

**Payer peut nuire à votre santé :  
une étude de l'impact du renoncement  
financier aux soins sur l'état de santé**

**Paul Dourgnon** (Irdes, Université Paris-Dauphine-LEDa-LEGOS)  
**Florence Jusot** (Université Paris-Dauphine-LEDa-LEGOS, Irdes)  
**Romain Fantin** (Irdes)

**DT n° 47**

**Avril 2012**

Reproduction sur d'autres sites interdite mais lien vers le document accepté :  
<http://www.irdes.fr/EspaceRecherche/DocumentsDeTravail/DT47EtudeImpactRenoncementFinancierSoinsEtatSante.pdf>

**Institut de recherche et documentation en économie de la santé**

La collection des documents de travail de l'Irdes est un support de diffusion de pré-publications scientifiques. Cette collection a pour vocation de stimuler la réflexion et la discussion en matière d'analyse et de méthode économiques appliquées aux champs de la santé, de la protection sociale ainsi que dans le domaine de l'évaluation des politiques publiques. Les points de vue des auteurs exprimés dans les documents de travail ne reflètent pas nécessairement ceux de l'Irdes. Les lecteurs des Documents de travail sont encouragés à contacter les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

## Remerciement

Cette recherche a bénéficié du soutien financier de la Mission recherche du ministère en charge de la santé (MiRe/Drees). Nous remercions pour leurs commentaires, les participants du *workshop* sur l'accès et le renoncement aux soins organisé par l'université Paris-Dauphine avec le soutien de la Chaire santé, risque assurance de la Fondation du risque-Allianz le 9 mars 2011, les participants du colloque « Renoncement aux soins », organisé par la Drees et la DSS le 22 novembre 2011 (en particulier Denis Raynaud et Renaud Legal), les participants de la « Sixth International Conférence » de l'International Society for Equity in Health, Cartagena, Columbia, septembre 2011 et, enfin, Caroline Berchet qui a discuté l'article lors des 33es journées des économistes français de la santé 2011.



INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ  
10, rue Vauvenargues 75018 Paris  
www.irdes.fr • Tél: 01 53 93 43 02 • Fax: 01 53 93 43 07 • E-mail: publications@irdes.fr

- Directeur de publication : Yann Bourgueil
- Conseillers scientifique: Mohamed Ali Ben Halima, Julien Mousquès, Nicolas Sirven
- Secrétaire générale d'édition : Anne Evans
- Secrétaire de rédaction : Martine Broïdo
- Maquettiste : Khadidja Ben Larbi
- Diffusion : Suzanne Chriqui, Sandrine Béquignon

# **Payer peut nuire à votre santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé**

Paul Dourgnon<sup>a</sup>, Florence Jusot<sup>b</sup>, Romain Fantin<sup>c</sup>

## **Résumé**

Cet article propose d'analyser des déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières, puis d'étudier ses conséquences sur l'évolution de l'état de santé quatre ans plus tard à partir des données de l'Enquête santé protection sociale (ESPS). L'analyse des déterminants du renoncement montre le rôle important joué par l'accès à une couverture complémentaire, au côté de celui de la situation sociale présente, passée et anticipée. L'analyse montre ensuite que les difficultés d'accès aux soins contribuent aux inégalités de santé.

**Mots-clefs :** renoncement aux soins, inégalités de santé, accès financier aux soins.

**Classification JEL :** I13, I14.

## **Abstract**

### **Paying for Health Services Can Be Dangerous for your Health. A Study of Self-Assessed Unmet Needs (SUN) for Financial Reasons**

In this paper, we analyse self-assessed unmet needs (SUN) for financial reasons and then study their consequences on health status four years later using ESPS data, a French general population survey on health, health care and insurance. Financial hurdles in accessing care as assessed by SUN are principally explained by lack of complementary health insurance coverage and life course episodes, in particular past and present socio-economic conditions and perspectives. The analysis also shows that difficulties in accessing care contribute to health inequalities. .

**Keywords:** Self-Assessed Unmet Needs (SUN), Social health inequalities, Financial access to health care services.

**JEL Codes:** I13, I14.

---

a Irdes, LEDa-LEGOS-Université Paris-Dauphine.

b LEDa-LEGOS-Université Paris-Dauphine, Irdes.

c Irdes.



## 1. Introduction

La Commission des déterminants sociaux de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) rappelle, dans son rapport 2009 (OMS, 2009), que l'équité d'accès aux soins est une condition nécessaire pour réduire les inégalités de santé. Le respect du principe d'équité horizontale implique en effet que chacun reçoive un traitement égal pour un besoin de soins égal. On observe cependant en France des inégalités sociales d'utilisation des services de santé comme dans la plupart des pays européens, c'est-à-dire des différences de consommation de soins entre groupes sociaux à état de santé donné. Plusieurs travaux montrent ainsi que la probabilité de recours au médecin et le nombre de visites ne sont pas identiquement distribués à travers des groupes socio-économiques après contrôle par l'âge, le sexe et l'état de santé (par exemple, Couffinhal *et al.*, 2004 ; van Doorslaer et Koolman, 2004 ; Raynaud, 2005 ; Bago d'Uva *et al.*, 2009 ; Or *et al.*, 2009 ; Jusot *et al.*, 2011).

Deux types d'explications, relevant de la demande de soins et s'appuyant sur le cadre théorique du modèle de capital santé (Grossman, 2000), ont essentiellement été proposés pour expliquer ces inégalités. Elles peuvent en premier lieu refléter des préférences différentes pour la santé ainsi que l'existence de barrières informationnelles expliquant que les populations les plus pauvres et moins éduquées aient un recours aux soins plus tardif et davantage orienté vers les soins curatifs en raison d'un rapport différent au corps et à la maladie ou d'une moindre connaissance des filières de soins. Par ailleurs, ces différences de recours aux soins peuvent être le reflet de barrières financières à l'accès aux soins, le coût des soins laissés à la charge des patients pouvant expliquer que les plus pauvres renoncent à des soins qu'ils jugent pourtant nécessaires au regard de leur état de santé. Ce second argument peut en particulier expliquer, dans le cas français, les différences sociales de recours aux soins d'optique et aux soins dentaires mais également aux soins ambulatoires, pour lesquels le reste à charge peut s'avérer très élevé<sup>1</sup>.

Afin d'étudier plus directement les barrières financières à l'accès aux soins, des questions sur le renoncement aux soins pour raisons financières ont été introduites dans l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) de l'Irdes depuis 1992 (Mizrahi et Mizrahi, 1993). Mais ce n'est qu'à la fin des années 1990, avec les travaux préparatoires à la loi instituant la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C), que le concept est apparu dans le débat public (Boulard, 1999). Il fait depuis partie des indicateurs suivis et retenus par la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees) pour évaluer l'équité du système de santé et, notamment, l'efficacité de la CMU-C. Ainsi, en 2008, 16,5 % des Français déclaraient renoncer à des soins pour raisons financières, principalement à des soins dentaires (11 %), à l'achat de lunettes (4 %) et à des visites chez le généraliste ou le spécialiste (3 %) [Boisguérin *et al.*, 2010]. Le concept de renoncement a également été utilisé, dans une approche modélisée, comme élément d'évaluation du dispositif du médecin traitant, c'est-à-dire pour étudier si l'augmentation du reste à charge hors du parcours de soins avait un impact différencié sur l'accès selon le niveau de revenu (Dourgnon *et al.*, 2007, 2009). Par ailleurs, les deux études de comparaisons européennes, menées à partir des données de l'enquête SHARE 2004 et du Survey of Income and Living Conditions 2004, convergent pour montrer que la France occupe une position moyenne du point de vue du renoncement aux soins (Koolman, 2007 ; Mielck *et al.*, 2009 ; Allin et Masseria, 2009).

---

1 En France, 25 % des médecins, dont 40 % des médecins spécialistes, sont inscrits en secteur 2. Ces derniers peuvent pratiquer des dépassements d'honoraires qui, en moyenne s'élèvent à 54 % du tarif de convention fixé par la Sécurité sociale. La plupart des contrats de couverture complémentaire ne prenant en charge que le ticket modérateur, c'est-à-dire la différence entre le remboursement de la Sécurité sociale et le tarif de convention (à l'exclusion des franchises médicales), ces dépassements sont à l'origine d'important restes à charge pour les patients.

Cependant, au-delà de ces chiffres, très peu d'études ont étudié les barrières à l'accès aux soins à l'aide de cet indicateur. De plus, bien que les travaux préparatoires à la loi instituant la CMU-C aient jugé « inacceptable » qu'un Français sur cinq déclare renoncer à des soins pour raisons financières, les propriétés de l'indicateur de renoncement aux soins sont aujourd'hui peu connues. En particulier, on ne sait pas ce que la déclaration d'un renoncement révèle sur l'accès aux soins final des personnes, ni sur ses conséquences sur l'état de santé. Quelques rares études ont toutefois montré que le renoncement aux soins était plus fréquent dans les groupes plus défavorisés en France (Bazin *et al.*, 2006 ; Boisguérin *et al.*, 2010) ou en Europe (Allin et Masseria, 2009 ; Mielck *et al.*, 2009). Une étude menée au Canada s'est intéressée aux liens existant entre la déclaration d'un renoncement et la consommation effective de soins (Allin *et al.*, 2010). Cependant, ses conclusions sont difficilement transposables au cas français : les systèmes de santé étant très différents, les soins concernés ne sont pas les mêmes. Enfin, une étude a mis en évidence les conséquences du renoncement aux soins sur l'état de santé buccodentaire ultérieur (Azogui-Lévy et Rochereau, 2005), mais aucune étude n'a montré l'impact du renoncement sur l'évolution de l'état de santé général.

Cet article propose de compléter cette littérature en étudiant les facteurs socio-économiques explicatifs du renoncement aux soins pour raisons financières et ses conséquences sur l'évolution de l'état de santé. Il s'agira dans un premier temps d'étudier les causes de la déclaration d'un renoncement aux soins pour raisons financières et, notamment, d'étudier le rôle joué par le coût des soins laissé à la charge des patients à travers la possession d'une couverture complémentaire et le prix des soins. L'utilisation de données de panel permettra, dans un second temps, d'étudier les conséquences du renoncement aux soins pour raisons financières sur les risques de détérioration de l'état de santé.

Ces résultats sont issus d'un programme plus large sur le renoncement financier aux soins (Dourgnon *et al.*, 2011 ; Després, 2011). Nous proposons en annexe des résultats complémentaires issus de ces travaux. Ils portent sur le lien entre renoncement et dépense de soins constatée dans les données de l'Assurance maladie, sur les déterminants du renoncement définitif et du report de soins, sur le lien entre prix des soins et renoncement et proposent enfin une analyse du rôle de la CMU-C sur l'accès aux soins à l'aide d'une approche contrefactuelle.

## **2. Retour sur un concept : le renoncement déclaré comme outil d'étude de l'accès aux soins**

Cette étude propose d'étudier les conséquences des barrières financières à l'accès aux soins sur l'état de santé à partir d'un indicateur de renoncement aux soins. Il s'agit d'un indicateur subjectif obtenu directement à partir de la réponse à la question suivante : « Au cours des douze derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ? ». Cet indicateur est rarement utilisé dans les analyses de l'accès aux services de santé. Celles-ci s'appuient le plus souvent sur les données de consommation de soins pour évaluer les inégalités sociales d'accès aux soins. Dans la suite du texte, ces mesures du recours basées sur la consommation observée seront qualifiées de mesures « objectives » du recours. Nous montrons ci-dessous en quoi le renoncement permet de traiter les questions d'équité d'accès aux soins, en quoi il permet une discussion plus fine des politiques de santé, et enfin comment, en intégrant le rapport à un besoin de soins, il permet de dépasser certaines limites dans

l'interprétation des indicateurs d'inégalités sociales de consommation de soins basés sur des mesures objectives.

L'équité d'accès aux soins, ici définie par le respect du principe d'équité horizontale qui exige un traitement égal à besoin égal, est aujourd'hui largement acceptée pour juger de l'équité des systèmes de soins (Wagstaff, van Doorslaer, 2000 ; Fleurbaey, Schokkaert, 2009). L'analyse des inégalités d'accès aux soins à partir de mesures objectives de la consommation de soins, telles que la dépense, le reste à charge ou encore le volume de soins consommés, requiert de mesurer les inégalités de consommation de soins ajustées par le besoin de soins, c'est-à-dire l'état de santé des individus (voir par exemple Wagstaff, van Doorslaer, 2000 ; Van Doorslaer et Koolman, 2004, Couffinhal, 2004). Cette approche pose la question de l'identification des besoins de soins et l'interprétation de différences de consommation de soins à état de santé donné au sein d'une population est toujours rendue délicate en raison de potentielles différences d'état de santé inobservées. Le renoncement aux soins, au contraire, identifie des consommations de soins que la personne aurait souhaité pouvoir s'offrir mais qu'elle n'a pas engagées en raison de sa contrainte budgétaire. Cet indicateur fait donc référence à un besoin de soins non satisfait, c'est-à-dire une situation où un individu ne reçoit pas un soin dont, selon lui, il aurait eu besoin. Contrairement aux indicateurs objectifs, le renoncement permet en lui-même d'identifier directement un problème d'équité d'accès aux soins.

De plus, si des causes socio-économiques sont associées à un renoncement, c'est-à-dire que certains ne recourent pas, du fait de leur situation sociale, à des soins nécessaires, cela traduit *de facto* un problème d'équité. En effet, les indicateurs basés sur des mesures objectives présentent plusieurs limites. Un écart de consommation de soins à besoin de soins donné – c'est-à-dire une différence de recours évaluée selon une mesure objective – entre deux individus ou entre deux groupes sociaux peut relever de plusieurs phénomènes distincts : une perception différente du besoin de soins, une méfiance vis-à-vis des prestataires de soins ou des soins en général, des difficultés d'accès aux soins (manque de médecin, refus de soins,...), ou une sous-consommation pour raisons financières qui, dans notre cas, est ce que nous souhaitons étudier. Ainsi, plusieurs travaux ont montré que l'évaluation de la santé subjective variait entre les groupes sociaux (par exemple Shmueli, 2003 ; Lardjane et Dourgnon, 2007 ; Bago d'Uva *et al.*, 2008 ; Devaux *et al.*, 2009), suggérant des attentes, un rapport au corps et au système de soins différents (Boltanski 1971, Faizang 2001). Les différences de consommation de soins peuvent alors refléter des préférences pour la santé différentes pour un même besoin de soins évalué selon une norme médicale. Ces différences dans les préférences peuvent alors être sources d'un biais dans l'estimation de l'influence du statut social sur la consommation de soins, le fait d'être plus pauvre et de sous-consommer des soins (c'est-à-dire moins consommer que les riches à état de santé identique) pouvant être le produit d'une caractéristique inobservée, telle que le rapport au corps ou les préférences temporelles. L'utilisation de l'indicateur de renoncement peut donc permettre de contourner ce problème d'endogénéité.

Or les réponses des politiques publiques diffèrent largement selon les causes des inégalités de consommation de soins dans la population. Dans le cas de différences de consommation de soins expliquées par des différences de préférences en matière de santé, l'opportunité d'une intervention pourra tout d'abord être discutée (Fleurbaey, Schokkaert, 2009). Ensuite, la définition des politiques à mettre en œuvre variera également selon les causes identifiées : une campagne de prévention pour améliorer les connaissances sur la santé, des contrôles pour lutter contre le refus de soins, des aides pour le renoncement pour raisons financières...

Le concept de besoin de soins non satisfait mesuré par la déclaration d'un renoncement pour raisons financières apporte une information supplémentaire à l'information objective sur l'utilisation des services de santé. Ce gain conceptuel et méthodologique soulève toutefois un nouveau problème. Le besoin de soins que le concept intègre est un besoin individuel ressenti et non un besoin de soins diagnostiqué par un médecin. Il est susceptible de varier, à besoin de soins médical identique, d'un individu ou d'un groupe à l'autre. Plusieurs éléments d'explication peuvent être à l'origine de ces différences. En particulier, la déclaration d'un renoncement ne rend compte des besoins non satisfaits que dès lors qu'un individu ressent un besoin. Or, certains besoins sont susceptibles de ne pas être perçus identiquement par tous les individus (en cas d'absence de symptômes, par exemple). Notons qu'un questionnement méthodologique de même nature s'est posé autour de la mesure de l'état de santé à partir de l'état de santé subjectif, ressenti et auto-déclaré (voir, par exemple, Idler et Benyamini (1997) pour une revue des approches méthodologiques de l'état de santé subjectif et ses liens avec des variables de santé objectives).

Un premier travail méthodologique sur le concept de renoncement a été réalisé par Allin, Grignon et Le Grand (2010) sur données canadiennes. Il compare les apports respectifs du renoncement et de l'utilisation effective des services de santé à l'étude de l'accès aux soins. Les auteurs identifient des sur ou sous-consommations en mesurant l'écart à une consommation de soins moyenne à âge, sexe, état de santé et statut socio-économique donnés. Ils mettent ensuite en regard cet indicateur et la déclaration d'un renoncement sur la même période. Ils mettent ainsi en évidence des corrélations entre le renoncement aux soins et la consommation de soins mesurée de façon objective. Bien que leurs catégories de renoncement diffèrent du renoncement financier que nous avons adopté, ils montrent que le renoncement « barrière », qui regroupe renoncement financier et renoncement lié à la disponibilité géographique de l'offre est lié, à état de santé et statut social donnés, à une probabilité de recours au généraliste moindre, toutes choses égales par ailleurs. Ils concluent à l'intérêt du renoncement pour l'étude de l'accès aux soins en complément des approches basées sur les mesures objectives de la consommation de soins. Une analyse menée par les auteurs sur les données françaises de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) 2008 a par ailleurs permis de retrouver cette corrélation négative entre renoncement financier et recours aux services de santé (*cf.* Annexe 1).

### 3. Données et méthodes

Cette étude s'appuie sur les données des vagues 2002, 2004, 2006 et 2008 d'ESPS, menée régulièrement par l'Irdes depuis 1988 (Allonier *et al.*, 2008). ESPS est une enquête en population générale qui interroge tous les deux ans un échantillon de 8 000 ménages dont l'un des membres fait partie de l'Echantillon permanent des assurés sociaux (Epas), représentatif des assurés sociaux des trois principaux régimes d'assurance maladie (Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés (Cnamts), Régime social des indépendants (RSI) et Mutualité sociale agricole (MSA). L'échantillon enquêté à chaque date est représentatif de 96,7 % des ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

L'enquête interrogeant la moitié de l'Epas à chaque vague tous les deux ans, il est possible de suivre à quatre ans d'intervalle les personnes restées dans l'Epas et ayant pu être ré-enquêtées. Ainsi, les mêmes individus sont présents dans les échantillons en 2002 et 2006 d'une part, 2004 et 2008 d'autre part, moyennant le rafraichissement et



l'attrition des échantillons. L'enquête combine entretien par enquêteur et questionnaires auto-administrés.

Le questionnaire sur le renoncement financier aux soins est administré par un enquêteur et est posé uniquement à la personne échantillonnée, sous la forme suivante. Une première question permet de repérer les personnes ayant renoncé à des soins : « Au cours des douze derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ? ». En cas de réponse positive, il est demandé à l'enquêté de préciser à quels soins il a renoncé et il peut alors donner jusqu'à trois réponses. Les réponses sont libres ; il n'existe pas de liste d'items prédéfinis. Elles font l'objet d'un recodage *a posteriori*.

Plusieurs informations ont été retenues pour expliquer le renoncement aux soins : des informations ayant trait à la couverture complémentaire, au niveau de revenu, à la situation sociale et enfin à l'état de santé.

L'état de santé est mesuré par l'état de santé perçu obtenu par auto-questionnaire à 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). Une autre information sur l'état de santé est apportée par l'existence d'une exonération pour affection de longue durée (ALD).

Les variables sur la couverture complémentaire concernent le fait d'avoir souscrit ou d'être protégé par une couverture complémentaire ou la CMU-C, ainsi que la qualité de la complémentaire. La qualité du contrat complémentaire est auto évaluée par les répondants. Elle est recueillie à travers l'évaluation de la personne qui a souscrit le contrat. Le questionnaire concerne la qualité des remboursements de soins dentaires, d'optique, des dépassements de spécialistes, évalués sur une échelle subjective (« Très bien », « Plutôt bien », « Plutôt mal », « Très mal » et « Pas du tout »). Les motifs de non couverture sont également identifiés à travers des questions spécifiques (non couverture subie : « Je souhaiterais être couvert, mais je n'en ai pas les moyens » versus choisie : « Je n'en n'ai pas besoin »).

La situation socio-économique est approchée par les informations suivantes : éducation, revenu par unité de consommation, occupation et score de précarité. Ce dernier a été construit comme la somme des dimensions suivantes, qui relèvent de l'histoire de vie, de la situation actuelle et des anticipations de l'individu. Le questionnaire sur l'histoire de vie comprend les quatre questions suivantes (Cambois et Jusot, 2011) : « Vous est-il déjà arrivé au cours de votre vie...

... de devoir être hébergé chez des proches, par une association, dans un foyer d'hébergement,... ?

... d'avoir des difficultés à payer votre loyer, vos charges,... ?

... de connaître des périodes d'inactivité professionnelle d'au moins six mois ?

... de souffrir durablement d'isolement à la suite d'événements subis par vous ou vos proches ? »

La situation actuelle de l'individu vis-à-vis de la précarité est identifiée à partir des variables suivantes : situation de chômage, de temps partiel non choisi, réponse négative à la question : « Etes-vous parti en vacances ces douze derniers mois ? » , enfin des difficultés récurrentes de trésorerie, à partir de la question : « Y a-t-il des périodes dans

le mois ou vous rencontrez de réelles difficultés financières à faire face à vos besoins (alimentation, loyer, EDF,...) ? ». Les anticipations de l'individu sur sa propre situation et le soutien dont il pourrait bénéficier sont approchés à partir des questions suivantes : « Craignez-vous de perdre votre emploi d'ici un an ? » et « En cas de difficultés, y a-t-il quelqu'un dans votre entourage sur qui vous puissiez compter pour vous héberger quelques jours en cas de besoins et pour vous apporter une aide matérielle ? ». Toutes les questions présentées ci-dessus possèdent les mêmes items de réponse « oui », « non ». Le score de précarité représente la somme des réponses positives (négatives dans le cas de la question sur le départ en vacances). Afin de mettre en évidence des effets éventuels d'accumulation des dimensions de précarité et de ne pas alourdir le modèle, nous choisissons ce score de précarité qui peut prendre des valeurs allant de zéro – aucune dimension de précarité – à neuf<sup>2</sup>. Il est important de noter que ces dimensions ne se concentrent pas sur une sous-population très réduite. Si 28 % des répondants ont un score de précarité nul et 22 % un score de un, 15 % ont un score égal ou supérieur à cinq, c'est-à-dire cumulent cinq dimensions de précarité ou davantage.

#### 4. Stratégie analytique

Cette étude vise à mieux comprendre le rôle de l'accès financier aux services de santé dans la formation des inégalités de santé, c'est-à-dire à étudier en quoi une sous-consommation de soins ayant un motif économique peut dégrader l'état de santé des catégories de population les plus pauvres. D'un point de vue empirique, le traitement de cette question consiste à explorer les facteurs socio-économiques du renoncement, puis à étudier les liens entre renoncement et état de santé perçu. Notre stratégie analytique est la suivante. Tout d'abord, nous modélisons dans un modèle logistique la probabilité de déclarer un renoncement puis, dans un deuxième temps, nous modélisons l'impact du renoncement sur l'état de santé. Nous répliquons la première étape pour l'étude des trois types de renoncement les plus fréquents : les soins dentaires, l'optique et les consultations de généralistes et/ou de spécialistes.

Le premier modèle étudie l'impact sur la probabilité de renoncer pour raisons financières des facteurs suivants : âge, sexe, couverture complémentaire (Couverture privée, CMU-C, qualité des remboursements, motifs de non couverture), niveau d'éducation, revenu par unité de consommation, occupation et niveau de précarité. L'objectif général de cette étape est d'étudier si le renoncement financier est socialement différencié et de décrire la nature des liens entre renoncement et statut social. Dans le détail, il s'agira à la fois de confirmer les résultats déjà connus sur les déterminants de l'accès aux soins en France, à partir d'observations objectives de la consommation, de vérifier que les faits stylisés signalés dans les études sur le renoncement dans d'autres pays se retrouvent sur données françaises, et enfin de mettre en lumière d'autres facteurs potentiels, d'ordre économique ou social, de l'accès financier aux soins. Nous n'intégrons pas l'état de santé comme variable explicative car la relation est potentiellement endogène : on ne peut distinguer ce qui relève d'un effet de la santé sur le renoncement (par exemple, les personnes en mauvaise santé renoncent davantage) d'une relation de causalité inverse (le renoncement dégrade l'état de santé). Cette question est traitée dans l'étape suivante, décrite ci-dessous.

---

2 Notons que le score Epices (Sass *et al.*, 2006) a également été testé avec des résultats très proches. Il n'a pas été retenu pour des raisons de puissance statistique : la présence de non-réponses partielles dans le questionnaire Epices réduit d'autant la taille de l'échantillon de travail.

Le deuxième modèle logistique étudie l'impact du renoncement déclaré en année 1 (2002 ou 2004) sur la probabilité de déclarer un état de santé moins bon quatre ans plus tard (respectivement 2006 ou 2008). Pour construire notre variable dichotomique expliquée, nous mesurons la différence entre la note d'état de santé future et la note déclarée en année 1. La variable dichotomique expliquée par le modèle indique une différence négative *versus* pas de différence ou une différence positive. Nous étudions le rôle du renoncement en année 1 en contrôlant d'autres facteurs susceptibles d'expliquer l'évolution de l'état de santé et potentiellement corrélés avec le renoncement. L'âge, le sexe, la note d'état de santé et l'ALD (exonération pour affection longue durée), mesurés en année 1 permettent de prendre en compte le rôle de l'état de santé et de sa dynamique propre. L'occupation en années 1 et 2 permet de contrôler d'effets liés aux changements de situation sociale qui peuvent avoir un impact direct sur la santé. La catégorie socioprofessionnelle en année 1 vise à contrôler d'effets des conditions de travail sur l'évolution de l'état de santé. Enfin, la prise en compte du renoncement en année 2 permet d'isoler l'effet longitudinal du renoncement. La vague d'enquête est identifiée par une indicatrice (2002 associé à 2006 *versus* 2004 associé à 2008). Elle est prise en compte afin de contrôler l'estimation des variations d'échantillonnage.

Nous étudierons les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières à travers les données de l'enquête 2008, car elle contient des indications précises sur l'assurance complémentaire et la précarité. Une seule personne par ménage étant interrogée, notre échantillon de travail comporte 8 252 observations.

Pour évaluer l'impact du renoncement pour raisons financières sur l'évolution de l'état de santé, nous avons utilisé les bases des enquêtes ESPS 2002 et 2006, et 2004 et 2008. Les personnes interrogées évaluent chaque année leur état de santé par une note subjective sur une échelle analogique allant de zéro à dix. Notre deuxième échantillon comporte 4 970 observations : 2 319 sont issues des enquêtes 2002-2006 et 2 651 des enquêtes 2004-2008.

## 5. Résultats

Dans notre échantillon de travail, 15,9 % des personnes interrogées déclarent avoir renoncé à un soin pour raisons financières au cours des douze derniers mois. Les soins plus particulièrement concernés sont les soins dentaires (9,9 %), l'optique (4,3 %) et les visites chez le généraliste ou le spécialiste (3,5 %).

Bien que le renoncement soit mesuré de diverses façons et utilisé dans des perspectives différentes, la littérature sur le renoncement fait montre d'une stabilité importante dans les corrélations entre renoncement et caractéristiques individuelles. Le renoncement apparaît corrélé positivement avec le fait d'être une femme, avec le niveau d'éducation, le soutien social, et négativement avec le niveau de revenu et la couverture assurancielle (Elofsson 1997 ; Ford 1999 ; Litaker 2004 ; Mollborn 2001 ; Wu 2005). Il apparaît également négativement corrélé avec l'âge et un bon état de santé (Allin, 2010). Notons qu'une étude montrait, sur données américaines, que l'organisation des soins pouvait avoir un effet sur le renoncement. Le fait de participer à un plan de santé impliquant des professionnels de santé diminue la probabilité de déclarer un renoncement pour raisons financières (Reschovsky *et al.*, 2000).

Notre analyse du renoncement pour raisons financière confirme les résultats de la littérature (cf. tableau 1). Nos données montrent une probabilité plus élevée chez les femmes de déclarer renoncer, et un gradient décroissant selon l'âge pour les renoncements aux soins dentaires et aux séances de médecin. Concernant les soins dentaires, ce résultat semble refléter une diminution des besoins de soins aux âges élevés. Pour l'optique en revanche, le renoncement semble suivre une courbe en cloche, plutôt élevé entre 40 et 80 ans, et plus faible pour les plus jeunes et les plus âgés.

Nous montrons ensuite que les personnes sans diplôme ou ayant fait peu d'études renoncent moins, toutes choses égales par ailleurs. Bien que les odds ratios suggèrent une forme de gradient, les différences n'apparaissent plus significativement distinctes de la modalité de référence (études supérieures) pour les niveaux d'étude plus élevés. Notons que ces résultats persistent lorsque l'on n'inclut pas le score de précarité dans la régression. L'effet du niveau d'études sur le renoncement semble donc refléter des attentes moindres et/ou une moins bonne connaissance du système de soins.

En incluant l'état de santé subjectif dans le modèle, nous observons que des états de santé plus dégradés sont corrélés avec des renoncements plus fréquents<sup>3</sup>. Ce résultat, là encore conforme à la littérature, peut refléter à la fois l'impact du renoncement sur l'état de santé, comme le montrera le modèle suivant, mais aussi le faible besoin de soins des personnes en bonne santé. Ceci tend à montrer que la déclaration d'un renoncement concernerait davantage les soins curatifs que préventifs. Toutefois, son caractère potentiellement endogène, qui sera confirmé dans le deuxième modèle, nous conduit à ne pas inclure cette variable.

L'effet croissant du revenu par unité de consommation sur la probabilité de renoncer confirme à la fois les résultats de la littérature sur le renoncement et les résultats des études sur les inégalités sociales de consommation de soins. Ces dernières montrent en effet que le revenu joue un rôle toutes choses égales par ailleurs dans la consommation de soins (Raynaud, 2005 ; Masseria, 2004). Alors que l'on observe en analyse bivariée un gradient du renoncement selon le niveau de revenu, le résultat de l'analyse multivariée oppose les plus riches, c'est-à-dire le dernier décile voire les cinq derniers percentiles au reste de la population. Il semble donc qu'il existe un effet de seuil, probablement lié aux plafonds de remboursement des mutuelles pour les soins non ou mal remboursés par le régime obligatoire (dentaire, optique, consultations en secteur 2). En dehors des limites de la prise en charge complémentaire, le revenu joue de nouveau un rôle déterminant sur l'accès aux soins. Ceci est particulièrement marqué pour les soins dentaires et l'optique. Le score de précarité semble capter une partie de l'effet de gradient. Notons que, toutes choses égales par ailleurs, un très bas niveau de revenu par unité de consommation n'est pas associé à un niveau de renoncement différent des catégories de revenus qui lui sont juste supérieures.

L'effet de la couverture complémentaire est très significatif et là encore dans le sens attendu : les personnes couvertes renonçant moins que les autres. Nous montrons de plus que la qualité de la complémentaire, c'est-à-dire le niveau de ses remboursements, qui est mesuré ici à partir des déclarations des personnes enquêtées et selon une échelle subjective, joue sur le renoncement. L'effet de la CMU-C sur le renoncement est également positif et de même niveau que celui d'une complémentaire très bonne en général, mais les résultats sont assez contrastés selon le type de soins. On note en particulier assez peu de différenciation selon le type de contrat pour la lunetterie, pour

---

3 Résultats complémentaires des auteurs, non proposés dans ce document.

laquelle seuls les contrats mal évalués se distinguent. Ces résultats sont assez différents si l'on ne prend pas en compte la précarité. En effet, la CMU-C se place un peu moins bien dans l'échelle des contrats si on exclue la précarité de l'analyse. Ceci tend à montrer que la CMU-C corrige en partie les inégalités d'accès aux soins mais n'a pas d'impact sur la précarité elle-même.

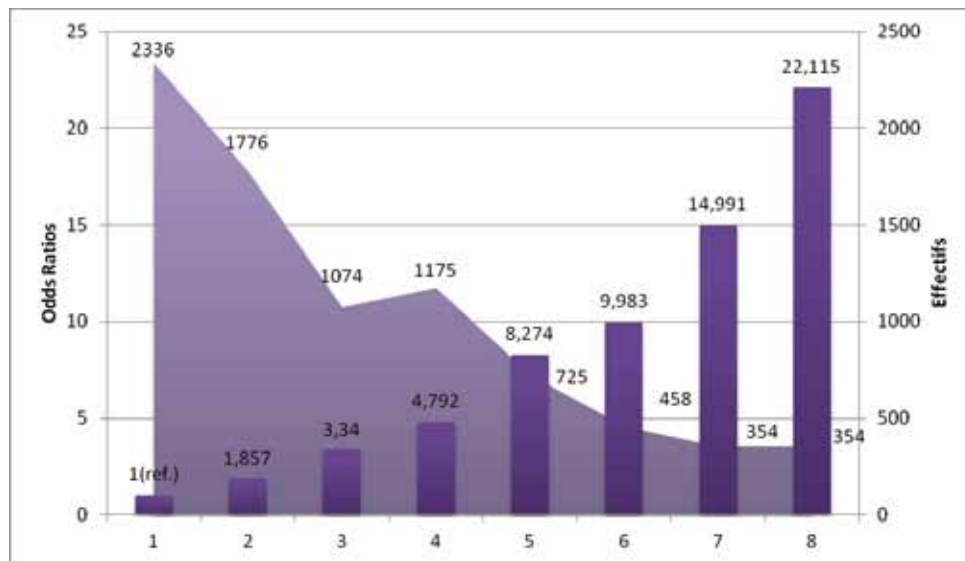
L'effet de la précarité sur le renoncement montre un gradient particulièrement spectaculaire, avec des odds ratios pouvant atteindre 22 pour le renoncement général, 15,8 pour le dentaire et 24,4 pour l'optique, ceci toutes choses égales par ailleurs, soit en particulier à revenu et couverture contrôlés. Cela confirme les travaux existant sur les liens entre précarité et état de santé (Cambois, Jusot, 2009). Lorsque l'on inclut simultanément ces neuf dimensions de précarité dans le modèle, chacune accroît significativement la probabilité de déclarer avoir renoncé. L'utilisation du score montre qu'il existe un effet de cumul de ces dimensions. De plus, la distribution de la précarité elle-même, telle que nous la mesurons, n'est pas concentrée sur une population réduite qui, du fait d'une situation sociale très dégradée subirait seule l'impact. Seuls trois répondants sur dix ont un score de précarité nul. Les résultats de la régression mettent donc bien en évidence une forme de gradient social (*cf.* graphique 1).

Ces très fortes corrélations entre renoncement et dimensions de la précarité tendent aussi à montrer que le renoncement pourrait lui-même être interprété et utilisé comme un indicateur de la précarité en santé. Enfin, d'un point de vue méthodologique, les liens observés entre revenu, niveau d'assurance, précarité d'une part et renoncement d'autre part, viennent confirmer que la question sur le renoncement aux soins pour raisons financières reflète bien la dimension financière de l'accès aux soins.

**Tableau 1**  
**Statistiques descriptives de l'échantillon de travail ESPS 2008**

<b>Variables</b>		
Renoncement tous motifs	1 307 (15,9 %)	
Renoncement soins dentaires	821 (9,91 %)	
Renoncement optique	351 (4,25 %)	
Renoncement médecin	287 (3,48 %)	
		Dont ... renoncent
<b>Sexe</b>		
Homme	3 599	445 (12,36 %)
Femme	4 653	862 (18,53 %)
<b>Âge</b>		
< 30 ans	1 051	148 (14,08 %)
30-39 ans	1 493	250 (16,74 %)
40-49 ans	1 717	336 (19,57 %)
50-59 ans	1 613	29 (18,16 %)
60-69 ans	1 124	169 (15,04 %)
70-79 ans	773	81 (10,48 %)
80 ans et plus	481	30 (6,24 %)
<b>Score de précarité</b>		
0 (aucune dimension de précarité)	2 336	111 (4,75 %)
1	1 776	142 (8,00 %)
2	1 074	158 (14,71 %)
3	1 175	225 (19,15 %)
4	725	215 (29,66 %)
5	458	151 (32,97%)
6	354	142 (40,11 %)
7 et au-delà	354	163 (46,05 %)
<b>Niveau d'études</b>		
Sans diplôme,	2 639	401 (15,20 %)
Brevet CAP, BEP	2 232	399 (17,88%)
Baccalauréat	1 133	189 (16,68 %)
Études supérieures	2 183	308 (14,11 %)
Autres, nsp	65	10 (15,38 %)
<b>Couverture complémentaire</b>		
CMU-C	665	147 (22,11 %)
<b>Privée</b>		
<i>Très bonne</i>	551	30 (5,44 %)
<i>Bonne</i>	2 043	201 (9,84 %)
<i>Moyenne</i>	1 196	196 (16,39 %)
<i>Mauvaise</i>	703	181 (25,75 %)
<b>Sans couverture</b>		
Choisi	148	26 (17,57 %)
Subi	148	73 (49,32 %)
<b>NSP</b>		
	2 798	453 (16,19 %)
Total	8 252	5,44 %

**Figure 1**  
Impact et distribution du score de précarité



**Note de lecture :** les odds ratios présentés correspondent à l'impact sur le renoncement tous soins confondus.

Notre deuxième analyse porte sur les conséquences du renoncement sur l'état de santé des individus. Parmi les personnes ayant renoncé en vague 1, 42,3 % ont vu leur état de santé se dégrader, contre 37,8 % des personnes ayant déclaré ne pas avoir renoncé (différence significative au seuil de 5 %).

La modélisation montre l'impact attendu de l'âge et de l'état de santé en année sur l'évolution de l'état de santé. La probabilité de déclarer un état de santé plus dégradé en année 2 augmente avec l'âge. Les personnes exonérées pour ALD et celles qui déclarent un moins bon état de santé perçu en année 1 déclarent aussi plus souvent un plus mauvais état de santé en année 2. Ce dernier résultat reflète la nature dynamique des mécanismes de dégradation de l'état de santé : plus cet état est dégradé, plus sa probabilité de se dégrader davantage est élevée. Le modèle met en évidence le rôle de quelques dimensions de la situation sociale sur l'évolution de l'état de santé. Le fait d'être cadre ou profession intermédiaire diminue le risque de déclarer un état de santé plus dégradé en vague 2. Le statut d'occupation ne joue un rôle significatif qu'en vague 2. En particulier, les personnes se déclarant autres inactifs en année 2 ont, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité plus forte d'avoir connu une dégradation de leur état de santé depuis l'année 1. La catégorie des autres inactifs regroupe en particulier les personnes retirées du marché du travail pour des raisons de santé.

Toutes choses égales par ailleurs, les personnes ayant renoncé à des soins en vague 1 ont plus de risque de voir leur état de santé s'être détérioré quatre ans plus tard (O.R.=1.44). Ce résultat met, à notre sens, bien en évidence un lien de causalité entre renoncement et état de santé : renoncer à des soins entraîne un risque plus important de dégradation de l'état de santé. Notons que le renoncement en année 2 a un impact non significativement différent de celui du renoncement en année 1 sur la dégradation de l'état de santé.

**Tableau 2**  
**Résultats des modèles logistiques expliquant le renoncement aux soins,**  
**en général, et pour les trois types de soins les plus fréquemment cités**

Probabilité d'avoir renoncé à des soins pour raisons financières au cours des douze derniers mois				
	Général (tous soins confondus)	Soins dentaires	Soins optiques	Généralistes et spécialistes
<b>Variables</b>				
<b>Sexe</b>				
Homme	0,687 (<0,0001)	0,834 (0,0256)	0,676 (0,0014)	0,632 (0,0008)
Femme	1	1	1	1
<b>Âge</b>				
< 30 ans	1	1	1	1
30-39 ans	1,118 (0,3655)	1,196 (0,2131)	1,448 (0,1919)	0,826 (0,3517)
40-49 ans	1,503 (0,0006)	1,536 (0,0020)	2,983 (<0,0001)	0,863 (0,4600)
50-59 ans	1,370 (0,0101)	1,266 (0,1025)	3,690 (<0,0001)	0,616 (0,0252)
60-69 ans	1,271 (0,0787)	1,117 (0,4982)	3,209 (<0,0001)	0,500 (0,0081)
70-79 ans	0,852 (0,3318)	0,674 (0,0554)	3,692 (<0,0001)	0,412 (0,0067)
80 ans et plus	0,578 (0,0153)	0,321 (0,0007)	1,549 (0,3228)	0,433 (0,0399)
<b>Revenu par unité de consommation</b>				
< 5e percentile	1,098 (0,5729)	1,077 (0,6943)	0,966 (0,8961)	0,874 (0,6571)
< 1er quintile	1	1	1	1
< 2e quintile	1,200 (0,1294)	0,896 (0,4377)	1,218 (0,2981)	1,249 (0,2992)
< 3e quintile	1,006 (0,9600)	0,969 (0,8276)	0,868 (0,5063)	0,941 (0,7996)
< 4e quintile	1,133 (0,3463)	0,886 (0,4392)	0,890 (0,6146)	1,256 (0,3561)
< 95e percentile	0,687 (0,0169)	0,705 (0,0528)	0,853 (0,5484)	0,710 (0,2984)
> 95e percentile	0,309 (0,0007)	0,225 (0,0016)	0,139 (0,0529)	0,639 (0,4733)
Revenu nsp	1,089 (0,4665)	0,935 (0,6204)	0,998 (0,9911)	1,114 (0,6142)
<b>Score de précarité</b>				
0 (aucune précarité)	1	1	1	1
1	1,857 (<0,0001)	2,258 (<0,0001)	2,403 (0,0041)	0,995 (0,9879)
2	3,340 (<0,0001)	3,391 (<0,0001)	4,686 (<0,0001)	1,951 (0,0199)
3	4,792 (<0,0001)	4,295 (<0,0001)	6,513 (<0,0001)	3,932 (<0,0001)
4	8,274 (<0,0001)	6,785 (<0,0001)	12,334 (<0,0001)	6,047 (<0,0001)
5	9,983 (<0,0001)	8,643 (<0,0001)	14,395 (<0,0001)	6,435 (<0,0001)
6	14,991 (<0,0001)	10,885 (<0,0001)	16,656 (<0,0001)	11,337 (<0,0001)
7 et au-delà	22,115 (<0,0001)	15,864 (<0,0001)	24,402 (<0,0001)	18,600 (<0,0001)
<b>Niveau d'études</b>				
Sans diplôme,	0,572 (<0,0001)	0,623 (<0,0001)	0,632 (0,0112)	0,811 (0,2590)
Brevet CAP, BEP	0,760 (0,0043)	0,838 (0,1164)	0,961 (0,8179)	0,664 (0,0263)
Baccalauréat	0,897 (0,3325)	1,037 (0,778)	1,165 (0,4441)	0,725 (0,1393)
Autre, nsp	0,647 (0,2540)	0,680 (0,4022)	0,805 (0,7342)	0,721 (0,6648)
Études supérieures	1	1	1	1
<b>Couverture complémentaire</b>				
CMU-C	1	1	1	1
<b>Privée</b>				
Très bonne	0,697 (0,1162)	0,451 (0,0121)	0,650 (0,2960)	1,135 (0,7784)
Bonne	1,410 (0,0218)	1,209 (0,2838)	1,147 (0,5833)	2,241 (0,0043)
Moyenne	2,384 (<0,0001)	2,576 (<0,0001)	1,589 (0,0645)	2,419 (0,0027)
Mauvaise	3,771 (<0,0001)	3,569 (<0,0001)	2,531 (0,0002)	3,372 (<0,0001)
Nsp	2,348 (<0,0001)	2,024 (<0,0001)	1,763 (0,0108)	3,014 (<0,0001)
<b>Sans couverture</b>				
Choisi	2,297 (0,0015)	2,224 (0,0072)	1,379 (0,5236)	3,416 (0,0072)
Subi	7,267 (<0,0001)	5,445 (<0,0001)	4,334 (<0,0001)	6,770 (<0,0001)
Nsp	3,134 (<0,0001)	1,699 (0,0908)	1,330 (0,5415)	6,432 (<0,0001)

Source : ESPS 2008



**Tableau 3**  
**Régression logistique expliquant la dégradation de la note d'état de santé**

Variables	Odds Ratio (p-value)
<b>Renoncement financier</b>	
Déclare avoir renoncé en année 1	1,442 (0,0005)
Déclare avoir renoncé en année 2	1,495 (<0,0001)
<b>Occupation en année 1</b>	
Actif occupé	1 (ref.)
Chômeur	0,904 ( 0,4842)
Personne au foyer	1,123 ( 0,538)
Autre inactif	0,859 ( 0,5302)
Retraité	1,166 ( 0,3782)
<b>Occupation en année 2</b>	
Actif occupé	1 (ref.)
Chômeur	1,28 ( 0,1054)
Personne au foyer	1 ( 0,999)
Autre inactif	2,347 ( 0,0005)
Retraité	0,776 ( 0,0852)
<b>Sexe</b>	
Femme	1 (ref.)
Homme	1,121 ( 0,111)
<b>Age</b>	
Moins de 30	0,209 (<0,0001)
30 - 39	0,215 (<0,0001)
40 - 49	0,28 (<0,0001)
50 - 59	0,323 (<0,0001)
60 - 69	0,431 (<0,0001)
70 - 79	0,743 ( 0,1817)
80 ans et plus	1 (ref.)
<b>Vague d'enquête</b>	
vague d'enquête 2004- 2008	1 (ref.)
vague d'enquête 2002- 2006	0,819 ( 0,0014)
<b>PCS en année 1</b>	
agriculteurs	1 (ref.)
Indépendants, professions libérales	0,81 ( 0,3389)
Cadres	0,601 ( 0,0075)
Professions intermédiaires	0,692 ( 0,0434)
Employés	0,748 ( 0,1136)
Ouvriers	0,937 ( 0,7234)
PCS nsp	0,944 ( 0,8566)
<b>Note d'état de santé en année 1</b>	
0	1 (ref.)
1 ou 2	0,054 ( 0,0001)
3	0,027 (<0,0001)
4	0,038 (<0,0001)
5	0,054 (<0,0001)
6	0,158 (<0,0001)
7	0,23 (<0,0001)
8	0,304 (<0,0001)
9	0,696 (<0,0001)
Affection longue durée	1,56 <0,0001 ()

Source : ESPS 2002, 2004, 2006, 2008.

## 6. Discussion - conclusion

Ces analyses montrent que le renoncement aux soins pour raisons financières recueilli dans une enquête en population générale permet d'identifier spécifiquement des sous-consommations de soins pour motifs financiers. Au-delà de l'aspect méthodologique, nous montrons que le renoncement aux soins pour raisons financières pointe un problème de santé publique parce qu'il touche une part importante de la population, qu'il est concentré dans certains groupes sociaux, et parce qu'au final, il affecte significativement l'état de santé général mesuré par l'état de santé subjectif. Notre étude montre que les barrières financières à l'accès aux soins ont un impact significatif sur l'état de santé de la population.

A ce titre, il peut donc être utilisé dans le cadre des études sur les inégalités sociales d'accès aux soins. De même, il permet de constater que les dispositifs tels que la CMU-C sont réellement efficaces pour lutter contre les inégalités d'accès aux soins pour raisons financières. En effet, toutes choses égales par ailleurs, les bénéficiaires de la CMU-C déclarent significativement moins de renoncement que les personnes non couvertes par une assurance complémentaire, ainsi que celles qui ne jugent pas « Très bons » les remboursements de leur assurance complémentaire. De plus, le lien de gradient très fort entre renoncement et précarité montre l'intérêt du renoncement comme dimension d'analyse de la précarité sociale elle-même.

Cette approche nous apparaît donc éclairante pour l'analyse du système de soins ambulatoires français, dans lequel les soins de ville sont dispensés contre paiement à l'acte. Dans un tel système, la régulation de la demande est traditionnellement envisagée selon des mécanismes de partage des coûts entre assureur et patient, comme le ticket modérateur. Or il a été montré que le partage des coûts est médicalement aveugle, c'est-à-dire que la contrainte financière qu'il engendre s'applique à tous les biens médicaux, essentiels ou non. De plus, dans le cas français, le processus est fortement altéré par la présence de dépassements qui ne répondent pas du tout à une logique de régulation par partage des coûts, mais encore par la présence d'un second filet assurantiel via l'assurance complémentaire, qui exonère en partie la grande majorité de la population de la charge du ticket modérateur public et détourne le faisceau de la contrainte publique sur une minorité de personnes défavorisées.

Un prolongement utile de ce travail pourrait consister en l'analyse de l'impact du renoncement sur les consommations de soins futures. Cela permettrait de compléter l'analyse en discutant la rationalité économique, pour le système de soins lui-même, des outils de rationnement des soins basés sur des barrières financières.

## Références

- Allin S., Grignon M., Le Grand J. (2010). "Subjective Unmet Need and Utilisation of Health Care Services in Canada: What Are the Equity Implications?". *Social Science and Medicine* 70, 465-472.
- Allin S., Masseria C. (2009). "Unmet Need as an Indicator of Access to Health Care in Europe", *Eurohealth*, 15(3): 7-9.
- Allonier C., Dourgnon P., Rochereau T. (2008). « L'Enquête santé protection sociale 2006, un panel pour l'analyse des politiques de santé, la santé publique et la recherche en économie de la santé », *Questions d'économie de la santé*, n° 131, avril.
- Azogui-Lévy S., Rochereau T. (2005). « Comportements de recours aux soins et santé bucco-dentaire. Exploitation de l'Enquête santé et protection sociale », *Questions d'économie de la santé*, n° 94, mai.
- Bago d'Uva T, Jones AM (2009). "Health Care Utilisation in Europe: New Evidence from the ECHP". *Journal of Health Economics*, 28: 265-279.
- Bago d'Uva T, van Doorslaer E, Lindeboom M, O'Donnell O. (2008). "Does Heterogeneity Bias the Measurement of Health Disparities". *Health Economics*, 17(3):351-375.
- Bazin F., Parizot I., Chauvin P. (2006). « Déterminants psychosociaux du renoncement aux soins pour raisons financières dans 5 zones urbaines sensibles de la région parisienne en 2001 », *Sciences Sociales et Santé*, vol. 24, n° 3, septembre pp. 11-31.
- Boisguérin B., Després C., Dourgnon P., Fantin R., Legal R. (2010). « Étudier l'accès aux soins des assurés CMU-C, une approche par le renoncement aux soins. In Allonier C., Dourgnon P., Rochereau T. « Enquête sur la santé et la protection sociale en 2008 ». Rapport Irdes, n° 1800, juin, pp. 31-40.
- Boltanski L. (1971). « Les usages sociaux du corps ». *Annales*, 1, janvier- février, pp. 205-233.
- Boulard J.-Cl. (1999). « Rapport d'information sur la loi n° 99-641 du 27 juillet 1999 portant création d'une couverture maladie universelle », éd. Assemblée nationale, Les Documents d'information de l'Assemblée nationale.
- Cambois E., Jusot F. (2011). "Contribution of Lifelong Adverse Experiences to Social Health Inequalities: Findings from a Population Survey in France", *European Journal of Public Health*, 21, 5 : 667-673.
- Couffinhal A., Dourgnon P., Masseria C., Tubeuf S., van Doorslaer E. (2004). "Income-Related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries", in "Towards High-Performing Health Systems", OECD report: 109-165.
- Després C., Dourgnon P., Fantin R., Jusot F. (2011). Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique ». Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 170, novembre.
- Després C., Dourgnon P., Fantin R., Jusot F. (2011) « Le renoncement aux soins : une approche socio-anthropologique ». Irdes, *Questions d'économie de la santé*, n° 169, novembre.
- Devaux M., Jusot F., Sermet C., Tubeuf S. (2009). « Hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé et mesure des inégalités de santé ». *Revue Française des Affaires Sociales* ; 1, pp.29-47.
- Dourgnon P., Guillaume S., Naïditch M., Ordonneau C. (2007). « Les assurés et le médecin traitant : premier bilan après la réforme », Irdes, *Questions d'économie de la santé*, n° 124, juillet.
- Dourgnon P., Naïditch M. (2010). "The Preferred Doctor Scheme: A Political Reading of a French Experiment of Gatekeeping", *Health Policy* 94 129-134.
- Etilé F. et Milcent C. (2006). "Income-Related Reporting Heterogeneity in Self-Assessed Health: Evidence from France", *Health Economics* 15, pp. 965-981.

- Fleurbay M., Schokkaert E. (2009). "Unfair Inequalities in Health and Health Care". *Journal of Health Economics*, vol. 28, n°1, pp. 73-90.
- Ford C.A., Bearman P.S., Moody J. (1999). Foregone Health Care among Adolescents. *JAMA*. Dec 15;282(23):2227-34.
- Grossman M. (2000). "The Human Capital Model", Handbook of Health Economics, in: A. J. Culyer & J. P. Newhouse (ed.), *Handbook of Health Economics*, edition 1, volume 1, chapter 7, pp. 347-408.
- Idler E. L., Benyamini Y. (1997). "Self-Rated Health and Mortality: a Review of Twenty-Seven Community Studies". *Journal of Health and Social Behaviour*, 38, pp. 21-37.
- Jusot F., Or Z., Sirven N. (2011), "Variations in Preventive Care Utilisation in Europe", *European Journal of Ageing*. DOI 10.1007/s10433-011-0201-9.
- Lardjane S., Dourgnon P. (2007). « Les comparaisons internationales d'état de santé subjectif sont-elles pertinentes ? Une évaluation par la méthode des vignettes-étalons », Insee, *Économie et Statistique*, 403-404 : 165-177.
- Mizrahi An. et Ar. (1993). « Evolution de la consommation buccodentaire et renoncement aux soins », Rapport Irdes, n° 1005, 1993.
- Litaker, D. and Love, T.E. (2005). "Health Care Resource Allocation and Individuals' Health Care Needs: Examining the Degree of Fit." *Health Policy*, 73, pp. 183-193.
- Mollborn S., Stepanikova I., Cook K. S. (2005). "Delayed Care and Unmet Needs among Health Care System Users: When Does Fiduciary Trust in Physician Matters?" *Health services research*, 40:6, part 1 December.
- OMS (2009). « Comblent le fossé en une génération : instaurer l'équité en santé en agissant sur les déterminants sociaux de la santé »: Rapport final de la Commission des déterminants sociaux de la santé.
- Or Z., Jusot F., Yilmaz E., The European Union Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health (2009). « Inégalités sociales de recours aux soins en Europe : quel rôle pour le système de soins ? », *Revue Economique*, 60, 2 : 521-543.
- Sass C., Moulin J.J., Guéguen R., Abric L., Dauphinot V., Dupré C. et al. (2006). « Le score EPICES : un score individuel de précarité. Construction du score et mesure des relations avec des données de santé, dans une population de 197 389 personnes ». *Bulletin épidémiologique hebdomadaire* ; (14) : 93-6.
- Raynaud D. (2005). « Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance maladie complémentaire », Drees, *Études et résultats*, n° 378, février.
- Reschovsky J. D., Kemper P., Tu H. T.(2000). Does Type of Health Insurance Affect Health Care Use and Assessments of Care Among the Privately Insured? *Health Services Research*, vol.35, no.1, Part II (April 2000): 219-237.
- Shmueli A. (2003). "Socio-Economic and Demographic Variation in Health and in its Measures: The Issue of Reporting Heterogeneity", *Social Science and Medicine*, 57, p 125-134.
- Van Doorslaer E., Koolman X. (2004). Explaining Income-Related Inequalities in Doctor Utilisation in Europe. *Health Economics*, 13, 7: 629-647.
- Wagstaff A., van Doorslaer E. (2000). "Equity in Health Care Finance and Delivery", in A. Culyer and J. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, Vol. 1B. Amsterdam: Elsevier (North-Holland), 1803-1862.
- Wu Z., Penning M.J. & Schimmele C.M. (2005). "Immigrant Status and Unmet Health Care Needs", *Canadian Journal of Public Health*, 96(5):369-73.

## **Annexe 1**

### **Renoncement et consommation de soins**

Le lien entre déclaration de renoncement et la mesure objective de la consommation de soin (dépense, volume) a fait l'objet d'un travail méthodologique sur données canadiennes (Allin et al., 2011) décrit dans le corps de l'article. Les données de l'enquête ESPS sont en partie appariées avec des données de consommation issues de l'Assurance maladie. Nous présentons ci-dessous quelques résultats des liens entre renoncement et consommation de soins, qui concourent à valider la pertinence de l'indicateur de renoncement pour identifier des situations dans lesquelles les individus reçoivent moins de soins que ce dont ils auraient besoin. Les gens qui déclarent renoncer consomment-ils moins de soins que les autres ? Autrement dit, le renoncement reflète-t-il des non-recours absolus (corrélation négative entre renoncement et consommation de soins), ou au contraire, intervient-il comme suite d'une séquence de soins coûteuse (corrélation positive entre renoncement et consommation) ?

Le but de cette approche est double : étudier l'apport du renoncement par rapport à la consommation de soins pour étudier les inégalités sociales de recours aux services de santé et mieux comprendre les situations de santé que les enquêtés évoquent dans le renoncement. Concernant cette deuxième question, trois hypothèses se dégagent : le renoncement est d'ordre quantitatif, qualitatif ou les deux à la fois.

Nous utiliserons des mesures objectives de consommation de soins, grâce aux données des différents fichiers d'Assurance maladie. Cela nous permet de travailler avec des données objectives, ce qui protège les résultats des biais de mémoire. De plus, avoir des données quantitatives, et non simplement binaires, nous permet de ne pas traiter tous les individus ayant consommé de la même façon. Ainsi, nous créerons deux mesures de la consommation des douze derniers mois :

- Le fait d'avoir ou non consommé un type de soins
- Le reste à charge associé à cette consommation (ticket modérateur plus dépassements)

Nous testons les corrélations entre renoncement et chacune de ces mesures à travers une simple corrélation (M1) un modèle logistique / mco (pour la dépense conditionnelle) à âge, sexe et état de santé contrôlés (M2), puis en ajoutant le statut social (M3). Les variables de statut social sont le revenu, le type d'assurance complémentaire et le niveau d'études. La zone géographique (région) a été également intégrée dans cette dernière régression pour tenir compte d'éventuels effets d'offre.

#### **Le renoncement aux soins dentaires**

Nous cherchons à étudier le lien entre renoncement et consommation de soins, à état de santé contrôlé. La modélisation du besoin de soins étant ici primordiale, nous avons supprimé de l'échantillon les personnes dont on ne connaissait pas l'état dentaire : 4 926 observations sont conservées dont 2 053 (42 %) ont reçu des soins dentaires (à partir d'une question subjective sur l'état de santé dentaire).

L'analyse univariée ne montre aucun effet du renoncement aux soins dentaires sur le fait d'être allé voir un dentiste dans les douze derniers mois ( $p=0.76$ ). Par contre, à état de santé contrôlé, les personnes ayant renoncé à des soins dentaires sont allées significativement moins chez le dentiste que les autres. A état dentaire égal, les personnes

ayant renoncé à des soins dentaires consultent ainsi moins souvent le dentiste. Ce résultat est un peu moins clair quand on ajoute des variables socio-économiques. On peut néanmoins penser que la puissance du test est en cause puisque moins de 500 individus de cet échantillon déclarent

**Tableau A1.1**  
**Impact du renoncement aux soins dentaires sur la probabilité de consulter un dentiste et sur les dépenses dentaires**

Modèle	Odds-ratios	p-value	Modèle	Coefficients	p-value
<b>Recours</b>			<b>Dépenses</b>		
M1	1,03	0,76	M1	-51€	0,31
M2	0,81	0,04	M2	-94€	0,07
M3	0,84	0,11	M3	-91 €	0,08

Sources : ESPS 2008, Epas 2007-2008

Dans l'enquête ESPS, on trouve un autre proxy de cette mesure de la consommation de soins dentaires grâce à la question : « Ces deux dernières années, êtes-vous allé chez le dentiste ? ». Toutes choses égales par ailleurs, on trouve un lien significatif (OR = 0.68 ;  $p < 0.01$ ) entre le renoncement aux soins dentaires pour raisons financières et la réponse à cette question. Comme pour le proxy précédent, les personnes déclarant avoir renoncé à des soins dentaires pour raisons financières déclarent moins souvent être allées chez le dentiste au cours des deux dernières années.

On analyse ensuite les restes à charge des 2 053 individus ayant consommé des soins dentaires au cours des douze derniers mois. A état dentaire égal, les personnes de l'échantillon ayant renoncé à des soins dentaires consomment près de 100€ de moins que les autres. Mais ce résultat n'est significatif qu'à 10 %.

### **Impact du renoncement aux soins dentaires sur le fait d'avoir eu des restes à charge élevés**

Notre seconde hypothèse, basée sur l'étude des restes à charge, présuppose que les personnes renoncent surtout aux soins dentaires très coûteux. L'absence de significativité observée plus haut pourrait alors s'expliquer par la très forte variance introduite par la disparité des restes à charge. Le problème est ici de définir un seuil pour la dépense importante. Nous avons donc défini différents paliers pour juger si un reste à charge était élevé. Ensuite, nous avons isolé les personnes ayant eu pendant les douze derniers mois un montant total de restes à charge important. Nous avons testé plusieurs seuils, allant de 50€ à 1 000€. Pour tous les niveaux de seuils, on trouve que les personnes ayant renoncé sont beaucoup moins nombreuses à avoir des restes à charge importants (*cf.* ci-dessous).

**Tableau A1.2**

**Impact du renoncement aux soins dentaires pour raisons financières sur le fait d'avoir eu à supporter un reste à charge important selon différents seuils**

Seuil	Odds-ratios	Effectif*	p-value
50 €	0,70	782	0,01
100 €	0,64	531	0,01
200 €	0,61	437	0,01
300 €	0,53	379	<0,01
500 €	0,54	292	0,01
800 €	0,42	205	<0,01
1 000 €	0,51	156	0,05

\* Effectif : nombre de personnes de l'échantillon ayant eu des restes à charge en soins dentaires supérieurs au seuil indiqué : 782 personnes ont eu des restes à charge en soins dentaires supérieurs à 50€.

Sources : ESPS 2008, Epas 2007-2008

### Le renoncement aux lunettes

On reproduit la même analyse pour le renoncement optique. Les personnes qui déclarent avoir renoncé à acheter des lunettes pour des raisons financières sont effectivement moins nombreuses à en avoir achetées durant les douze derniers mois. Nous avons ensuite cherché à savoir si celles qui déclaraient renoncer alors qu'elles avaient acheté des lunettes en achetaient des moins chères. On remarque qu'une fois les variables socio-économiques ajoutées, le renoncement aux lunettes pour raisons financières ne joue pas significativement sur la dépense conditionnelle.

**Tableau A1.3**

**Impact du renoncement aux lunettes sur la probabilité d'en acheter et sur leur prix.**

Modèle	Odds-ratios	p-value	Modèle	Coefficients	p-value
Achat			Dépenses		
M1	0,71	0,09	M1	-76€	0,12
M2	0,49	<0,01	M2	-89€	0,07
M3	0,55	<0,01	M3	0€	0,99

Sources : ESPS 2008, Epas 2007-2008

### Le renoncement aux généralistes et/ou aux spécialistes

Pour des raisons de puissance statistique, nous regroupons les renoncements pour tous les médecins. L'analyse univariée montre que les personnes déclarant renoncer à une visite chez le généraliste ou le spécialiste sont moins nombreuses à avoir vu au moins un médecin dans les douze derniers mois.

Nous prenons en compte le besoin de soins de généralistes ou de spécialistes à travers trois variables : l'état de santé déclaré, le fait d'être en affection de longue durée (ALD) et de déclarer une maladie chronique. Le résultat est accentué ( $p < 0.01$ ) et ne change pas en ajoutant des variables socio-économiques. Les personnes déclarant avoir renoncé à des visites chez le généraliste ou le spécialiste sont donc plus nombreuses à ne pas en avoir vu pendant les douze derniers mois.

En utilisant la déclaration du nombre de séances par les enquêtés au cours des douze derniers mois que ce soit en univarié ou dans le modèle complet (M3), le coefficient n'est pas significatif ( $p=0.30$ ). On voit ici l'intérêt d'utiliser des variables objectives de consommation de soins : elles ne sont pas sujettes au biais de mémoire.

Les modèles expliquant la consommation conditionnelle ne font montre d'aucune corrélation. Le renoncement au médecin est donc associé à un non-recours total au médecin au cours des douze derniers mois.

**Tableau A1.4**  
**Impact du renoncement sur le recours et les dépenses en généralistes**  
**et/ou en spécialistes**

Modèle	Odds-ratios	p-value	Modèle	Coefficients	p-value
Recours			Dépenses		
M1	0,59	0,02	M1	-4€	0,75
M2	0,49	<0,01	M2	-15€	0,24
M3	0,54	<0,01	M3	-9€	0,48

Sources : ESPS 2008, Epas 2007-2008



## **Annexe 2**

### **Estimation contrefactuelle du rôle de la CMU-C dans le renoncement aux soins**

On peut estimer le taux de renoncement pour raisons financières des bénéficiaires de la CMU-C si ce dispositif n'avait pas existé grâce à une estimation contrefactuelle. L'estimation contrefactuelle s'apparente à un processus de standardisation. L'estimation se fait alors en deux étapes. On commence par calculer les coefficients associés à chaque facteur explicatif du fait de renoncer à partir de l'échantillon des personnes ne bénéficiant pas de la CMU-C. On utilise alors tous les facteurs explicatifs, exceptée l'assurance complémentaire.

Dans un premier temps, on modélise la probabilité de renoncer au sein du sous-échantillon des personnes sans CMU-C, par les facteurs explicatifs déjà sélectionnés pour les modèles d'analyse du renoncement, à l'exception de l'assurance complémentaire. Ceci permet de ne faire aucune hypothèse sur les liens entre situation individuelle (besoin de soins, situation sociale), choix d'une complémentaire et renoncement. En particulier, on ne fait aucune hypothèse a priori sur la situation vis-à-vis de l'assurance qu'auraient les assurés CMU-C sans ladite CMU-C.

Dans un second temps, nous appliquons les coefficients calculés dans la première étape à la population des CMUistes, et en dérivons une probabilité « théorique » de renoncer pour chaque individu. La moyenne de ces estimations donne le taux de renoncement théorique des bénéficiaires de la CMU-C s'ils n'avaient pas bénéficié du dispositif.

Il faut noter que l'estimation contrefactuelle est validée par le fait que la population des CMU-Cistes n'est pas strictement sélectionnée selon le revenu ou d'autres dimensions du statut social. Une partie non négligeable des personnes sous le seuil de revenu CMU-C n'en disposent pas. La seule hypothèse de la méthode est que la population des non CMU-Cistes ne comporte pas de caractéristique inobservée qui la différencie radicalement des CMUistes et qui soit liée au niveau de consommation de soins. Autrement dit, nous faisons l'hypothèse que les CMUistes ont le même comportement de soins, à caractéristiques données, que le reste de la population. Ainsi à caractéristiques données (socio-économiques, niveau d'études, état de santé, préférences individuelles pour la santé...), un CMU-Ciste, s'il ne bénéficiait pas du dispositif, aurait, au final et toutes choses égales par ailleurs, le même comportement en termes de renoncement aux soins qu'une personne n'en bénéficiant pas.

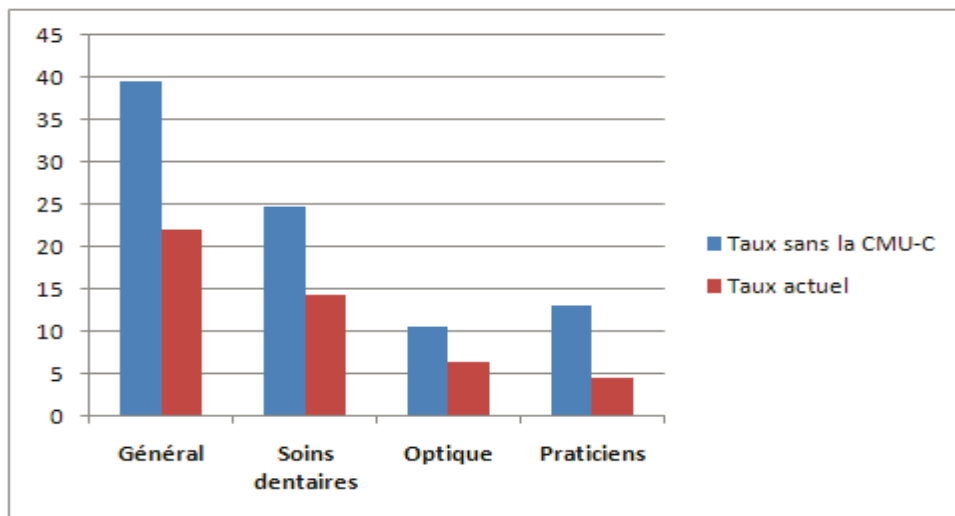
Les variables explicatives du modèle sont choisies de façon à expliquer le mieux possible la probabilité de renoncer et donc éviter un biais lié à une caractéristique non observée. Nous incluons âge, sexe, zone géographique (*zeat*), état de santé, niveau de revenu par unité de consommation, éducation, score de précarité, origine sociale (le fait que le père de la personne interrogée soit ou ait été chef d'entreprise, pour lequel nous avons observé un impact négatif significatif sur le niveau de renoncement) et enfin une variable proxy de l'aversion au risque issue d'une échelle analogique introduite dans le questionnaire. (« En matière d'attitude à l'égard du risque, placez-vous sur une échelle de 0 à 10 » cette question est issue des travaux de Masson, Arrondel et Verger (2004)<sup>1</sup>). Cette dernière variable a pour but de prendre en compte les éventuelles différences de préférence pour le risque qui pourraient différencier parmi les personnes éligibles à la CMU-C celles qui y adhèrent et les autres, et fausser les résultats de l'estimation contrefactuelle.

---

<sup>1</sup> Arrondel L., Masson A., Verger D. (2004). « Les comportements de l'épargnant à l'égard du risque et du temps », Insee, *Economie et Statistique*, n° 374-375, pp. 9-19.

Les résultats de l'estimation contrefactuelle sont les suivants. Sans la CMU, 39,6 % des CMUistes renonceraient à des soins. Ils ne sont que 22,1 % dans l'échantillon (cf. graphique ci-dessous). De même, sans la CMU-C, 10,6 % des CMUistes renonceraient à des lunettes, alors qu'ils ne sont que 6,3 %. Pour ce qui concerne les soins dentaires, sans la CMU-C, 24,8 % des CMUistes renonceraient. Ils ne sont que 14,3 %. L'écart relatif le plus important concerne les praticiens, pour lesquels 13,0 % renonceraient alors qu'ils ne sont que 4,4 % en réalité.

**Graphique A2**  
**Evaluation du taux de renoncement pour raisons financières des CMUistes**  
**s'ils ne bénéficiaient pas de la CMU-C**



Sources : ESPS 2008, Epas 2007-2008.

### **Annexe 3**

## **Report de soins et renoncement définitif**

La notion de renoncement incorpore un horizon temporel ambigu. Les personnes qui déclarent renoncer évoquent-elles seulement des renoncements qu'elles considèrent définitifs ? Les reports de soins concernent-ils les mêmes soins et les mêmes populations que le renoncement définitif ?

Nous disposons d'une information associée à chaque déclaration de renoncement (« Avez-vous renoncé définitivement à ce soin ou l'avez-vous reporté dans le temps ? »).

Dans trois déclarations de renoncement sur quatre, c'est un report qui est déclaré plutôt qu'un renoncement définitif. Neuf renoncements sur dix en optique sont des reports, pour sept sur dix en dentaire et pour le spécialiste, et six sur dix pour les séances de généraliste.

Nous mesurons à travers un modèle logistique le rôle de chacun des déterminants du renoncement, déjà étudiés par ailleurs, sur la probabilité de reporter un soin par rapport à renoncer définitivement (c'est-à-dire parmi les personnes qui déclarent renoncer à au moins un soin). Plus précisément, on sépare les 1 285 personnes ayant renoncé définitivement à au moins un soin (29 %) de celles qui les ont tous reportés dans le temps (71 %) en 2008<sup>1</sup>.

Les résultats de cette modélisation sont les suivants (cf. tableau ci-dessous) :

#### **Age et état de santé**

Les personnes âgées déclarent beaucoup plus souvent que les autres renoncer définitivement que reporter. Les personnes les plus malades (maladies chroniques, état de santé général déclaré mauvais ou très mauvais) renoncent plus souvent de façon définitive que les autres.

#### **Statut économique et social, situation financière**

Que l'on prenne le score de précarité ou le quintile de revenu, le résultat est le même : les personnes les plus pauvres en termes de revenu par unité de consommation ou de score de précarité renoncent plus souvent définitivement que les autres. De même, les actifs ont davantage tendance à reporter qu'à renoncer définitivement que les chômeurs, les retraités et surtout les autres inactifs. En termes d'assurance complémentaire, de niveau d'études, de sexe, de localisation géographique, de type de ménage, on ne trouve pas de différence significative du type de renoncement.

Au total, si les mêmes facteurs jouent sur le renoncement définitif et le renoncement temporaire, ce dernier est davantage associé à des situations plus dégradées tant du point de vue de l'état de santé que de la situation sociale.

---

<sup>1</sup> Les résultats se révèlent identiques pour l'année 2006.

**Tableau A3.1**  
**Probabilité de préférer reporter des soins plutôt que de renoncer**  
**définitivement, significatif à 5 % en gras, à 1 % en gras souligné**

Variabes	Odds-ratio	Variabes	Odds-ratio
<b>Sexe</b>		<b>Etat de santé</b>	
Homme	1.05	<b>Général</b>	
Femme	1	Déclaré	
<b>Age</b>		Moyen, bon ou très bon	1
< 30 ans	1	Mauvais ou très mauvais	<b>0.58</b>
30-69 ans	0.74	Maladie chronique déclarée	
70 ans et +	<b>0.36</b>	Oui	<b>0.59</b>
		Non	1
<b>Situation financière, professionnelle</b>		<b>ALD</b>	
Revenu		Oui	0.87
Bas (quintile 1 ou 2)	<b>0.70</b>	Non	1
Moyen ou haut (quintile 3, 4 et 5)	1	<b>Dentaire</b>	
<b>Précarité</b>		Bon, très bon	1
Forte (>5)	<b>0.58</b>	Moyen, mauvais ou très mauvais	<b>1.65</b>
Faible ou inexistante	1	<b>Vision</b>	
<b>Occupation</b>		Bonne	1
Actif	1	Mauvaise	<b>1.62</b>
Retraité	0.74		
Chômeur	0.77		
Autres inactifs	<b>0.38</b>		

Sources : ESPS 2008, Epas 2007-2008.

## **Annexe 4**

### **Différences régionales de prix des soins et renoncement**

Dans cette analyse complémentaire, nous mesurons l'effet de variations dans le prix des soins – du point de vue de l'assuré – sur la probabilité de déclarer renoncer, dans le cas des soins dentaires.

Dans une première étape, nous mettons en évidence des effets géographiques dans les modèles de renoncement, puis nous expliquons en quoi les différences de prix moyen des soins peuvent expliquer ces différences régionales, dans une approche de type multiniveau.

Pour gagner en puissance et obtenir des effets départementaux significatifs, nous regroupons les années d'enquête 2006 et 2008 ce qui permet d'obtenir un échantillon de travail de 16 344 observations.

Le modèle explicatif retenu comprend les variables suivantes, disponibles sur les deux années d'enquête :

- Age, sexe
- Revenu, précarité (4 variables<sup>1</sup>)
- Assurance complémentaire : privée, CMU-C, pas de complémentaire
- Niveau d'études, connaissance de la CMU, langue maternelle
- Catégorie socioprofessionnelle
- Etat de santé dentaire (pour le renoncement dentaire), santé mentale
- Géographie : région, département, taille d'unité urbaine
- Indicatrice de l'année d'enquête
- Niveau de prix départemental des soins, calculé sur plusieurs types de soins, à partir des consommations observées dans l'échantillon permanent d'assurés sociaux (70 000 consommateurs). Dans l'analyse empirique qui suit, nous nous concentrons sur un soin dentaire en particulier, les inlays-core, pour lequel des différences sont effectivement observées entre département, différences qui ne reflètent pas de différences d'intensité de traitement (*cf.* ci-dessous).

La question sur l'état de santé dentaire n'avait, entre 2006 et 2008, pas le même nombre de modalités de réponses : 4 en 2006 contre 5 en 2008. Nous avons donc choisi de garder

---

<sup>1</sup> Les sept dimensions retenues pour l'analyse des données 2008 ne sont pas toutes posées en 2006. On retient donc les questions suivantes, présentes pour les deux années :

Vous est-il déjà arrivé, au cours de votre vie, d'avoir des difficultés à payer votre loyer, vos charges,... ?

Vous est-il déjà arrivé, au cours de votre vie, de devoir être hébergé chez des proches, par une association, dans un foyer d'hébergement,... ?

Vous est-il déjà arrivé, au cours de votre vie, de souffrir durablement d'isolement à la suite d'événements subits par vous ou vos proches ?

Vous est-il déjà arrivé de connaître des périodes d'inactivité professionnelle d'au moins six mois ?

les deux variables dans le modèle, en ajoutant une variable année d'enquête. Cela revient à associer à l'indicatrice d'année d'enquête la variable d'état de santé dans un effet croisé.

### **Mise en évidence des différences géographiques pour le renoncement dentaire**

Il existe des différences régionales significatives de renoncement pour raisons financières ( $p < 0.01$ ). De plus, les personnes vivant dans les grandes unités urbaines renoncent plus que les autres. En séparant les principaux types de renoncement (dentaire, optique, visites chez le praticien), seuls les soins dentaires présentent ces différences géographiques. On centre la suite de l'analyse sur ces derniers.

### **Explication des différences géographiques de renoncement aux soins dentaires**

Pour expliquer les différences géographiques de renoncement, nous optons pour une approche multiniveaux. En introduisant le département dans la régression, nous obtenons près de cent coefficients associés à ces départements, coefficients que nous expliquons par des variables de niveau départemental dans un second modèle. Le niveau départemental apparaît adéquat pour traiter des effets de contexte liés à l'offre de soins. Ces variables concernent la situation socio-économique, sanitaire et l'offre de soins du département :

- Le PIB, niveau emploi, Taux de pauvreté (Sources : Insee, Eco-Santé)
- La densité de dentistes par habitant (Source : Eco-Santé)
- Etat de santé de la population : espérance de vie des hommes et des femmes (source : Eco-Santé)
- Le prix des soins dentaires (source Epas)

### **Calcul du prix des soins dentaires dans le département**

Nous approchons le prix des soins dentaires dans chaque département à partir des données de l'Epas complet de 2003 à 2008. Ceci ne nous permet pas d'approcher la moyenne des prix pratiqués par les professionnels de santé d'un département mais bien les prix auxquels sont confrontés les patients qui consomment effectivement, sur toute la période observée. En utilisant cet indicateur, on fait l'hypothèse d'une corrélation entre l'indicateur et la moyenne des coûts départementale, mais aussi d'une forme d'homogénéité des coûts supportés (et donc des tarifs pratiqués) au sein d'un département, enfin d'une constance des différences entre départements au cours du temps. Ces hypothèses apparaissent très réalistes et seront validées par le fait que l'indicateur ait un effet significatif sur le renoncement, c'est-à-dire que les effets géographiques soient médiés par les niveaux locaux des prix des spécialités médicales. Nous choisissons de distinguer les actes liés aux couronnes dentaires, les *inlay-cores* et les appareils dentaires à partir des montants remboursés par la Sécurité sociale. Le choix du proxy du prix des soins dentaires doit :

- Etre assez fréquent pour que l'on puisse avoir un nombre suffisant d'observations, même au niveau départemental
- Etre le prix d'un soin bien défini
- Varier suffisamment entre les départements

Nous avons choisi de privilégier l'étude des prix des prothèses dentaires plutôt que des soins conservateurs pour deux raisons : étant les soins les plus chers, ce sont prothèses dentaires qui regroupent la majorité des renoncements déclarés dans ESPS. De plus, les prix des soins dentaires conservateurs sont plus régulés.

Les *inlay-cores* classiques (sans clavette) apparaissent à tous ces titres les plus pertinents pour être utilisés pour l'analyse. En effet, le remboursement des couronnes est le même quelle que soit la matière utilisée (céramo-métallique, métal précieux, semi-précieux, nickel chrome), ce qui ne nous permet pas de les séparer. Or, nous n'avons aucun autre moyen de connaître cette information. Il pourrait ainsi être argué que les différences départementales observées sont en partie dues à la volonté des patients d'avoir des couronnes plus esthétiques. On utilisera néanmoins les prix des couronnes pour vérifier que les deux proxys donnent les mêmes résultats pour valider le choix de l'outil et de plus pour lever l'hypothèse de corrélation des prix des différentes spécialités (en ne retenant qu'une spécialité, on suppose que ses variations reflètent les variations des autres spécialités).

#### Un premier modèle explicatif du coût des *inlay-cores*

En moyenne sur la période 2003-2008, un *inlay-core* coûte 180€, pour un tarif de convention de 107,50€.

Afin de produire des estimations des différences de coût corrigées des effets d'âge et du sexe et de l'année (rappelons que nous regroupons trois années de consommations de soins), nous estimons un modèle explicatif du coût par *inlay-core* en fonction du département, de l'année de l'intervention<sup>2</sup>, du sexe et de l'âge du patient. Les coefficients de chaque département permettent d'obtenir les différences de coût entre département, à âge et sexe de la population constants. Le modèle nous montre tout d'abord que le coût des *inlay-cores* ne dépend pas du sexe du patient, et très peu de son âge. On peut aussi observer une augmentation nette et constante des coûts tout au long de la période : +22€ par acte entre 2003 et 2008. Toutes choses égales par ailleurs, on observe des écarts significatifs de plus de 90€ entre les départements où les coûts sont les plus élevés (Yvelines, Paris) et ceux où les prix sont les plus faibles (Yonne, Aveyron, Haute-Loire). Le nombre d'observations pour chaque département étant assez important, les écarts sont le plus souvent significatifs. La variable département est d'ailleurs globalement très significative dans notre modèle ( $p < 0,001$ ).

#### Résultats du modèle multiniveau

En régressant les coefficients obtenus sur les variables départementales dans le modèle explicatif du renoncement pour raisons financières, on va pouvoir évaluer l'impact de chacune des caractéristiques du département sur le taux de renoncement de sa population. Dans notre modèle de renoncement, nous conservons les variables significatives au seuil de 5 % (sélection *backward*).

---

<sup>2</sup> Pour pouvoir prendre en compte le fait que certaines personnes ont eu plusieurs interventions réparties sur plusieurs années, nous avons introduit une variable par année représentant la part du total des interventions de l'individu ayant eu lieu cette année-là. Par exemple, si un individu a eu une intervention en 2003 et deux en 2006, la variable de 2003 aura pour valeur 1/3, celle de 2006 2/3 et celles des autres années 0.

**Tableau A4.1**  
**Résultats du modèle explicatif des différences départementales**  
**de renoncement aux soins pour raisons financières**

Variables départementales	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient	Coefficient
	<i>p-value</i>	<i>p-value</i>	<i>p-value</i>	<i>p-value</i>	<i>p-value</i>	<i>p-value</i>
Coût des <i>inlay-cores</i>	<b>6,52</b>	<b>6,48</b>	<b>6,70</b>	<b>6,00</b>	<b>5,38</b>	<b>4,24</b>
	0,02	0,02	<0,01	<0,01	<0,01	0,01
Espérance de vie (des femmes)	<b>1,36</b>	<b>1,37</b>	<b>1,39</b>	<b>1,47</b>	<b>1,56</b>	<b>1,36</b>
	0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01	<0,01
Médiane du niveau de vie	6,45	8,80	-	-	-	-
	0,93	0,89	-	-	-	-
Part de la population >75 ans	1,70	1,71	1,67	-	-	-
	0,58	0,57	0,58	-	-	-
Part de la population CMU	-2,47	-2,84	-2,39	-3,36	-	-
	0,47	0,46	0,47	0,23	-	-
Taux de pauvreté	3,67	3,74	3,52	<b>4,34</b>	2,65	-
	0,26	0,21	0,16	0,04	0,08	-
Densité de dentistes	1,95	-	-	-	-	-
	0,95	-	-	-	-	-

Sources : ESPS 2008, Epas 2007-2008.

Seules deux variables ressortent significativement du modèle : l'espérance de vie de la population et le coût des soins. En effet, le renoncement augmente à la fois avec l'espérance de vie de la population et avec l'augmentation du prix des soins. Nous arrivons ainsi à démontrer qu'une partie des différences de renoncement aux soins dentaires pour raisons financières est due aux différences de coûts.

On retrouve les mêmes résultats si au lieu d'utiliser l'inlay-core comme proxy du prix des soins, on utilise le coût des couronnes dentaires. Par contre, si on rentre le prix de soins autres que dentaires, comme le prix des soins optiques (montures ou verres), la variable ne ressort pas du tout. Cela vient confirmer que ce sont bien les différences départementales de coût des soins dentaires qui jouent et non le coût de la vie en général.





Achévé d'imprimer le 10 avril 2012 par :  
Top Chromo  
114, avenue Louis Roche  
92230 Gennevilliers  
Dépôt légal : avril 2012

# Documents de travail de l'Irdes

- **Cross-Country Performance in Social Integration of Older Migrants. A European Perspective** / Berchet C., Sirven N. Document de travail Irdes n° 46, mars 2012.
- **Employed and Happy despite Weak Health? Labour Market Participation and Job Quality of Older Workers with Disabilities** / Pollak C. Document de travail Irdes n° 45, mars 2012.
- **Estimation du surcoût des événements indésirables associés aux soins à l'hôpital en France** / Nestrigue C., Or Z. Document de travail Irdes n° 44, février 2012.
- **Déterminants de l'écart de prix entre médicaments similaires et le premier entrant d'une classe thérapeutique** / Sorasith C. (Irdes), Pichetti S. (Irdes), Cartier T. (Université Paris Diderot, Sorbonne Paris Cité, Irdes), Célant N. (Irdes), Bergua L. (CHU de Rouen), Sermet C. (Irdes) Document de travail Irdes n° 43, Février 2012.
- **Durée d'arrêt de travail, salaire et Assurance maladie** : application microéconométrique à partir de la base Hygie/ Ben Halima M.A., Debrand T. (Irdes) Document de travail Irdes n° 42, septembre 2011.
- **L'influence des conditions de travail sur les dépenses de santé** / Debrand T. Document de travail Irdes n° 41, mars 2011.
- **Social Capital and Health of Olders Europeans From Reverse Causality to Health Inequalities**/ Sirven N., Debrand T. Document de travail Irdes n° 40, février 2011.
- **Arrêt maladie: comprendre les disparités départementales**/ Ben Halima M.A., Debrand T., Regaert C. Document de travail Irdes n° 39, février 2011.
- **Disability and Social Security Reforms: The French Case**/ Behaghel L., Blanchet D., Debrand T., Roger M. Document de travail Irdes n° 38, février 2011.
- **Disparities in Regular Health Care Utilisation in Europe**/ Sirven N., Or Z. Document de travail Irdes n° 37, décembre 2010.
- **Le recours à l'Aide complémentaire santé** : les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille/ Guthmuller S., Jusot F., Wittwer J., Després C. Document de travail Irdes n° 36, décembre 2010.
- **Subscribing to Supplemental Health Insurance in France: A Dynamic Analysis of Adverse Selection**/ Franc C., Perronnin M., Pierre A. Document de travail Irdes n° 35, décembre 2010.
- **Out-of-Pocket Maximum Rules under a Compulsory Health Care Insurance Scheme: A Choice between Equality and Equity**/ Debrand T., Sorasith C. Document de travail Irdes n° 34, novembre 2010.
- **Effort or Circumstances: Does the Correlation Matter for Inequality of Opportunity in Health?**/ Jusot F., Tubeuf S., Trannoy A. Document de travail Irdes n° 33, juillet 2010.
- **Bouclier sanitaire** : choisir entre égalité et équité ? Une analyse à partir du modèle ARAMMIS/ Debrand T., Sorasith C. Document de travail Irdes n° 32, juin 2010.
- **Monitoring Health Inequalities in France: A Short Tool for Routine Health Survey to Account for LifeLong Adverse Experiences**/ Cambois E. (Ined), Jusot F. (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos, Ined, Irdes) Document de travail Irdes n° 30, mars 2010.
- **Effect of a French Experiment of Team Work between General Practitioners and Nurses on Efficacy and Cost of Type 2 Diabetes Patients Care**/ Mousquès J. (Irdes, Prospere), Bourgueil Y. (Irdes, Prospere), Le Fur P. (Irdes, Prospere), Yilmaz E. (Drees) Document de travail Irdes n° 29, January 2010.
- **What are the Motivations of Pathways to Retirement in Europe: Individual, Familial, Professional Situation or Social Protection Systems?**/ Debrand T. (Irdes), Sirven N. (Irdes) Document de travail Irdes n° 28, octobre 2009.

## Autres publications de l'Irdes

### Rapports

- **L'enquête SHARE : bilan et perspectives**. Actes du séminaire organisé par l'Irdes à Paris au ministère de la Recherche le 17 mai 2011 Rapport Irdes n° 1848. 54 pages. Prix : 15 €.
- **Les distances d'accès aux soins en France métropolitaine au 1er janvier 2007** : Annexes méthodologiques / Coldefy M., Com-Ruelle L., Lucas-Gabrielli V., Marcoux L. Rapport Irdes, Juin 2011, 135 pages. Prix : 30 €.
- **Les distances d'accès aux soins en France métropolitaine au 1er janvier 2007 en France en 2006** : prévalence, contrôle et déterminants/ Coldefy M., Com-Ruelle L., Lucas-Gabrielli V., Marcoux L. Rapport Irdes, Juin 2011, 121 pages. Prix : 40 €.

### Questions d'économie de la santé

- **L'Accessibilité potentielle localisée (APL)** : une nouvelle mesure de l'accessibilité aux médecins généralistes libéraux/ Barlet M., Coldefy M., Collin C., Lucas-Gabrielli V. *Questions d'économie de la santé*, Irdes n° 174, mars 2012.
- **Les bénéficiaires de la CMU-C déclarent plus de pathologies que le reste de la population. Résultats des enquêtes ESPS 2006-2008**/ Allonier C., Boisguérin B., Le Fur P. *Questions d'économie de la santé*, Irdes n° 173, février 2012.
- **État de santé et recours aux soins des immigrés : une synthèse des travaux français**/ Berchet C., Jusot F. *Questions d'économie de la santé*, Irdes n° 172, janvier 2012.

## **Payer peut nuire à votre santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé**

Paul Dourgnon (Irdes, LEDa-Legos-Université Paris-Dauphine),  
Florence Jusot (LEDa-Legos-Université Paris-Dauphine, Irdes), Romain Fantin (Irdes)

Cet article propose d'analyser des déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières, puis d'étudier ses conséquences sur l'évolution de l'état de santé quatre ans plus tard à partir des données de l'Enquête santé protection sociale (ESPS). L'analyse des déterminants du renoncement montre le rôle important joué par l'accès à une couverture complémentaire, au côté de celui de la situation sociale présente, passée et anticipée. L'analyse montre ensuite que les difficultés d'accès aux soins contribuent aux inégalités de santé.

## **Paying for Health Services Can Be Dangerous for your Health. A Study of Self-Assessed Unmet Needs (SUN) for Financial Reasons**

Paul Dourgnon (Irdes, LEDa-Legos-Université Paris-Dauphine),  
Florence Jusot (LEDa-Legos-Université Paris-Dauphine, Irdes), Romain Fantin (Irdes)

In this paper, we analyse self-assessed unmet needs (SUN) for financial reasons and then study their consequences on health status four years later using ESPS data, a French general population survey on health, health care and insurance. Financial hurdles in accessing care as assessed by SUN are principally explained by lack of complementary health insurance coverage and life course episodes, in particular past and present socio-economic conditions and perspectives. The analysis also shows that difficulties in accessing care contribute to health inequalities.