 25 montrent que, lorsque la santé est approchée par le risque vital, le revenu du ménage diminue avec la mauvaise santé passée de la femme mais ne dépend pas de l'état de santé passé de l'homme. Par ailleurs le revenu total est d'autant plus faible que le revenu passé est faible. Il est par ailleurs croissant avec le niveau d'éducation des deux conjoints et l'âge de la femme. Le revenu croît enfin avec le nombre d'adultes du ménage, cet effet traduisant le fait que les ménages biactifs ont un revenu total plus élevé.

Tableau 25 : Effet de la santé passée, mesurée par le risque vital, sur le revenu actuel, après contrôle par le revenu passé

Modèle 1 (1 ^{er} quartile)				Modèle 2 (médiane)				Modèle 3 (probit ordonné sur les quartiles)			
Variables	Coef	T	P> T	Variables	Coef	T	P> T	Variables	Coef	T	P> T
R V t-4>1 (H)	0.0302	0.75	0.455	R V t-4>1 (H)	-0.0079	-0.21	0.832	R V t-4>1 (H)	-0.0163	-0.55	0.579
R V t-4>1 (F)	0.0918	2.29	0.022	R V t-4>1 (F)	0.0770	2.06	0.040	R V t-4>1 (F)	-0.0553	-1.86	0.063
Y t-4 = Q1	1.2007	30.69	0.069	Y t-4 < Q2	1.1570	32.45	0.000	Q2 en t-4	0.7236	18.64	0.000
								Q3en t-4	1.3974	35.73	0.000
								Q3en t-4	1.9179	38.44	0.000
Collège (H)	-0.1125	-1.82	0.000	Collège (H)	-0.1342	-2.17	0.030	Collège (H)	0.1141	2.24	0.025
Lycée (H)	-0.3393	-4.42	0.000	Lycée (H)	-0.3566	-4.90	0.000	Lycée (H)	0.3046	5.12	0.000
Supérieur (H)	-0.6521	-7.92	0.000	Supérieur (H)	-0.6823	-9.12	0.000	Supérieur (H)	0.5936	9.84	0.000
Collège (F)	-0.3307	-5.46	0.000	Collège (F)	-0.3495	-5.70	0.000	Collège (F)	0.3080	6.12	0.000
Lycée (F)	-0.5843	-8.10	0.000	Lycée (F)	-0.6329	-9.09	0.000	Lycée (F)	0.5303	9.33	0.000
Supérieur (F)	-0.7370	-9.29	0.000	Supérieur (F)	-0.8827	-	0.000	Supérieur (F)	0.7393	12.25	0.000
						11.78					
Log âge (H)	0.4596	2.29	0.022	Log âge (H)	0.2085	1.10	0.271	Log âge (H)	-0.2421	-1.61	0.108
Log âge (F)	-0.8175	-4.13	0.000	Log âge (F)	-0.7988	-4.25	0.000	Log âge (F)	0.5859	3.92	0.000
Nombre d'enfants	0.0093	0.42	0.674	Nombre d'enfants	-0.0072	-0.35	0.728	Nombre d'enfants	-0.0110	0.67	0.505
Nombre d'adultes	-0.0790	-3.72	0.000	Nombre d'adultes	-0.0960	-4.91	0.000	Nombre d'adultes	0.1001	6.46	0.000
Cycle 3	0.0341	0.79	0.430	Cycle 3	0.0866	2.15	0.031	Cycle 3	0.0750	2.31	0.021
Cycle4	-0.0844	-1.81	0.071	Cycle4	0.3841	8.96	0.000	Cycle4	-0.2576	-7.55	0.000
Constante	1.0023	2.21	0.034	Constante	2.2863	5.07	0.000	Cut 1	2.0818		
								Cut 2	2.9101		
								Cut 3	4.5437		
Pseudo r2	0.2403			Pseudo r2	0.2702			Pseudo r2	0.2064		

Lorsque la santé est mesurée par la santé subjective, on constate alors que le revenu du ménage diminue avec la mauvaise santé passée des deux conjoints (tableau 26). Les autres effets restent comparables. Le revenu total en t est d'autant plus faible que le revenu passé est faible. Il est croissant avec le niveau d'éducation des deux conjoints, l'âge de la femme et le nombre d'adultes du ménage.

Tableau 26 : Effet de la santé passée, mesurée par la santé subjective, sur le revenu actuel, après contrôle par le revenu passé

Modèle 1 (1 ^{er} quartile)				Modèle 2 (médiane)				Modèle 3 (probit ordonné sur les quartiles)			
Variables	Coef	T	P> T	Variables	Coef	T	P> T	Variables	Coef	T	P> T
Note en t-4<8 (H)	0.1273	2.12	0.034	Note en t-4<8 (H)	0.0370	0.66	0.512	Note en t-4<8 (H)	-0.0583	-1.31	0.189
Note en t-4<8 (F)	0.1235	2.18	0.029	Note en t-4<8 (F)	0.1973	3.70	0.000	Note en t-4<8 (F)	-0.1471	-3.49	0.000
Y t-4 = Q1	1.1485	22.78	0.000	Y t-4< Q2	1.1709	25.58	0.000	Q 2 en t-4	0.5978	11.53	0.000
								Q3 en t-4	1.3312	27.79	0.000
								Q 4 en t-4	1.7181	26.46	0.000
Collège (H)	-0.1512	-1.72	0.085	Collège (H)	-0.920	-1.06	0.290	Collège (H)	0.0981	1.37	0.170
Lycée (H)	-0.3010	-2.88	0.004	Lycée (H)	-0.171	-2.71	0.007	Lycée (H)	0.2448	3.00	0.003
Supérieur (H)	-0.6537	-5.93	0.000	Supérieur (H)	-0.6660	-6.55	0.000	Supérieur (H)	0.5300	6.47	0.000
Collège (F)	-0.2984	-3.50	0.000	Collège (F)	-0.3529	-4.13	0.000	Collège (F)	0.9994	4.29	0.000
Lycée (F)	-0.5439	-5.53	0.000	Lycée (F)	-0.6263	-6.59	0.000	Lycée (F)	0.5204	6.74	0.000
Supérieur (F)	0.7227	-6.82	0.000	Supérieur (F)	-0.8910	-8.86	0.000	Supérieur (F)	0.7333	9.08	0.000
Log âge (H)	0.0212	0.08	0.935	Log âge (H)	0.0919	0.37	0.710	Log âge (H)	-0.0731	-0.38	0.706
Log âge (F)	0.5739	-2.24	0.025	Log âge (F)	-0.851	-3.45	0.001	Log âge (F)	0.5468	2.83	0.005
Nombre d'enfants	0.0213	0.75	0.456	Nombre d'enfants	-0.0356	-1.30	1.92	Nombre d'enfants	0.0013	0.06	0.952
Nombre d'adultes	-0.0957	-3.35	0.001	Nombre d'adultes	-0.1178	-4.53	0.000	Nombre d'adultes	0.1159	5.69	0.000
Cycle 4	-0.1123	-2.36	0.018	Cycle 4	0.3110	7.05	0.000	Cycle 3	0.3339	9.68	0.000
Constante	1.8007	2.93	0.003	Constante	3.000	5.07	0.000	Cut 1	2.7557		
								Cut 2	3.5705		
								Cut 3	5.1617		
Pseudo r2	0.2357			Pseudo r2	0.2803			Pseudo r2	0.1912		

b. Effet du revenu passé sur l'état de santé actuel des deux conjoints, après contrôle par leur état de santé passé

Dans une deuxième étape, nous estimons à l'aide d'un modèle probit bivarié un modèle constitué de deux équations simultanées, permettant de tester l'effet du revenu passé du ménage, sur l'état de santé actuel des deux conjoints, après contrôle par leur état de santé passé, le nombre d'adultes et le nombre d'enfants du ménage (pour tenir compte du nombre d'unités de consommation, le niveau d'éducation des deux conjoints (3 variables indicatrices pour les niveaux collège, lycée et supérieur ; la variable de référence étant donc le niveau primaire) et le logarithme de leurs âges respectifs.

$$H_t^f = b_0 + b_1 Y_{t-4} + b_2 H_{t-4}^f + b_3 A_t^f + b_4 E^f + b_5 E^m + b_6 NA_t + b_7 NE_t + b_8 P_t + v_t^f$$

$$H_t^m = c_0 + c_1 Y_{t-4} + c_2 H_{t-4}^m + c_3 A_t^m + c_4 E^f + c_5 E^m + c_6 NA_t + c_7 NE_t + c_8 P_t + v_t^f$$

Trois modèles estimés à l'aide d'un modèle bi-probit ont été estimés pour chacun des indicateurs de santé.

Le premier modèle permet de mettre en évidence les déterminants pour chaque conjoint de la probabilité d'être en mauvaise santé à la date t en fonction du revenu passé modélisé par une variable indicatrice indiquant le fait d'appartenir au premier quartile de revenu à la date t-4. Dans le deuxième modèle, le revenu passé est modélisé par une variable indicatrice indiquant le fait d'appartenir aux deux premiers quartiles de revenu à la date t-4, c'est-à-dire d'avoir un revenu inférieur à la médiane à la date t-4. Dans le troisième modèle, le revenu passé est introduit en quartiles, la modalité de référence correspondant à l'appartenance au premier quartile.

Les résultats présentés dans le tableau 27 permettent alors de constater que, lorsque la santé est mesurée par le risque vital, le revenu passé du ménage n'a aucune influence sur l'état de santé actuel des hommes comme des femmes, après contrôle de l'état de santé passé. La probabilité d'être en mauvaise santé augmente fortement pour les hommes comme pour les femmes avec la mauvaise santé passée. La santé des hommes croît avec leur niveau d'éducation, mais ne dépend pas du niveau d'éducation de leur femme, alors que le niveau de capital humain des deux conjoints influence positivement sur l'état de santé des femmes. De manière attendue, la probabilité d'être en mauvaise santé augmente avec l'âge. Enfin, le nombre d'adultes et le nombre d'enfants du ménage n'ont aucune influence sur l'état de santé des hommes comme des femmes.

Les résultats présentés dans le tableau 28 montrent que le revenu passé du ménage a une influence sur l'état de santé actuel des deux conjoints lorsque la santé est mesurée par la santé subjective. Ainsi, les modèles mettent en évidence un effet significatif au seuil de 5% du revenu passé sur l'évolution de l'état de santé des femmes. Pour les hommes, l'effet du revenu passé est significatif à ce seuil, lorsque le revenu est introduit comme une variable indicatrice de l'appartenance au premier quartile, et lorsque l'ensemble des quartiles est introduit dans le modèle. Lorsque le revenu est modélisé comme une indicatrice de l'appartenance aux deux premiers quartiles, l'effet est alors significatif au seuil de 10%. La probabilité d'être en mauvaise santé augmente là-encore fortement avec l'âge et la mauvaise santé passée, pour les hommes comme pour les femmes. On retrouve l'effet protecteur du niveau d'éducation individuel pour les femmes, mais le niveau d'éducation de leur conjoint n'a plus d'effet significatif. Par contre les résultats ne font apparaître aucun effet de l'éducation des hommes et des femmes sur l'état de santé des hommes. Enfin, la probabilité d'être en mauvaise santé augmente avec l'âge. Enfin, le nombre d'adultes est dans ce cas négativement associé à la probabilité de mauvaise santé pour des femmes.

Ces deux types d'analyse montrent que les résidus des deux équations sont positivement corrélés, les coefficients rho étant positifs et significativement différents de zéro. Ceci justifie donc la démarche d'estimation simultanée de l'effet du revenu sur la santé des deux conjoints, qui permet de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée au niveau du ménage.

Tableau 27 : Effet du revenu passé sur la santé, mesurée par le risque vital, de chacun des membres du ménage, après contrôle par la santé passée

Modèle 1 (1 ^{er} quartile)				Modèle 2 (médiane)				Modèle 3 (4quartiles)			
Variabes	Coef	T	P> T	Variabes	Coef	T	P> T	Variabes	Coef	T	P> T
Santé des Hommes											
R V t-4>1 (H)	1.4766	40.31	0.000	R V t-4>1 (H)	1.4766	40.31	0.000	R V t-4>1 (H)	1.4768	40.31	0.000
Y t-4=Q1	0.0024	0.06	0.954	Y t-4< Q2	-0.0028	-0.08	0.939	Q2 en t-4	-0.0071	-0.15	0.882
								Q 3 en t-4	0.0104	0.22	0.826
								Q 4 en t-4	-0.0295	-0.50	0.616
Collège (H)	-0.1254	-2.02	0.044	Collège (H)	-0.1257	-2.02	0.043	Collège (H)	-0.1237	-1.99	0.047
Lycée (H)	-0.1838	-2.52	0.012	Lycée (H)	-0.1847	-2.53	0.012	Lycée (H)	-0.1814	-2.47	0.013
Supérieur (H)	-0.1889	-2.58	0.010	Supérieur (H)	-0.1902	-2.59	0.010	Supérieur (H)	-0.1821	-2.45	0.014
Collège (F)	0.0214	0.35	0.725	Collège (F)	0.0207	0.34	0.734	Collège (F)	0.0215	0.35	0.725
Lycée (F)	-0.0568	-0.82	0.410	Lycée (F)	-0.0582	-0.84	0.402	Lycée (F)	-0.0551	-0.79	0.428
Supérieur (F)	0.0309	0.43	0.670	Supérieur (F)	0.0291	0.40	0.692	Supérieur (F)	0.0355	0.48	0.632
Log âge (H)	1.0791	9.88	0.000	Log âge (H)	1.0765	9.76	0.000	Log âge (H)	1.0886	9.77	0.000
Nombre d'enfants	-0.0200	-0.97	0.330	Nombre d'adultes	-0.0200	-0.97	0.330	Nombre d'enfants	-0.0199	-0.97	0.333
Nombre d'adultes	0.0051	0.27	0.791	Nombre d'enfants	0.0051	0.26	0.792	Nombre d'adultes	0.0052	0.27	0.787
Cycle 3	-0.0569	-1.46	0.145	Cycle 3	-0.0570	-1.46	0.145	Cycle 3	-0.0633	-1.58	0.114
Cycle4	-0.5964	-	0.000	Cycle4	-0.5965	-13.68	0.000	Cycle4	-0.6014	-13.53	0.000
		13.68									
Constante	-4.5439	-	0.000	Constante	-4.5304	-10.19	0.000	Constante	-4.5761	-10.40	0.000
		10.43									
Santé des Femmes											
R V t-4>1 (F)	1.4189	38.46	0.000	R V t-4>1 (F)	1.4205	38.52	0.000	R V t-4>1 (F)	1.4187	38.45	0.000
Y t-4= Q1	0.0578	1.41	0.160	Y t-4< Q2	0.0300	0.80	0.422	Q2 en t-4	-0.0559	-1.17	0.240
								Q 3 en t-4	-0.0556	-1.17	0.240
								Q 4 en t-4	-0.0730	-1.23	0.220
Collège (H)	-0.1674	-2.72	0.007	Collège (H)	-0.1706	-2.77	0.006	Collège (H)	-0.1669	-2.71	0.007
Lycée (H)	-0.2778	-3.81	0.000	Lycée (H)	-0.2806	-3.85	0.000	Lycée (H)	-0.2762	-3.78	0.000
Supérieur (H)	-0.2978	-4.07	0.000	Supérieur (H)	-0.3006	-4.09	0.000	Supérieur (H)	-0.2940	-3.97	0.000
Collège (F)	-0.1789	-2.93	0.003	Collège (F)	-0.1793	-2.93	0.003	Collège (F)	-0.1778	-2.90	0.004
Lycée (F)	-0.2410	-3.47	0.001	Lycée (F)	-0.2443	-3.50	0.000	Lycée (F)	-0.2387	-3.41	0.001
Supérieur (F)	-0.2833	-3.87	0.000	Supérieur (F)	-0.2853	-3.85	0.000	Supérieur (F)	-0.2791	-3.74	0.000
Log âge (F)	0.8166	7.63	0.000	Log âge (F)	0.8091	7.50	0.000	Log âge (F)	0.8237	7.53	0.000
Nombre d'enfants	-0.0321	-1.52	0.127	Nombre d'enfants	-0.0327	-1.55	0.121	Nombre d'enfants	-0.0321	-1.52	0.128
Nombre d'adultes	-0.0278	-1.45	0.146	Nombre d'adultes	-0.0280	-1.47	0.143	Nombre d'adultes	-0.0277	-1.45	0.147
Cycle 3	0.1378	3.53	0.000	Cycle 3	0.1433	3.66	0.000	Cycle 3	0.1359	3.40	0.001
Cycle4	-0.4522	-	0.000	Cycle4	-0.4442	-10.24	0.000	Cycle4	-0.4531	-10.27	0.000
		10.42									
Constante	-3.2639	-7.74	0.000	Constante	-3.2367	-7.53	0.000	Constante			
	Coef	Chi2	P> Chi2		Coef	Chi2	P> Chi2		Coef	Chi2	P> Chi2
rho	0.1018	19.32	0.000	rho	0.1018	19.32	0.000	rho	0.1016	19.27	0.000

Tableau 28 : Effet du revenu passé sur la santé, mesurée par la santé subjective, de chacun des membres du ménage, après contrôle par la santé passée

Modèle 1 (1 ^{er} quartile)				Modèle 2 (médiane)				Modèle 3 (4 quartiles)			
Variables	Coef	T	P> T	Variables	Coef	T	P> T	Variables	Coef	T	P> T
Santé des Hommes											
Note<8 en t-4 (H)	1,1775	23.30	0.000	Note <8 en t-4 (H)	1,1796	23.35	0.000	Note <8 en t-4 (H)	1,1776	23.30	0.000
Y t-4 = Q1	0,1385	2.57	0.010	Y t-4< Q2	0,0873	1.76	0.078	Q2 en t-4	-0,1289	-1.89	0.058
								Q 3 en t-4	-0,1379	-2.32	0.020
								Q 4 en t-4	-0,1694	-2.08	0.037
Collège (H)	0,0206	0.24	0.813	Collège (H)	0,0155	0.18	0.859	Collège (H)	0,0218	0.25	0.803
Lycée (H)	-0,1665	-1.62	0.105	Lycée (H)	-0,1702	-1.65	0.098	Lycée (H)	-0,1636	-1.59	0.113
Supérieur (H)	-0,1422	-1.38	0.166	Supérieur (H)	-0,1474	-1.43	0.152	Supérieur (H)	-0,1344	-1.29	0.196
Collège (F)	0,0410	0.48	0.628	Collège (F)	0,0418	0.49	0.622	Collège (F)	0,0428	0.51	0.613
Lycée (F)	0,0173	0.18	0.857	Lycée (F)	0,0113	0.12	0.906	Lycée (F)	0,0211	0.22	0.826
Supérieur (F)	-0,0576	-0.57	0.569	Supérieur (F)	-0,0601	-0.59	0.555	Supérieur (F)	-0,0497	-0.49	0.627
Log âge (H)	1,2265	8.09	0.000	Log âge (H)	1,2206	7.99	0.000	Log âge (H)	1,2365	8.03	0.000
Nombre d'enfants	-0,0413	-1.42	0.156	Nombre d'enfants	-0,0420	-1.44	0.149	Nombre d'enfants	-0,0420	-1.44	0.149
Nombre d'adultes	-0,0405	-1.56	0.118	Nombre d'adultes	-0,0411	-1.59	0.112	Nombre d'adultes	-0,0402	-1.55	0.121
Cycle 3	0,0424	0.94	0.349	Cycle 3	0,0368	0.81	0.417	Cycle 3	0,0407	0.90	0.371
Constante	-5,5299	-9.03	0.000	Constante	-5,5000	-8.86	0.000	Constante	-5,4322	-8.84	0.000
Santé des Femmes											
Note <8 en t-4 (F)	1,1163	23.31	0.000	Note <8 en t-4 (F)	1,1152	23.28	0.000	Note <8 en t-4 (F)	1,1155	23.23	0.000
Y t-4 = Q1	0,1162	2.21	0.027	Y t-4< Q2	0,2117	4.36	0.000	Q2 en t-4	0,0255	0.39	0.695
								Q 3 en t-4	-0,1526	-2.62	0.009
								Q 4 en t-4	-0,4067	-4.94	0.000
Collège (H)	0,1220	1.40	0.161	Collège (H)	0,1274	1.46	0.143	Collège (H)	0,1330	1.53	0.127
Lycée (H)	0,0795	0.79	0.430	Lycée (H)	0,0993	0.98	0.325	Lycée (H)	0,1098	1.09	0.277
Supérieur (H)	0,0356	0.35	0.724	Supérieur (H)	0,0721	0.71	0.477	Supérieur (H)	0,1113	1.09	0.275
Collège (F)	-0,2263	-2.69	0.007	Collège (F)	-0,2083	-2.48	0.013	Collège (F)	-0,2023	-2.40	0.016
Lycée (F)	-0,2664	-2.84	0.005	Lycée (F)	-0,2398	-2.55	0.011	Lycée (F)	-0,2243	-2.38	0.017
Supérieur (F)	-0,4244	-4.29	0.000	Supérieur (F)	-0,3819	-3.84	0.000	Supérieur (F)	-0,3470	-3.47	0.001
Log âge (F)	0,7624	5.38	0.000	Log âge (F)	0,8542	5.96	0.000	Log âge (F)	0,9146	6.30	0.000
Nombre d'enfants	-0,0791	-2.73	0.006	Nombre d'enfants	-0,0791	-2.74	0.006	Nombre d'enfants	-0,0792	-2.74	0.006
Nombre d'adultes	-0,0298	-1.17	0.241	Nombre d'adultes	-0,0307	-1.21	0.227	Nombre d'adultes	-0,0287	-1.13	0.259
Cycle 3	0,0204	0.46	0.643	Cycle 3	0,0156	0.35	0.724	Cycle 3	0,0039	0.09	0.930
Constante	-3,4995	-6.18	0.000	Constante	-3,9415	-6.85	0.000	Constante	-3,9812	-7.00	0.000
	Coef	Chi2	P> Chi2		Coef	Chi2	P> Chi2		Coef	Chi2	P> Chi2
rho	0,2898	89,26	0.000	rho	0,2907	89.89	0.000	rho	0,2916	90.10	0.000

c. le modèle à trois équations simultanées

Dans une dernière étape, nous estimons, à l'aide d'un modèle probit trivarié, un modèle familial dans lequel le revenu total et la santé des deux conjoints sont déterminés simultanément :

$$\begin{aligned}
 Y_t &= d_0 + d_1 H_{t-4}^f + d_2 H_{t-4}^m + d_3 E^f + d_4 E^m + d_5 A_t^f + d_6 A_t^m + d_7 NBA_t + d_8 NBE_t + d_9 P_t + \varepsilon_t \\
 H_t^f &= e_0 + e_1 Y_{t-4} + e_2 A_t^f + e_3 E^f + e_4 E^m + e_5 NA_t + e_6 NE_t + e_7 P_t + \varepsilon_t^f \\
 H_t^m &= f_0 + f_1 Y_{t-4} + f_2 A_t^m + f_3 E^f + f_4 E^m + f_5 NA_t + f_6 NE_t + f_7 P_t + \varepsilon_t^m
 \end{aligned}$$

Pour chaque indicateur de santé, deux modèles ont été estimés, le revenu étant, dans le premier cas, modélisé par une variable indicatrice indiquant le fait d'appartenir au premier quartile de revenu et dans le second cas par une variable indicatrice indiquant le fait d'appartenir aux deux premiers quartiles de revenu.

Les résultats du tableau 29, relatif à la mesure de risque vital, et du tableau 30, relatif à la santé perçue, permettent alors de confirmer les résultats trouvés lorsque l'hypothèse de sélection était testée indépendamment de l'hypothèse de causalité. Ainsi, la probabilité d'être pauvre est fortement associée à la mauvaise santé passée des femmes, que celle-ci soit mesurée par la santé perçue ou le risque vital. Lorsque la santé est approchée par la santé perçue, la mauvaise santé des hommes a également un effet causal sur les revenus du ménage, bien que d'une plus faible ampleur que celle des femmes, alors que nous ne mettons en évidence aucun effet du risque vital des hommes.

De même, les résultats confirment l'existence d'un effet causal du revenu total passé du ménage sur l'état de santé des deux conjoints lorsque la santé est mesurée par la santé perçue. Lorsque la santé est mesurée par le risque vital, le revenu n'a aucun effet sur la santé des hommes. Pour les femmes, l'effet causal est significatif au seuil de 5% dans le modèle 1, mais ne l'est pas dans le modèle 2.

Ces modèles montrent également que le risque vital de chaque conjoint dépend du niveau d'éducation de chaque membre du couple, les effets de l'éducation du conjoint étant d'une ampleur comparable à celle de la propre éducation de l'individu. En revanche, la santé perçue, qui dépend du niveau d'éducation de la personne, ne semble pas être influencée par le niveau d'éducation du conjoint.

Enfin, les résidus des deux équations de santé restent positivement corrélés (ρ_{23} positif et significativement différent de zéro, ce qui confirme l'existence d'une hétérogénéité inobservée au niveau des couples.

Tableau 29 : Modèle à 3 équations simultanées lorsque la santé est mesurée par le risque vital

Modèle 1(1 ^{er} quartile)				Modèle 2 (médiane)			
Variables	Coef	T	P> T	Variables	Coef	T	P> T
Revenu du ménage							
R V>1 en t-4 (H)	-0.0022	-0.05	0.956	R V>1 en t-4 (H)	-0.0312	-0.77	0.443
R V>1 en t-4 (F)	0.1080	2.54	0.011	R V>1 en t-4 (F)	0.0910	2.24	0.025
Collège (H)	-0.1894	-3.24	0.001	Collège (H)	-0.188	-3.21	0.001
Lycée (H)	-0.4684	-6.52	0.000	Lycée (H)	-0.5014	-7.31	0.000
Supérieur (H)	-0.8152	-10.85	0.000	Supérieur (H)	-0.9265	-13.21	0.000
Collège (F)	-0.4114	-7.22	0.000	Collège (F)	-0.5264	-9.06	0.000
Lycée (F)	-0.7799	-11.56	0.000	Lycée (F)	-0.9055	-13.81	0.000
Supérieur (F)	-0.9471	-13.16	0.000	Supérieur (F)	-1.2720	-18.20	0.000
Log âge (H)	0.4051	2.15	0.32	Log âge (H)	-0.0653	-0.36	0.716
Log âge (F)	-1.2682	-6.89	0.000	Log âge (F)	-1.2586	-7.12	0.000
Nombre d'enfants	-0.0097	-0.47	0.638	Nombre d'enfants	-0.1469	-0.75	0.455
Nombre d'adultes	-0.0778	-3.91	0.000	Nombre d'adultes	-0.0900	-4.89	0.000
Cycle 3	0.0719	1.81	0.071	Cycle 3	-0.0410	-1.09	0.276
Cycle4	0.0368	0.86	0.388	Cycle4	0.2264	5.65	0.000
Constante	3.4465	7.92	0.000	Constante	6.0462	14.57	0.000
Santé des Hommes							
Y t-4 = Q1	-0.0072	-0.17	0.864	Y t-4 < Q2	-0.1671	-0.44	0.657
Collège (H)	-0.0969	-1.70	0.089	Collège (H)	-0.0981	-1.72	0.085
Lycée (H)	-0.1634	-2.43	0.015	Lycée (H)	-0.1658	-2.47	0.014
Supérieur (H)	-0.1749	-2.60	0.009	Supérieur (H)	-0.1807	-2.67	0.008
Collège (F)	-0.0224	-0.40	0.688	Collège (F)	-0.0255	-0.45	0.649
Lycée (F)	-0.1391	-2.19	0.028	Lycée (F)	-0.1428	-2.24	0.025
Supérieur (F)	-0.0876	-1.31	0.189	Supérieur (F)	-0.0941	-1.39	0.165
Log âge (H)	1.4315	10.30	0.000	Log âge (H)	1.4166	13.98	0.000
Nombre d'enfants	-0.0497	-2.64	0.008	Nombre d'enfants	-0.0496	-2.64	0.008
Nombre d'adultes	-0.0017	-0.10	0.921	Nombre d'adultes	-0.0019	-0.11	0.914
Cycle 3	0.0971	2.71	0.007	Cycle 3	0.0969	2.70	0.007
Cycle4	-0.2357	-6.12	0.000	Cycle4	-0.2360	-6.15	0.000
Constante	-5.4400	-13.58	0.000	Constante	-5.3711	-13.08	0.000
Santé des Femmes							
Y t-4 = Q1	0.0841	2.00	0.046	Y t-4 < Q2	0.0604	1.58	0.113
Collège (H)	-0.1912	-3.37	0.001	Collège (H)	-0.1926	-3.40	0.001
Lycée (H)	-0.3351	-4.98	0.000	Lycée (H)	-0.0336	-5.00	0.000
Supérieur (H)	-0.4336	-6.42	0.000	Supérieur (H)	-0.4228	-6.24	0.000
Collège (F)	-0.1714	-3.06	0.002	Collège (F)	-0.1669	-2.96	0.003
Lycée (F)	-0.2632	-4.12	0.000	Lycée (F)	-0.2624	-4.08	0.000
Supérieur (F)	-0.3516	-5.23	0.000	Supérieur (F)	-0.3372	-4.94	0.000
Log âge (F)	1.1962	12.05	0.000	Log âge (F)	1.2018	12.00	0.000
Nombre d'enfants	-0.0367	-1.89	0.059	Nombre d'enfants	-0.03941	-2.03	0.043
Nombre d'adultes	-0.0343	-1.95	0.051	Nombre d'adultes	-0.0338	-1.93	0.054
Cycle 3	0.2464	6.83	0.000	Cycle 3	0.2478	6.85	0.000
Cycle4	-0.1201	-3.10	0.002	Cycle4	-0.1147	-2.97	0.003
Constante	-4.2648	-10.85	0.000	Constante	-4.3000	-10.69	0.000
Rho12	0.0117	0.46	0.644	Rho12	0.0128	0.52	0.603
Rho13	0.0510	1.98	0.048	Rho13	0.0480	1.92	0.055
Rho23	0.1030	6.08	1.183 E-8	Rho23	0.1475	7.80	6.217 E-15

Tableau 28 : Modèle à 3 équations simultanées lorsque la santé est mesurée par la santé perçue

Modèle 1 (1 ^{er} quartile)				Modèle 2 (médiane)			
Variabes	Coef	T	P> T	Variabes	Coef	T	P> T
Revenu du ménage							
Note<8 en t-4 (H)	0.1613	2.67	0.008	Note<8 en t-4 (H)	0.0861	1.54	0.123
Note<8 en t-4 (F)	0.1499	2.64	0.008	Note<8 en t-4 (F)	0.2110	3.92	0.000
Collège (H)	-0.2187	-2.65	0.008	Collège (H)	-0.1728	-2.10	0.035
Lycée (H)	-0.4109	-4.19	0.000	Lycée (H)	-0.4338	-4.60	0.000
Supérieur (H)	-0.8317	-8.28	0.000	Supérieur (H)	0.9208	-9.70	0.000
Collège (F)	-0.3632	-4.53	0.000	Collège (F)	-0.4796	-5.95	0.000
Lycée (F)	-0.7036	-7.79	0.000	Lycée (F)	0.8223	-9.21	0.000
Supérieur (F)	-0.9637	-9.82	0.000	Supérieur (F)	-1.2118	-12.95	0.000
Log âge (H)	-0.1381	-0.59	0.553	Log âge (H)	-0.3074	-1.34	0.181
Log âge (F)	-1.0336	-4.55	0.000	Log âge (F)	-1.2828	-5.63	0.000
Nombre d'enfants	-0.0059	-0.22	0.824	Nombre d'enfants	-0.0468	-1.83	0.067
Nombre d'adultes	-0.0848	-3.28	0.001	Nombre d'adultes	-0.0961	-3.94	0.000
Cycle 3	0.0205	0.47	0.639	Cycle 3	-0.2730	-6.66	0.000
Constante	4.6171	8.16	0.000	Constante	7.1923	13.33	0.000
Santé des Hommes							
Y t-4<quartile 1	0.1952	3.54	0.000	Y t-4<médiane	0.1269	2.46	0.014
Collège (H)	-0.0334	-0.41	0.684	Collège (H)	-0.0425	-0.52	0.604
Lycée (H)	-0.1708	-1.77	0.076	Lycée (H)	-0.1819	-1.89	0.059
Supérieur (H)	-2.1119	-2.20	0.028	Supérieur (H)	-0.2287	-2.36	0.018
Collège (F)	0.0152	0.19	0.847	Collège (F)	0.0151	0.19	0.849
Lycée (F)	-0.0355	-0.40	0.691	Lycée (F)	-0.0414	-0.46	0.644
Supérieur (F)	-0.1247	-1.32	0.186	Supérieur (F)	-0.1228	-1.29	0.197
Log âge (H)	1.5074	10.47	0.000	Log âge (H)	1.5088	10.24	0.000
Nombre d'enfants	-0.0538	-1.95	0.051	Nombre d'enfants	-0.0550	-1.99	0.046
Nombre d'adultes	-0.0357	-1.46	0.144	Nombre d'adultes	-0.0349	-1.43	0.153
Cycle 3	0.01499	0.35	0.726	Cycle 3	0.0079	0.18	0.853
Constante	-6.2053	-10.63	0.000	Constante	-6.2057	-10.43	0.000
Santé des Femmes							
Y t-4<quartile 1	0.1547	2.82	0.005	Y t-4<médiane	0.2333	4.60	0.000
Collège (H)	0.1148	1.40	0.162	Collège (H)	0.1220	1.49	0.137
Lycée (H)	0.0758	0.80	0.426	Lycée (H)	0.1019	1.07	0.285
Supérieur (H)	0.0073	0.08	0.939	Supérieur (H)	0.0508	0.53	0.597
Collège (F)	-0.2932	-3.72	0.000	Collège (F)	-0.2722	-3.44	0.001
Lycée (F)	-0.3398	-3.84	0.000	Lycée (F)	-0.3123	-3.52	0.000
Supérieur (F)	-0.5554	-5.96	0.000	Supérieur (F)	-0.5135	-5.47	0.000
Log âge (F)	0.9801	7.24	0.000	Log âge (F)	1.0663	7.79	0.000
Nombre d'enfants	-0.1129	-4.11	0.000	Nombre d'enfants	-0.1137	-4.12	0.000
Nombre d'adultes	-0.0557	-2.33	0.020	Nombre d'adultes	-0.0576	-2.39	0.017
Cycle 3	0.0382	0.92	0.360	Cycle 3	0.0271	0.65	0.516
Constante	-3.8266	-7.05	0.000	Constante	-4.2452	-7.69	0.000
Rho12	-0.0063	-0.20	0.843	Rho12	0.0117	0.36	0.718
Rho13	0.0295	0.96	0.336	Rho13	0.0090	0.28	0.778
Rho23	0.3021	11.76	0.000	Rho23	0.3207	12.34	0.000

5. Conclusion

Afin d'analyser la relation causale existant entre revenu et santé au niveau des ménages, trois analyses ont été réalisées.

La première analyse nous a permis de tester l'hypothèse de l'absence d'impact causal de la santé des deux membres des couples sur le revenu total du ménage. Elle met en évidence que, après contrôle par le revenu passé, le revenu actuel est influencé par l'état de santé passé des femmes mais ne l'est pas par celui des hommes lorsque la santé est mesurée par le niveau de risque vital alors qu'il dépend de l'état de santé passé des femmes et des hommes lorsque la santé est mesurée par la santé perçue.

La seconde analyse a permis de tester l'hypothèse d'absence d'impact du revenu sur la santé, en étudiant simultanément les déterminants de la santé des deux conjoints. Il apparaît alors que, après contrôle par l'état de santé passé, l'état de santé actuel n'est pas influencé par le revenu passé lorsque la santé est mesurée par le niveau de risque vital alors que l'état de santé des hommes et des femmes est influencé par le revenu passé lorsque la santé est mesurée par la santé perçue.

La troisième analyse visait enfin à étudier simultanément l'effet de la santé des deux conjoints sur le revenu total et l'effet du revenu sur la santé de chaque conjoint. En effet, comme le soulignent Adams et al. (2003), le rejet des hypothèses d'absence d'effet causal montré par les analyses précédentes ne peut être directement interprété comme l'existence de véritables effets causaux puisqu'il peut également être dû à un facteur commun inobservé affectant à la fois la santé et le revenu. L'approche par équations simultanées nous permet alors de résoudre ce problème en partie, en prenant en compte cette hétérogénéité inobservée dans l'autocorrélation des résidus entre les équations. Il apparaît alors que l'hypothèse de sélection et l'hypothèse de causalité ne sont vérifiées que pour les femmes lorsque la santé est mesurée par le niveau de risque vital : le revenu total du ménage dépend de la santé passée des femmes et l'état de santé individuel des femmes dépend des revenus passés du ménage. Lorsque la santé est mesurée par la santé perçue, l'hypothèse de causalité est vérifiée pour les deux membres du ménage, l'hypothèse de sélection restant davantage vérifiée pour les femmes.

Ces résultats suggèrent donc l'existence d'un impact causal de la santé sur revenu plus marqué pour les femmes. Cette dissymétrie entre sexe est cohérente avec les résultats de Wu (2003), qui montre que le patrimoine est influencé par la santé des femmes. Ce résultat peut alors suggérer que la santé a un effet plus marqué sur l'activité que sur le salaire, la santé des femmes ayant par

exemple un impact plus marqué sur le chômage des femmes que des hommes (Jusot, Khat, Rochereau, Sermet, 2005).

Cette analyse montre également un effet causal du revenu sur la santé, plus marqué lorsque la santé est mesurée par la santé perçue que par les maladies déclarées. Ce second résultat est cohérent avec les analyses précédentes de Adams et al. (2003) et de Hurd et Kapteyn (2003). On peut alors se demander si cela traduit le fait que le revenu a un effet causal sur des dimensions de la santé, telles que la santé mentale, mieux prises en compte par un indicateur global comme la santé perçue (Idler et Benyamini, 1997), ou alors le fait que l'indicateur de santé perçue est plus sensible au biais de justification (Bound, 1991).

5. Conclusion générale

5. Conclusion générale

Ce projet de recherche proposait de tester, à partir des données de l'enquête sur la Santé et la Protection Sociale de l'IRDES appariées les données des Echantillons Permanents d'Assurés Sociaux, l'existence de deux mécanismes cumulatifs de long terme expliquant la formation des inégalités sociales de santé au cours de la vie.

Le premier mécanisme testé est un mécanisme de report de soins, selon lequel la situation économique difficile engendrerait un moindre recours aux soins aux âges jeunes, qui induirait une dégradation de l'état de santé, impliquant à son tour une consommation de soins plus élevée ultérieure. Deux méthodes ont été utilisées pour étudier cette hypothèse.

La première analyse menée a consisté à étudier directement l'hypothèse de report de soins, en étudiant l'effet de la sous-consommation de soins à une date sur les dépenses de soins et l'état de santé 4 ans plus tard. Deux indicateurs de sous-consommation de soins ont été utilisés : le fait d'avoir une consommation inférieure à la consommation induite par les besoins de soins et le fait d'avoir déclaré avoir renoncé à des soins pour des raisons financières. Cette première analyse ne nous a pas permis de mettre clairement en évidence l'existence d'un phénomène de report de soins. En effet, la sous-consommation de soins est globalement associée des dépenses de santé ultérieures moins élevées et à une probabilité plus faible d'être en mauvaise santé. Toutefois quelques résultats semblent aller dans le sens de l'hypothèse testée. En premier lieu, l'analyse de l'effet de la sous-consommation sur la structure des dépenses ultérieure montre que la part des dépenses de soins hospitaliers dans la dépense totale décroît significativement avec le surplus de consommation ambulatoire en première période. De plus le renoncement aux soins pour raisons financières est associé à une probabilité plus forte de dégradation de l'état de santé et à des dépenses de soins totales ultérieures légèrement plus élevées, bien que ce second effet soit à la limite de la significativité. Ces résultats n'infirment donc pas l'hypothèse de report de soins mais suggèrent que le mécanisme de report est un mécanisme de longue période difficile à mettre en évidence sur courte période.

Pour compléter cette première analyse, une seconde analyse a été menée en se fondant sur une méthode de pseudo-panel proposée par Deaton (1997). Elle a consisté à comparer les profils de dépense par âge, corrigés des effets de cohorte et de période, entre groupes de revenu. Outre l'existence d'un fort effet de génération induisant que la consommation est à chaque âge plus élevée dans les cohortes récentes, cette analyse a permis de mettre évidence les plus pauvres ont

une consommation inférieure à celle des plus riches avant 65 ans et une consommation plus élevée après 65 ans. Ce résultat peut alors s'interpréter comme le fait que la faible consommation des plus jeunes à faible revenu, engendrerait une dégradation de l'état de santé qui impliquerait une consommation de soins ultérieure plus élevée.

Nous avons ensuite testé l'existence d'un « piège de pauvreté lié à la santé », induit la double corrélation existant entre santé et revenu. Ce travail a été retenu pour une communication lors du V^o congrès international de l'International Health Economics Association (Barcelone, 10-13 juillet 2005) intitulée "Income Inequalities in Health in France : Cause or Effect?" (Couralet P-E., Jusot F., Lengagne P.).

Dans ce travail, la double relation causale existant entre revenu et santé a été analysée dans le cadre d'un modèle familial de capital santé. Ainsi, ces relations ont été analysées pour une population de couple. Trois analyses ont été menées pour deux indicateurs de santé, la santé perçue et le risque vital. La première analyse a consisté à analyser l'effet de la santé passée des deux conjoints sur le revenu actuel du ménage, en contrôlant par le revenu passé. La deuxième a consisté à analyser l'effet du revenu passé du ménage sur la santé actuelle de chaque conjoint, après contrôle par leur santé passée. La troisième analyse, réalisée à l'aide de l'estimation d'un modèle à 3 équations simultanées, nous a permis d'étudier simultanément l'effet de la santé passée des conjoints sur le revenu actuel du ménage et l'effet du revenu passé du ménage sur la santé actuelle de chaque conjoint.

Les résultats suggèrent tout d'abord l'existence d'un impact causal de la santé sur revenu des ménages, la santé des femmes semblant avoir un impact plus fort que la santé des hommes. Ils suggèrent également l'existence d'un effet causal du revenu sur la santé, plus marqué pour les femmes et lorsque la santé est mesurée par la santé perçue. L'hypothèse de piège de pauvreté liée à la maladie serait donc vérifiée, pour les femmes tout au moins.

L'ensemble des résultats de cette recherche nous permet donc de conclure à l'existence des deux mécanismes proposés pour expliquer la formation des inégalités sociales de santé au cours de la vie.

6. Bibliographie

6. Bibliographie

- Adams P., Hurd M., Mc Fadden D., Merrill A., Ribeiro T. (2003), "Healthy, Wealthy, and Wise ? Tests for direct causal paths between health and socioeconomic status", *Journal of Econometrics*, 112, 1 : 3-56.
- Adda J., Chandola T., Marmot M. (2003), "Socioeconomic status and health : causality and pathways", *Journal of Econometrics*, 112 : 57-63.
- Barker, D.J., Martyn, C.N. (1992), "The maternal and fetal origins of cardiovascular disease", *Journal of Epidemiology Community Health*, 46, p 8-11.
- Blaxter M. (1989), "A Comparison of Measures of Inequality in Morbidity", in Fox J. (ed.), *Health Inequalities in European Countries*. Gower, Aldershot. London.
- Becker G. S., Mulligan C. B. (1997), "The Endogeneous Determination of Time Preference", *Quarterly Journal of Economics*, 112(3) : 729-58
- Blane D. (1999), "The life course, the social gradient, and health", in *Social determinants of health*, chap 4, M. Marmot, R.G. Wilkinson, Oxford University Press.
- Bocognano A, Dumesnil S, Frèrot L, Le Fur P, Sermet C. Santé, soins et protection sociale en 1998. Questions en économie de la santé, série résultats, 1999;24.
- Bound J. (1991), "Self-reported versus Objectives Measures of Health in Retirement Models", *Journal of Human Resources*, 26 : 106-138.
- Couffinhal A., Dourgnon P., Geoffard P-Y, Grignon M., Jusot F., Naudin F. (2002 a), "Rôle de la couverture maladie dans l'insertion sur le marché du travail", *Réponse à l'appel d'offres de la MiRe «protection sociale et développement économique*, Document de travail IRDES.
- Couffinhal A., Dourgnon P., Geoffard P-Y, Grignon M., Jusot F., Naudin F. (2002 b), "Comment évaluer l'impact de la complémentaire CMU sur l'emploi ? ", *Questions d'économie de la santé*, 59.
- Couffinhal A., Dourgnon P., Geoffard P-Y., Grignon M., Jusot F., Lavis J., Naudin F. , Polton D. (2005a), "Politiques de réduction des inégalités de santé, quelle place pour le système de santé ? Un éclairage européen. Première partie : les déterminants des inégalités sociales de santé et le rôle du système de santé. ", *Questions d'économie de la santé*, IRDES, Série "Synthèse", 92.

Couffinhal A., Dourgnon P., Geoffard P-Y., Grignon M., Jusot F., Lavis J., Naudin F. , Polton D. (2005b), "Politiques de réduction des inégalités de santé, quelle place pour le système de santé ? Un éclairage européen. Deuxième partie : quelques expériences européennes. ", Questions d'économie de la santé, IRDES, Série "Synthèse", 93, 8 pages.

Couffinhal A, Dournovo J, Grignon M, Henriot D, Polton D, Rochaix L, Rochet J-C (2000), "Redistributivité et système de soins", rapport scientifique pour le CNRS, n°9872008.

Deaton A. (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, published for the World Bank, The Johns Hopkins University Press, Baltimore and London.

Deaton A. (2002), "Policy Implication of The Gradient of Health and Wealth", *Health Affairs*, 21, 2 : 13-30.

Deaton A. (2003), "Health, Inequality, and Economic Development," *Journal of Economic Literature*, 41:113-58.

Desplanques G. (1993), "l'Inégalité Sociale devant la mort", *la Société Française, Données Sociales* : 251-258.

Erlich I., Chuma H. (1990), "A model of the demand for longevity and the value of the life extension", *Journal of Political Economy*, 98 : 761-782.

Farrel Ph., Fuchs V. (1982), "Schooling and health: The cigarette connection", *Journal of Health Economics*, 217-230

Grignon M., Polton D. (2000), "Inégalités d'accès et de recours aux soins", in *Mesurer les inégalités*, Ed. Ministère de l'emploi et de la Solidarité - DREES, pp. 188-200.

Grossman M. (1972), "On the concept of health capital and the demand for health", *Journal of Political Economy*, 80, 223-255.

Grossman M. (1975), "The correlation between health and schooling", in Terleckyj, N.E. (Ed), *Household Production and Consumption*, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, New York.

Grossman M. (2000), "The Human Capital Model", in *Handbooks of Health Economics*, eds Culyer AJ et Newhouse JP, Elsevier : 348-408.

Haveman R. et al. (1994), "Market work, wages and men's health", *Journal of Health Economics*, 13, 2, 163-182.

Hurd M.D., Kapteyn A. (2003): Health, Wealth and the Role of Institutions, *Journal of Human Resources* 38:2 : 386-415.

Idler, E.L., & Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J. Health Soc. Behav.* 38(1), 21-37.

Jacobson L. (2000), "The Family as producer of health – an extended Grossman model ", *Journal of Health Economics*, 19 : 611-637.

Jusot F. (2004), « Mortalité et inégalités de revenu en France », *Delta Working Paper*, 2004-32.

Jusot F., Khlal M., Rochereau T., Sermet C. (2005), "Itinéraires professionnels et santé : exploitation de l'enquête Santé Protection", rapport intermédiaire dans le cadre du programme " Santé et Travail", MIRE, DARES, DREES, La Poste.

Jusot F., Polton D. (2005), "La lutte contre les inégalités dans les politiques et les programmes nationaux de santé", *Actualité et Dossier en Santé Publique*, 50 : 33-36.

Kawachi I., Berkman L. (2000), "Social Cohesion, Social Capital and Health", in *Social Epidemiology*, Berkman L., Kawachi I. (eds). Oxford University Press.

Khlal M., Rochereau T., Sermet C. (2003), "Santé et Perte d'Emploi : une analyse des enquêtes SPS", document de travail de l'IRDES.

King M.A., Dicks-Mireaux L.D. (1982), "Asset Holding and the life-cycle", *The Economic Journal*, 92 : 247-67.

Kuh D., Ben-Shlomo Y. (eds) (1997) *Life course approach to chronic disease epidemiology: tracing the origins of ill-health from early to adult life*, Oxford : Oxford Medical Publications.

Kuh D., Ben-Shlomo Y. (eds) (2004), *A Life course approach to chronic disease epidemiology : second edition*, Oxford : Oxford Medical Publications.

Lechene V., Magnac T. (1994), "Analyse des déterminants des salaires", in *Trajectoire sociales et Inégalités*, ed Bouchayer F. et Verger D., Recherche sur les conditions de vie, ERES : 221-243.

Leclerc A., Fassin D., Grandjean H., Kaminski M., Lang T. (2000), *Les Inégalités Sociales de Santé*, Paris : La Découverte/INSERM.

Leibenstein H. (1957), *Economic backwardness and economic growth*, New York, John Wiley.

Marmot M.G., Wilkinson R.G. (1999), *Social Determinants of health*, Oxford University Press.

Marmot M. (2000), "Multilevel Approaches to Understanding Social Determinants", in *Social Epidemiology*, Berkman L., Kawachi I. (eds). Oxford University Press.

Meer J., Miller D.L., Rosen H.S. (2003): Exploring the Health-Wealth Nexus, *Journal of Health Economics*, 22 : 713-730.

Mejer L. (2004), "Differential mortality in France", document de travail de l'INSEE, F0401.

Michaud P.C., van Soest A.H.O (2004), "Health and Wealth of Elderly Couples: Causality Tests Using Dynamic Panel Data Models", *IZA Discussion Paper No. 1312*; *CentER Discussion Paper No. 2004-81*.

Monteil C., Robert-Bobée I. (2005), "Les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes", *INSEE Première*, 1025.

Newhouse J. (1993), *Free for all? Lessons from the Rand Experiment*. Harvard University Press.

Rioux L. (2001), "Recherche d'emploi et insertion professionnelle des allocataires du RMI", *Economie et Statistique*, 346-47 : 13-32.

Robert-Bobée I., Monteil C. (2005), "Les différentiels sociaux et familiaux de la mortalité :quelles différences entre les hommes et les femmes ", mimeo.

Saurel-Cubizolles M.J. et al. (2001), "Etat de santé perçu et perte d'emploi", in *Travail-Santé-Vieillessement : Relation et Evolution*, ed Cassou B., Edition Octarès.

Smith J.P., Kington R. (1997), "Demographic and Economic Correlates of Health in Old age", *Demography*, 34, 1 : 159-170.

Smith J.P. (1999), "Healthy Bodies and Thick Wallets : The Dual Relation between Health and Economic Status", *Journal of Economic Perspectives*, 13, 2 :145-166.

Snyder S., Evans W. (2002), "The Impact of Income on Mortality : Evidence from the Social Security Notch", *NBER WP 9197*.

Strauss J., Thomas D. (1998), "Health, Nutrition, and Economic Development", *Journal of Economic Literature*, XXXVI : 766-817.

Townsend P., Davidson N. (eds) (1982), *Inequalities in health: the Black Report*, Harmondsworth, UK: Penguin.

Volkoff S., Thébaud-Mony A. (2000), “Santé au travail : l’inégalité des parcours”, in Leclerc A. et al., *Les Inégalités Sociales de Santé*, Paris : La Découverte / INSERM : 349-362.

Wadsworth M. (1999), “Early Life Hypothesis”, in *Social determinants of health*, chap 3, M. Marmot, R.G. Wilkinson, Oxford University Press.

Wilkinson R.G. (1996), *Unhealthy Societies : the Afflictions of Inequality*, Routledge, London.

Wolff F.C., Tessier P. (2004), “Offre de travail et santé en France”, article soumis à *Economie et Prévision*.

Wu S. (2003), “The Effects of Health Events on the Economic Status of Married Couples”, *Journal of Human Resources*, 38,1: 219-230.