



HAL
open science

Payer nuit gravement à la santé: une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé

Paul Dourgnon, Florence Jusot, Romain Fantin

► **To cite this version:**

Paul Dourgnon, Florence Jusot, Romain Fantin. Payer nuit gravement à la santé: une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé. *Economie publique: Etudes et recherches = Public economics*, 2012, 28-29, pp.123-147. hal-01593811

HAL Id: hal-01593811

<https://hal.science/hal-01593811>

Submitted on 8 Nov 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

public economics
économie publique

Revue de l'**Institut d'Économie Publique**

Deux numéros par an

n° 28-29 – 2012/1-2

idep

Payer nuit gravement à la santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé

Paul Dourgnon *

Florence Jusot **

Romain Fantin ***

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. 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 le renoncement aux soins a un effet causal sur la dégradation de l'état de santé ultérieur. Elle suggère ainsi que les difficultés d'accès aux soins contribuent aux inégalités de santé.

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

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

***. Irdes.

Correspondance : dourgnon@irdes.fr

Cette recherche a bénéficié du soutien financier de la 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, placée sous l'égide de la Fondation du risque (FDR) en partenariat avec PSL, Université Paris-Dauphine, l'Ensaie et la MGEN 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 Conference* » de l'*International Society for Equity in Health*, Cartagena, Columbia, septembre 2011 et enfin Caroline Berchet qui a discuté l'article lors des 33^e journées des économistes français de la santé 2011.

Summary

This article focusses on self-assessed unmet needs for financial reasons. We study its social and economic determinants and its consequences on future health status, from a longitudinal dataset: the French Health, Health care and Insurance Survey (Enquête Santé Protection Sociale). We first show that living standards, access to complementary health insurance and life course factors (past, current and anticipated socioeconomic status) have an impact on self-assessed unmet needs. We then show that self-assessed unmet needs have a detrimental causal effect on future health status, suggesting that financial barriers in access to health care contribute to social health inequalities.

Mots-clés : Renoncement aux soins, inégalités de santé, accès financier aux soins.

Keywords: Self-Assessed Unmet Needs, Social health inequalities, Financial Access to Healthcare Services.

J.E.L. : C33, I14, I13

1. Introduction

La Commission des Déterminants Sociaux de l'OMS dans son rapport 2009 (OMS, 2009) rappelle 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 al.*, 2004 ; Raynaud, 2005 ; Bago d'Uva *et al.*, 2009 ; Or *et al.*, 2009 ; Jusot *et al.*, 2012a ; Devaux, de Looper, 2012).

Trois 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 élevé¹. Enfin, des barrières liées à l'accessibilité géographique s'ajoutent aux barrières financières, les personnes les plus défavorisées vivant plus fréquemment dans des zones où les densités médicales sont les plus faibles.

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, Mizrahi, 1993a ; 1993b). 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 a donné lieu à la création d'un indicateur qui 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 couverture maladie universelle complémentaire. Le concept de renoncement a également été utilisé dans une approche modélisée, comme élément d'évaluation du dispositif du médecin traitant (Dourgnon *et al.*, 2007, 2010). Par ailleurs, trois études ont comparé le renoncement aux soins en Europe à partir des données de l'enquête *Survey on Health Aging and Retirement in Europe 2004* et du *Survey of Income and Living Conditions 2004*, et leurs résultats convergent pour montrer que la France occupe une position moyenne (Koolman, 2007 ; Mielck *et al.*, 2009 ; Allin, Masseria, 2009). En 2008, 16,5 % des Français déclaraient avoir renoncé à des soins pour raisons financières au cours de l'année. Ces renoncements concernent principalement les soins dentaires (11 %), l'achat de lunettes (4 %) et les visites chez le généraliste ou le spécialiste (3 %) (Boisguérin *et al.*, 2010). Au-delà de

1. En France, 25 % des médecins, dont 40 % des médecins spécialistes, sont inscrits en secteur 2. Ces derniers peuvent pratiquer des dépassements d'honoraire, 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.

ces quelques chiffres, très peu d'études ont étudié les barrières financières 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 final aux soins 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, Masseria, 2009 ; Mielck *et al.*, 2009). Une étude menée au Canada s'est par ailleurs intéressée aux liens existants 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, Rochereau, 2005), mais aucune étude n'a montré l'impact que cela avait sur l'évolution de l'état de santé général.

Cet article propose de compléter cette littérature en étudiant les déterminants individuels² 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 facteurs associés à 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 au travers de la possession d'une couverture complémentaire. L'utilisation de données longitudinales 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, dans une approche de type « Granger ».

2. Cadre d'analyse : le renoncement déclaré comme outil d'analyse 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

2. Pour une analyse multinationale de l'effet des caractéristiques départementales de l'offre de soins sur le renoncement aux soins dentaires voir Dourgnon *et al.* (2012).

financières ? ». Cet indicateur est rarement utilisé dans les analyses de l'accès aux services de santé. Pour évaluer les inégalités sociales d'accès aux soins, celles-ci s'appuient le plus souvent les données de consommation de soins issues des données de remboursement des caisses d'assurance maladie ou déclarées dans le cadre d'enquête en population. Dans la suite du texte ces mesures du recours basées sur la consommation observée seront qualifiées de mesures « objectives » du recours, même lorsque celles-ci sont issues d'enquêtes déclaratives, dans la mesure où l'objectif poursuivi est d'avoir une mesure exacte du niveau de recours des individus. Nous montrons ci-dessous en quoi le concept de renoncement peut adresser 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.

Pourquoi approcher la question de l'équité d'accès aux soins au travers le renoncement aux soins alors que l'essentiel des travaux existants centrent l'analyse sur une mesure objective de la consommation de soins ? L'équité d'accès aux soins est ici définie par le respect du principe d'équité horizontale, qui exige un traitement égal à besoin égal, et qui est aujourd'hui largement accepté pour juger de l'équité des systèmes de soins (Wagstaff, van Doorslaer, 2000 ; Fleurbaey, Schokkaert, 2009 ; Fleurbaey, Schokkaert, 2011). L'analyse des inégalités d'accès aux soins à partir de mesures objectives de la consommation de soins, telles que la dépense ou le volume de soins consommé, requiert donc de mesurer les inégalités de consommation de soins ajustées par le besoin de soins des individus (voir, par exemple, Wagstaff, van Doorslaer, 2000 ; Van Doorslaer *et al.*, 2004 ; Couffinhal *et al.*, 2004). Cette approche pose alors la question de l'identification des besoins de soins. Ces derniers sont approximés dans ces études par l'état de santé des individus, leur âge et leur sexe, mais 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 de besoin de soins 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 donc en lui-même d'identifier directement un problème d'iniquité 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. Plusieurs travaux ont montré que l'évaluation de la santé subjective variait entre les groupes sociaux (par exemple, Shmueli, 2003 ; Etilé, Milcent, 2006 ; Larjane, Dourgnon, 2007 ; Bago d'Uva *et al.*, 2008 ; Devaux *et al.*, 2009), ce qui peut refléter des différences dans les préférences et le rapport au corps, ainsi que dans les attentes vis-à-vis du système de soins (Boltanski, 1971 ; Fainzang 2001). Les différences de consommation de soins peuvent alors refléter des préférences pour la santé différentes pour un même besoin de soins qui aurait été évalué selon une norme médicale. Ces différences dans les préférences peuvent être source d'un biais dans l'estimation de l'influence du statut social sur la consommation de soins, le fait qu'être plus pauvre et sous-consommer des soins (c'est-à-dire moins consommer que les riches à état de santé identique), pouvant être tous deux le produit d'une caractéristique inobservée, telle que le rapport au corps ou les préférences temporelles.

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... L'étude des consommations de soins ne permet pas d'identifier chacune des questions liées à l'accès de façon séparée, ce qu'au contraire le renoncement aux soins pour raisons financières semble devoir rendre possible.

Enfin, les statistiques sur l'utilisation des services de santé (taux de consommateurs, dépense, nombre de recours) permettent d'identifier des différences de recours moyen entre groupes sociaux après la prise en compte des différences d'état de santé selon les groupes. Ces analyses permettent de mesurer les inégalités de consommation de soins en terme relatif (rapport d'un groupe à un autre, rapport à la moyenne de la population) ou en terme absolu (écart absolu d'un groupe à un autre, écart absolu à la moyenne de la population), mais ne permettent pas d'interpréter ces différences au regard d'une norme médicale, qui peut être retenu comme une mesure objective du besoin de soins. On peut ainsi identifier qui consomme plus que la moyenne, qui consomme moins, mais pas qui consomme trop, ou pas suffisamment.

Le concept de besoin de soins non satisfait, mesuré par la déclaration d'un renoncement pour raisons financières, apporte donc 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 donc 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, 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 socioéconomique 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 le renoncement financier et le renoncement inhérent à la disponibilité géographique de l'offre est lié, à état de santé et statut social donnés, à une moindre probabilité de recours au généraliste, 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 sur les données françaises de l'enquête Santé Protection Sociale 2008 a par ailleurs permis de retrouver cette corrélation négative entre renoncement financier et recours aux services de santé, ainsi que les corrélations attendues entre renoncement, âge, sexe, niveau d'éducation et état de santé (Dourgnon *et al.*, 2012).

Enfin, une étude qualitative a été menée en amont de notre recherche, qui confirme la pertinence du recueil du renoncement financier dans les enquêtes en population générale (Després *et al.*, 2011). L'étude montre que le renoncement aux soins, s'il peut intervenir à divers moments d'une trajectoire de santé (renoncement initial, report d'un soin programmé, renoncement définitif...) et peut se combiner

à des motifs non financiers, fait bien référence, dans les catégories de population atteintes par les enquêtes en population générale, aux situations que le chercheur souhaite étudier, dans lesquelles l'individu fait face à un ensemble de contraintes, le plus souvent budgétaires, qui ne lui permettent pas d'accéder aux soins désirés.

3. Données et méthodes

3.1. L'enquête ESPS

Cette étude s'appuie sur les données de la vague 2002, 2004, 2006 et 2008 de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) qui est 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'EPAS, un échantillon représentatif des assurés sociaux des trois principaux régimes d'Assurance Maladie (CNAMTS, RSI et 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 4 ans d'intervalle les personnes étant restées dans l'EPAS et ayant pu être suivies. Ainsi les mêmes individus sont présents dans les échantillons en 2002 et 2006 d'une part, 2004 et 2008 d'autre part, moyennant le rafraîchissement et l'attrition des échantillons. L'enquête combine interviews 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. Celui-ci prend 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*. Trois types de renoncement particuliers ont été retenus pour cette analyse : le renoncement aux soins dentaires, le renoncement à des soins d'optique et le renoncement à des séances de médecins généralistes ou spécialistes.

Par ailleurs, l'ensemble des enquêtés renseigne son état de santé au travers d'un auto-questionnaire. Les questions sur l'état de santé ont beaucoup évolué entre les vagues de l'enquête, ce qui rend délicate l'analyse de l'évolution de l'état de santé entre les vagues. Toutefois, la note d'état de santé perçu a été régulièrement recueillie depuis 1992. Celle-ci est obtenue 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 disponible à chaque vague est apportée par le bénéficiaire d'une exonération du ticket modérateur en raison d'une affection de longue durée.

Cette enquête offre ainsi l'opportunité de comprendre le rôle de l'accès financier aux services de santé dans la formation des inégalités de santé, c'est-à-dire d'étudier en quoi une sous-consommation de soins pour motif économique peut dégrader l'état de santé des catégories de population les plus pauvres. Notre stratégie analytique est composée de deux étapes. Nous explorons dans une première étape les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières à travers les données de l'enquête 2008, car cette vague d'enquête contient des indications particulièrement précises sur l'assurance complémentaire et la situation financière des enquêtés. Une seule personne par ménage étant interrogée pour le renoncement, notre échantillon de travail comporte 8 252 observations (Tableau 1). La deuxième étape vise à étudier l'impact du renoncement pour raisons financières sur l'évolution de l'état de santé. Nous mobiliserons alors les bases des enquêtes ESPS 2002, 2004, 2006, 2008 afin de suivre les individus ayant participé deux fois à l'enquête à 4 ans l'intervalle. Notre deuxième échantillon comporte 4 970 observations : 2 319 sont issues des enquêtes 2002-2006 et 2 651 des enquêtes 2004-2008 (Tableau 2).

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

Caractéristiques en 2008	Effectif	%	Taux de renoncement aux soins en général en %
Renoncement à tous types de soins	1307	15,84	
Renoncement aux soins dentaires	821	9,95	
Renoncement aux soins d'optique	351	4,25	
Renoncement à des soins médicaux	287	3,48	
<i>Sexe</i>			
Homme	3599	43,61	12,36
Femme	4653	56,39	18,53
<i>Âge</i>			
< 30 ans	1051	12,74	14,08
30-39 ans	1493	18,09	16,74
40-49 ans	1717	20,81	19,57
50-59 ans	1613	19,55	18,16
60-69 ans	1124	13,62	15,04
70-79 ans	773	9,37	10,48
80 ans et plus	481	5,83	6,24
<i>Niveau d'études</i>			
Sans diplôme,	2639	31,98	15,2
Brevet CAP, BEP	2232	27,05	17,88
Baccalauréat	1133	13,73	16,68
Études supérieures	2183	26,45	14,11
Autres, nsp	65	0,79	15,38
<i>Revenu par U.C.</i>			
[0 ; 5 ^e percentile]	322	3,9	27,02

]5 ^e percentile ; 1 ^{er} quintile]	988	11,97	20,24
]1 ^{er} quintile ; 2 ^e quintile]	1191	14,43	20,82
]2 ^e quintile ; 3 ^e quintile]	1237	14,99	15,76
]3 ^e quintile ; 4 ^e quintile]	1249	15,14	14,41
]4 ^e quintile ; 95 percentile]	1049	12,71	8,58
]95 percentile ; 5 ^e quintile]	319	3,87	3,13
Non renseigné	1897	22,99	15,66
<i>Score de précarité</i>			
0 (aucune dimension de précarité)	2336	28,31	4,75
1	1776	21,52	8,00
2	1074	13,02	14,71
3	1175	14,24	19,15
4	725	8,79	29,66
5	458	5,55	32,97
6	354	4,29	40,11
7 et au-delà	354	4,29	46,05
<i>Couverture complémentaire</i>			
CMU-C	665	8,06	22,11
<i>Privée</i>			
<i>Très bonne</i>	551	6,68	5,44
<i>Bonne</i>	2043	24,76	9,84
<i>Moyenne</i>	1196	14,49	16,39
<i>Mauvaise</i>	703	8,52	25,75
<i>Sans couverture</i>			
<i>Choisi</i>	148	1,79	17,57
<i>Subi</i>	148	1,79	49,32
<i>NSP</i>	158	1,91	22,15
NSP	2640	31,99	15,83
Total	8252	100	15,84

Tableau 2 : Statistiques descriptives de l'échantillon de travail ESPS 2002-2006-2004-2008

	Effectif	%	Taux de renoncement en t en %	Taux de dégradation de l'état de santé entre t et t+4 en %
<i>Année d'enquête</i>				
2002-2006	2319	46,66	9,87	36,52
2004-2008	2651	53,34	12,75	39,68
<i>Sexe</i>				
Homme	2110	42,45	8,63	39,72
Femme	2,86	57,55	13,46	37,10
<i>Âge</i>				
< 30 ans	601	12,09	10,15	39,10
30-39 ans	1098	22,09	13,84	36,52
40-49 ans	1064	21,41	14,66	38,35
50-59 ans	1021	20,54	11,07	36,04
60-69 ans	634	12,76	9,62	37,22
70-79 ans	426	8,57	4,69	45,31
80 ans et plus	126	2,54	3,17	46,03
<i>Profession du père</i>				

Agriculteur	581	11,69		41,65
Artisan, commerçant	441	8,87		42,18
Cadre	526	10,58		33,65
Profession intermédiaire	547	11,01		34,73
Employé	411	8,27		39,66
Ouvrier	1919	38,61		37,00
Sans profession, NSP ou sans objet	545	10,97		42,39
<i>Profession de l'enquête en t</i>				
Agriculteur	169	3,40		43,20
Artisan, commerçant	224	4,51		43,75
Cadre	654	13,16		34,71
Profession intermédiaire	1177	23,68		36,53
Employé	1456	29,30		36,88
Ouvrier	1133	22,80		40,95
Sans profession, NSP	157	3,16		44,59
<i>Situation professionnelle en t</i>				
Actif occupé	3,177	63,92	11,87	37,27
Chômeur	1086	21,85	6,72	41,16
Retraité	285	5,73	23,86	34,74
Personne au foyer	188	3,78	11,17	41,49
Autres inactifs	234	4,71	11,97	38,89
<i>Situation professionnelle en t + 4</i>				
Actif occupé	2,937	59,09		37,96
Chômeur	1,436	28,89		38,58
Retraité	240	4,83		40,42
Personne au foyer	232	4,67		37,07
Autres inactifs	125	2,52		37,60
<i>Revenu par U,C, en t</i>				
[0 ; 1 ^{er} quintile]	661	13,30		
]1 ^{er} quintile ; 2 ^e quintile]	798	16,06		
]2 ^e quintile ; 3 ^e quintile]	893	17,97		
]3 ^e quintile ; 4 ^e quintile]	986	19,84		
]4 ^e quintile ; 5 ^e quintile]	1062	21,37		
Non renseigné	570	11,47		
<i>Couverture complémentaire</i>				
Privée	4568	91,91	10,38	
CMU-C	136	2,74	17,65	
Sans couverture	266	5,35	25,94	
Affection de longue durée en t	675	13,58	12,44	38,07
Pas d'affection de longue durée en t	4295	86,42	11,25	38,23
<i>Note subjective d'état de santé en t</i>				
1 ou 2	20	0,40		15,00
3	37	0,74		10,81
4	57	1,15		14,04
5	367	7,38		16,08
6	375	7,55		29,33
7	816	16,42		31,99
8	1610	32,39		34,53
9	899	18,09		49,61
10	789	15,88		57,29
Total	4970	100	11,41	38,21

3.2. Analyse des déterminants du renoncement en 2008

Nous étudions dans un premier temps à l'aide d'un modèle probit les déterminants de la probabilité de déclarer avoir renoncé à des soins au cours des douze derniers mois. Cette analyse est tout d'abord menée en considérant le renoncement aux soins en général, puis en considérant séparément les trois types de renoncement les plus fréquents : le renoncement aux soins dentaires, le renoncement aux soins d'optique et le renoncement à des séances de généraliste ou de spécialiste.

Plusieurs informations ont été retenues pour expliquer le renoncement aux soins en 2008, en dehors de l'âge introduit en classes et du sexe. Le renoncement aux soins étant *a priori* expliqué par le coût de soins, il était important de prendre en compte de manière précise le fait de bénéficier ou non d'une couverture complémentaire et de sa qualité. Les données de l'enquête ESPS 2008 permettent de repérer si la personne bénéficie gratuitement de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C), si elle est couverte par une complémentaire privée ou si elle ne dispose d'aucune couverture. Dans le cas d'une couverture privée, la personne qui a souscrit le contrat dans le ménage est invitée à évaluer la qualité des remboursements offerts par celui-ci à l'aide d'une échelle subjective. Enfin, pour les personnes non couvertes, l'enquête recueille les motifs de non couverture et permet de distinguer la non couverture subie (« Je souhaiterais être couvert, mais je n'en ai pas les moyens ») de la non couverture choisie (« Je n'en n'ai pas besoin »).

La situation socio-économique est ensuite approchée par les informations suivantes : le niveau d'éducation, le revenu du ménage par unité de consommation³ (introduit en tranches) et un score de précarité. Ce dernier a été construit comme la somme de plusieurs dimensions, issues notamment de deux modules construits par ailleurs afin d'identifier les personnes en situation de vulnérabilité sociale ou en situation actuelle de précarité. Le premier questionnaire propose d'identifier la vulnérabilité sociale à partir des situations de précarité et d'isolement connues tout au long du parcours de vie (Cambois et Jusot, 2011). Il comprend les quatre questions suivantes : « 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 6 mois ?

3. Nous utilisons l'échelle d'équivalence de l'Insee qui attribue un poids de 1 à la première personne du ménage, un poids de 0.5 aux personnes suivantes âgées de 14 ans et plus, et un poids de 0.3 aux personnes âgées de moins de 14 ans.

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

La situation de précarité actuelle de l'individu est ensuite identifiée à partir de plusieurs questions composant le score EPICES (Sass *et al.*, 2006a ; 2006b). Celui-ci comprend les dimensions suivantes : situation de chômage, de temps partiel non choisi, réponse négative à la question « Etes-vous parti en vacances au cours des douze derniers mois ? », enfin des difficultés récurrentes de trésorerie, à partir de la question « Y a-t-il des périodes dans le mois où 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 enfin 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 modalités de réponse : « oui », « non ». Le score de précarité représente la somme des réponses positives (négative 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 considérons l'ensemble des valeurs prises par le score de précarité, allant de zéro (aucune dimension de précarité) à neuf⁴. 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.

L'objectif général de cette étape est de montrer que 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, observés sur des observations objectives de la consommation, de vérifier que les faits stylisés observés dans les études du 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 il existe un risque d'observer une relation de causalité inverse du renoncement vers la santé. Cette question est traitée dans l'étape suivante.

4. Notons que le score *Épices* (Sass *et al.*, 2006a ; 2006b) 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.

3.3. Stratégie analytique

La deuxième étape vise à étudier l'impact causal du renoncement pour raisons financières déclaré en année t (2002 ou 2004) sur l'évolution de l'état de santé quatre ans plus tard (respectivement, 2006 ou 2008).

Compte tenu de la nature qualitative de la note subjective d'état de santé, nous n'avons pas retenu la différence exacte entre la note d'état de santé en t et la note déclarée en $t + 4$ pour apprécier l'évolution de l'état de santé entre les deux dates. Une variable dichotomique a simplement été construite pour repérer les cas où la note d'état de santé perçue s'est dégradée entre deux dates *versus* les cas où celle-ci s'est améliorée ou est restée stable.

Afin d'identifier l'impact causal du renoncement en année t (2002 ou 2004) sur la probabilité de déclarer un état de santé moins bon quatre ans plus tard (respectivement, 2006 ou 2008), il est nécessaire de prendre en compte les facteurs susceptibles d'expliquer l'évolution de l'état de santé et corrélés au renoncement et qui pourraient donc être source d'un biais d'endogénéité. Afin de prendre en compte les facteurs inobservés communs à ces deux dimensions, une modélisation probit bivarié a été mise en œuvre. La première équation propose ainsi d'étudier les déterminants de la probabilité d'avoir renoncé à des soins en t et la seconde, les déterminants de la probabilité d'avoir connu une dégradation de son état de santé. Dans le cas d'un probit bivarié, il n'est pas rigoureusement nécessaire d'avoir des restrictions d'exclusion pour identifier les deux équations. Il est toutefois préférable pour garantir la robustesse des résultats d'avoir certaines variables incluses uniquement dans une seule des deux équations (Lollivier, 2001).

Outre l'âge à la date t , introduit en classes, et le sexe, la vague d'enquête (2002 associé à 2006 vs. 2004 associé à 2008) a été introduite dans les deux équations afin de contrôler les estimations des variations d'échantillonnage dans l'enquête. Deux dimensions ont ensuite été retenues pour expliquer le renoncement à la date t : la situation économique de l'enquêté à la date t et sa couverture maladie à la même date. À l'issue d'une analyse préliminaire, seuls l'occupation et le niveau de revenu par unité de consommation ont été sélectionnés pour mesurer la situation économique à la date t , le niveau d'éducation et la profession n'étant pas significatifs. La couverture est appréciée d'une part, par le bénéficiaire d'une complémentaire privée, de la couverture maladie universelle complémentaire ou d'aucune couverture et, d'autre part, par le bénéficiaire d'une prise en charge à 100 % par la sécurité sociale dans le cadre d'une affection de longue durée (ALD).

Plusieurs dimensions ont enfin été retenues pour expliquer la dégradation de l'état de santé entre la date t et la date $t+4$ et contrôler l'effet du renoncement en t . La catégorie socioprofessionnelle en année t vise à prendre en compte l'effet des conditions de travail sur l'évolution de l'état de santé et l'occupation à la date t

et à la date $t+4$ permet de tenir compte de l'évolution de la situation économique. Le niveau d'éducation et le niveau de revenu n'ont pas été retenus par manque de significativité. Nous avons, en revanche, introduit la profession qu'occupait le père de l'enquêté lorsque ce dernier avait 12 ans. En dehors de son intérêt explicatif⁵, cette variable permet de résoudre le problème des conditions initiales (Wooldridge, 2005), c'est-à-dire de contrôler pour certaines caractéristiques initiales inobservées qui pourraient à la fois expliquer la propension à renoncer en t et la dégradation de l'état de santé entre t et $t+4$. La note d'état de santé et l'ALD mesurées en année t sont enfin introduites dans la seconde équation en tant que variable de contrôle puisque la probabilité de connaître une dégradation de l'état de santé est de manière mécanique plus faible pour les très mauvais états de santé initiaux. De plus, ces variables permettent enfin de prendre en compte le rôle de l'état de santé et de sa dynamique propre.

4. Résultats

4.1. Les déterminants du renoncement aux soins

Dans notre échantillon de travail 2008, 15,8 % 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 %) (Tableau 1).

Les modèles explicatifs du renoncement général et pour chaque type de soins montrent que la plupart des facteurs explicatifs sont communs aux différents types de renoncements (Tableau 3). Notre analyse confirme alors les résultats de la littérature sur le renoncement. Bien que le renoncement soit mesuré de diverses façons et utilisé dans des perspectives différentes, ces analyses montrent une stabilité certaine dans les corrélations entre le renoncement et les 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 *et al.*, 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

5. Voir Jusot *et al.*, (2012b) pour une analyse de l'influence du milieu d'origine sur l'état de santé à partir des données de cette enquête.

professionnels de santé diminue la probabilité de déclarer un renoncement pour raisons financières (Reschovsky *et al.*, 2000).

Nos résultats montrent ainsi 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. Pour 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, restant plutôt élevé entre 40 et 80 ans, et plus faible pour les plus jeunes et les plus âgés.

L'effet de l'éducation est, lui aussi, cohérent avec la littérature. Les personnes sans diplôme ou ayant un faible niveau d'étude déclarent renoncer moins, toutes choses égales par ailleurs (les taux bruts de renoncement selon le niveau d'étude ne montrent pas de régularité particulière). Bien que les coefficients suggèrent une forme de gradient, ils n'apparaissent plus significativement différents à partir du niveau bac.

Les effets de la couverture complémentaire confirment à la fois les résultats de la littérature sur le renoncement et les résultats des études de l'accès aux soins en France. Les personnes ayant une couverture complémentaire ou la CMUC renoncent significativement moins que les autres, ce qui est cohérent avec l'ensemble des travaux français basés sur des mesures objectives de la consommation (Raynaud, 2005). De plus, 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 CMUC sur le renoncement est non significativement différent de celui d'une complémentaire déclarée comme très bonne sur le renoncement général, l'optique et les soins de médecins. Notons que lorsque la précarité n'est pas prise en compte dans le modèle, la CMUC se positionne un peu moins bien par rapport aux autres niveaux de contrats de couverture complémentaire privée.

Alors que l'on observe en analyse bivariée un gradient du renoncement selon le niveau de revenu par unité de consommation, le résultat de l'analyse multivariée oppose les plus riches, c'est-à-dire le dernier quintile et, parmi ceux-ci, plus encore les cinq derniers percentiles, au reste de la population. Ceci est particulièrement marqué pour les soins dentaires et l'optique.

L'effet de la précarité sur le renoncement montre un gradient particulièrement fort, malgré la prise en compte du revenu dans le modèle. Les effets marginaux passent de 6,5 %, pour un score de précarité de 1 (une dimension de précarité déclarée) à 57,1 % pour sept dimensions et davantage. Ce résultat est cohérent avec les travaux existant sur les liens entre précarité et état de santé (Cambois, Jusot, 2011). Lorsqu'à la place du score, on inclut simultanément les neuf dimensions de précarité retenues pour la construction du score dans le modèle, chacune est significative et accroît la probabilité de déclarer avoir renoncé à des soins.

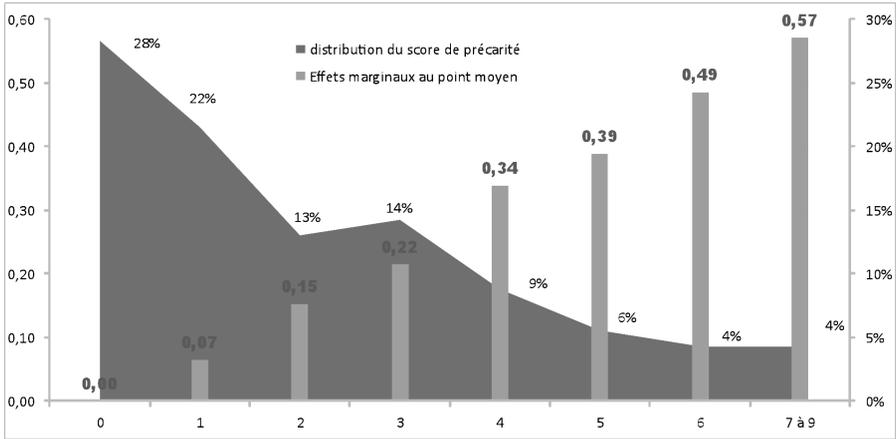


Figure 1 : Effets marginaux du score de précarité sur la probabilité de renoncer aux soins en général et distribution du score de précarité

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 un segment réduit de population. Seuls 3 répondants sur dix ont un score de précarité nul. Les résultats de la régression mettent donc bien en évidence une forme de gradient social lié à la précarité et non au pouvoir d'achat (voir Figure 1).

Tableau 3 : Effets marginaux calculés au point moyen associés aux déterminants du renoncement aux soins, en général et pour les trois types de soins les plus fréquemment cités (Modèles Probit)

	Renoncement en général		Soins dentaires		Soins d'optique		Généraliste - Spécialistes	
	dF/dx	P> z	dF/dx	P> z	dF/dx	P> z	dF/dx	P> z
Âge								
< 30 ans	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
30-39 ans	0,012	0,390	0,013	0,217	0,008	0,255	-0,005	0,295
40-49 ans	0,047	0,001	0,032	0,003	0,034	0,000	-0,003	0,533
50-59 ans	0,035	0,014	0,017	0,102	0,046	0,000	-0,010	0,025
60-69 ans	0,027	0,083	0,010	0,410	0,041	0,000	-0,013	0,007
70-79 ans	-0,015	0,383	-0,022	0,069	0,050	0,000	-0,015	0,006
80 ans et plus	-0,046	0,020	-0,050	0,000	0,014	0,269	-0,014	0,035
Sexe								
Homme	-0,040	0,000	-0,013	0,018	-0,010	0,001	-0,010	0,001
Femme	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
Niveau d'études								
Sans diplôme, Brevet CAP, BEP	-0,057	0,000	-0,032	0,000	-0,012	0,005	-0,004	0,307
Baccalauréat	-0,028	0,005	-0,012	0,115	-0,002	0,672	-0,008	0,038
Études supérieures	-0,011	0,336	0,002	0,826	0,003	0,539	-0,007	0,142
	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	

Autres, nsp	-0,041	0,261	-0,020	0,454	-0,005	0,751	-0,009	0,556
<i>Revenu par U.C.</i>								
[0 ; 5 ^e percentile]	-0,012	0,515	0,013	0,387	-0,007	0,324	-0,007	0,264
]5 ^e percentile ; 1 ^{er} quintile]	-0,021	0,111	0,008	0,453	-0,005	0,313	-0,006	0,249
]1 ^{er} quintile ; 2 ^e quintile]	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
]2 ^e quintile ; 3 ^e quintile]	-0,019	0,130	0,004	0,650	-0,009	0,057	-0,006	0,192
]3 ^e quintile ; 4 ^e quintile]	-0,007	0,590	-0,001	0,899	-0,007	0,145	0,000	0,960
]4 ^e quintile ; 95 percentile]	-0,055	0,000	-0,017	0,114	-0,009	0,096	-0,011	0,054
]95 percentile ; 5 ^e quintile]	-0,090	0,000	-0,054	0,001	-0,023	0,014	-0,011	0,251
Non renseigné	-0,010	0,397	0,002	0,792	-0,005	0,302	-0,002	0,651
<i>Score de précarité</i>								
0 (aucune dimension de précarité)	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
1	0,065	0,000	0,058	0,000	0,022	0,004	0,000	0,980
2	0,153	0,000	0,104	0,000	0,054	0,000	0,017	0,019
3	0,215	0,000	0,131	0,000	0,074	0,000	0,045	0,000
4	0,339	0,000	0,210	0,000	0,142	0,000	0,076	0,000
5	0,389	0,000	0,262	0,000	0,166	0,000	0,086	0,000
6	0,486	0,000	0,311	0,000	0,189	0,000	0,144	0,000
7 et au-delà	0,571	0,000	0,395	0,000	0,252	0,000	0,217	0,000
<i>Couverture complémentaire</i>								
CMU-C	Ref.		Ref.		Ref.		Ref.	
<i>Privée</i>								
Très bonne	-0,029	0,176	-0,038	0,016	-0,007	0,396	0,007	0,509
Bonne	0,040	0,021	0,015	0,243	0,004	0,553	0,024	0,004
Moyenne	0,113	0,000	0,085	0,000	0,014	0,070	0,028	0,003
Mauvaise	0,198	0,000	0,131	0,000	0,036	0,000	0,050	0,000
<i>Sans couverture</i>								
Choisi	0,115	0,002	0,078	0,006	0,009	0,535	0,049	0,010
Subi	0,361	0,000	0,223	0,000	0,085	0,000	0,119	0,000
NSP	0,171	0,000	0,043	0,104	0,011	0,454	0,105	0,000
NSP	0,103	0,000	0,056	0,000	0,017	0,012	0,033	0,000
Probabilité observée	0,158		0,099		0,043		0,035	
Probabilité prédite au point moyen	0,119		0,069		0,023		0,021	
Pseudo R2	0,167		0,138		0,148		0,136	

4.2. L'effet du renoncement sur la santé

Notre deuxième analyse porte sur les conséquences du renoncement sur l'état de santé des individus, que nous modélisons conjointement avec la probabilité de déclarer un renoncement (tous types de soins confondus) dans un modèle probit bivarié. Dans notre échantillon de travail, qui regroupe les personnes ayant participé aux deux vagues, 38,2 % ont déclaré un état de santé moins bon en deuxième vague qu'en première. Parmi les personnes ayant renoncé en vague 1, 42,3 % ont vu leur état de santé se dégrader, contre 37,7 % des personnes ayant déclaré ne pas avoir renoncé (différence significative au seuil de 5 %) (Tableau 2).

Les résidus des deux modèles apparaissent corrélés ($p=0.049$), ce qui valide l'approche bivariée et permet de considérer la mesure de la relation entre renoncement

en t et dégradation de l'état de santé entre t et $t+4$ comme contrôlée des effets de caractéristiques individuelles expliquant à la fois la déclaration d'un renoncement et l'évolution de l'état de santé.

Le modèle probit expliquant le renoncement en t , c'est-à-dire en 2002 et 2004, reproduit les effets de l'âge et du sexe du premier modèle sur la probabilité de déclarer un renoncement en 2008. Les femmes déclarent davantage renoncer et le renoncement décroît avec l'âge. Le statut d'activité est corrélé à la déclaration d'un renoncement. Les personnes au chômage renoncent davantage alors que les inactifs au foyer tendent moins à déclarer renoncer. L'effet du revenu est significatif et décrit un gradient en l'absence du score de précarité qui avait été introduit dans le premier modèle.

Les résultats de la seconde équation montrent ensuite un impact attendu de l'âge sur l'évolution de l'état de santé. Les hommes voient également leur santé perçue se dégrader plus rapidement que les femmes. Les personnes se déclarant « ouvrier » en t ont également une probabilité plus élevée de déclarer un moins bon état de santé en $t+4$. Les autres modalités de la catégorie socioprofessionnelle apportent en revanche peu d'informations supplémentaires. De même, le statut d'occupation est assez peu informatif. En revanche, le modèle met en évidence le rôle de l'origine sociale sur l'évolution du capital santé. La santé des personnes dont le père est ou était agriculteur, artisan, commerçant, employé ou sans profession se dégrade plus vite que celle des enfants de cadre.

Les personnes en ALD en t déclarent un moins état de santé perçu en année $t+4$. Ce dernier résultat reflète la nature dynamique des mécanismes de dégradation de l'état de santé : les personnes atteintes d'une maladie chronique voient leur état de santé se dégrader plus vite que les autres. L'analyse confirme enfin que la probabilité de connaître une dégradation de l'état de santé est, de manière mécanique, plus faible pour les très mauvais états de santé initiaux.

Toutes choses égales par ailleurs, les personnes ayant renoncé à des soins à la date t ont enfin plus de risque de voir leur état de santé détérioré quatre ans plus tard. Ce résultat met en évidence un lien de causalité au sens de Granger entre renoncement et état de santé : renoncer à des soins entraîne un risque plus important de dégradation de l'état de santé, indépendamment de caractéristiques individuelles qui influeraient sur l'évolution de l'état de santé.

Tableau 4 : Déterminants du renoncement aux soins en t et de la dégradation de l'état de santé entre t et $t + 4$ (modèle probit bivarié)

Déterminant du renoncement en t	Coef.	P> z	Déterminant de la dégradation de l'état de santé entre t et $t + 4$	Coef.	P> z
			<i>Renoncement en t</i>		
			Oui	0,990	0,000
			Non	Ref.	
<i>Âge</i>			<i>Âge</i>		
< 30 ans	0,572	0,030	< 30 ans	-0,917	0,000
30-39 ans	0,793	0,002	30-39 ans	-0,925	0,000
40-49 ans	0,837	0,001	40-49 ans	-0,776	0,000
50-59 ans	0,725	0,005	50-59 ans	-0,681	0,000
60-69 ans	0,707	0,003	60-69 ans	-0,518	0,000
70-79 ans	0,291	0,254	70-79 ans	-0,173	0,199
80 ans et plus	Ref.		80 ans et plus	Ref.	
<i>Sexe</i>			<i>Sexe</i>		
Homme	-0,291	0,000	Homme	0,081	0,068
Femme	Ref.		Femme	Ref.	
<i>Occupation en t</i>			<i>Profession du père</i>		
Actif occupé	Ref.		Agriculteur	0,194	0,021
Chômeur	0,280	0,003	Artisan, commerçant	0,225	0,008
Retraité	-0,157	0,218	Cadre	Ref.	
Personne au foyer	-0,258	0,048	Prof inter	0,087	0,281
Autres inactifs	-0,066	0,591	Employé	0,192	0,027
<i>Revenu par U.C. en t</i>			Ouvrier	0,099	0,145
[0 ; 1 ^{er} quintile]	0,242	0,004	Sans profession, NSP ou sans objet	0,228	0,005
]1 ^{er} quintile ; 2 ^e quintile]	Ref.		<i>Profession en t</i>		
]2 ^e quintile ; 3 ^e quintile]	-0,023	0,767	Agriculteur	0,202	0,101
]3 ^e quintile ; 4 ^e quintile]	-0,168	0,035	Artisan, commerçant	0,138	0,175
]4 ^e quintile ; 5 ^e quintile]	-0,387	0,000	Cadre	Ref.	
Non renseigné	-0,228	0,016	Prof. inter	0,054	0,407
<i>Couv comp.</i>			Employé	0,084	0,217
C.C. Privée	Ref.		Ouvrier	0,209	0,003
CMU-C	-0,095	0,508	Sans profession, NSP	0,216	0,187
Sans couverture	0,525	0,000	<i>Occupation en t</i>		
<i>ALD en t</i>			Actif occupé	Ref.	
oui	0,094	0,213	Chômeur	-0,112	0,217
non	Ref.		Retraité	0,106	0,311
<i>Année d'enquête</i>			Personne au foyer	0,114	0,313
2002-2006			Autres inactifs	-0,045	0,746
2004-2008	0,174	0,000	<i>Occupation en $t + 4$</i>		
Constante	-1,838	0,000	Actif occupé	Ref.	
			Chômeur	0,147	0,102
			Retraité	-0,151	0,083
			Personne au foyer	-0,008	0,937
			Autres inactifs	0,481	0,001
			<i>Santé subjective en t</i>		
			1 ou 2	-1,870	0,000

3	-2,072	0,000
4	-1,902	0,000
5	-1,690	0,000
6	-1,096	0,000
7	-0,874	0,000
8	-0,708	0,000
9	-0,210	0,001
10	Ref.	
<i>ALD en t</i>		
oui	0,257	0,000
non	Ref.	
<i>Année d'enquête</i>		
2002-2006	Ref.	
2004-2008	0,102	0,010
Constante	0,574	0,001
Wald chi2	780,970	
rho	-0,370	0,049

5. Discussion - Conclusion

Cet article proposait d'étudier, à partir d'exploitations transversales et longitudinales de plusieurs vagues de l'enquête ESPS, les déterminants individuels du renoncement aux soins pour raisons financières et ses conséquences sur l'évolution de l'état de santé. Les résultats montrent, d'une part, que le renoncement aux soins pour raisons financières est avant tout expliqué par les difficultés économiques des patients et par l'assurance, c'est-à-dire par le niveau de reste à charge laissé au patient et, d'autre part, que ces renoncements ont un effet causal sur la dégradation à quatre ans de l'état de santé perçu.

Cette étude souligne ainsi l'existence d'importants renoncements liés à l'existence de barrières financières à l'accès aux soins. Ces derniers constituent ainsi un problème de santé publique, parce qu'ils touchent une part importante de la population, parce qu'ils sont concentrés dans certains groupes sociaux et, parce qu'au final, ils affectent significativement l'état de santé.

D'un point de vue méthodologique, cette étude souligne l'intérêt de l'indicateur de renoncement pour l'analyse des inégalités d'accès aux soins, puisqu'il permet de mettre directement en évidence des iniquités horizontales de consommation de soins. De plus, le gradient très fort entre renoncement et précarité montre l'intérêt du renoncement comme dimension d'analyse de la précarité sociale elle-même.

De manière cohérente avec les résultats des quelques études qui ont mis en évidence l'effet du volume de soin consommé et de la diminution de reste à charge sur la santé des populations à risque et les plus modestes (Newhouse, 1993 ; Couffinhal *et al.*, 2002 ; Finkelstein *et al.*, 2011), cette analyse suggère que

la présence de reste à charge est un facteur de risque pour la santé et que la gratuité des soins permettrait d'améliorer l'état de santé, en particulier, au sein des populations les plus modestes qui sont les plus susceptibles de renoncer à des soins. À ce titre, les dispositifs tels que la CMU-C semblent efficaces pour lutter contre les inégalités d'accès aux soins pour raisons financières et plus globalement de santé. 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. Cependant, notre étude montre que le dispositif ne gomme pas les différentiels de recours liés à la situation sociale, en particulier, à la précarité.

Cette approche des questions d'accès aux soins basées sur le renoncement nous apparaît ainsi éclairante pour l'analyse du système de soins ambulatoires français, où 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, d'une part, par la présence de dépassements qui ne répondent pas du tout à une logique de régulation par partage des coûts, d'autre part, par la présence d'une 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. and J. Le Grand. 2010. "Subjective Unmet Need and Utilization of Health Care Services in Canada: What are the Equity Implications?", *Social Science and Medicine*, 70: 465-472.
- Allin S. and C. Masseria. 2009. "Unmet Need As An Indicator Of Access To Health Care In Europe", *Eurohealth*, 15(3): 7-9.
- Allonier C., Dourgnon P. et T. Rochereau. 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*, 131.
- Azogui-Lévy S. et T. Rochereau. 2005. « Comportements de recours aux soins et santé bucco-dentaire. Exploitation de l'enquête Santé et protection sociale », *Questions d'Économie de la Santé*, 94.
- Bago d'Uva T. and A.M. Jones. 2009. "Health Care Utilization in Europe: New Evidence from the ECHP", *Journal of Health Economics*, 28: 265-279.
- Bago d'Uva T., van Doorslaer E., Lindeboom M. and O. O'Donnell. 2008. "Does Heterogeneity Bias the Measurement of Health Disparities", *Health Economics*, 17(3): 351-375.
- Bazin F., Parizot I. et P. Chauvin. 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*, 24 : 11-31.
- Boisguérin B., Després C., Dourgnon P., Fantin R. et R. Legal. 2010. « Étudier l'accès aux soins des assurés CMU-C, une approche par le renoncement aux soins », In *Santé, soins et protection sociale en 2008*, Paris : Irdes, 2010/06 : 31-40.
- Boltanski L. 1971. *Les usages sociaux du corps*, *Annales*, 1 : 205-233.
- Boulard J.C. 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. and F. Jusot. 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., Geoffard P-Y., Grignon M., Jusot F. et F. Naudin. 2002. « Comment évaluer l'impact de la complémentaire CMU sur l'emploi ? », *Questions d'Économie de la Santé*, 59.
- Couffinhal A., Dourgnon P., Masseria C., Tubeuf S. and E. van Doorslaer. 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 F. et F. Jusot. 2011. « Le renoncement aux soins, une approche socio-anthropologique », *Questions d'Économie de la Santé*, 169.
- Devaux M., Jusot F., Sermet C. et S. Tubeuf. 2009. « Hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé et mesure des inégalités de santé », *Revue Française des Affaires Sociales*, 1 : 29-47.
- Devaux M. and M. de Looper. 2012. "Income-Related Inequalities in Health Service Utilization in 19 OECD Countries, 2008-2009", OECD Health Working Papers, No. 58, OECD Publishing.
- Dourgnon P., Guillaume S., Naïditch M. et C. Ordonneau. 2007. « Les assurés et le médecin traitant : premier bilan après la réforme », *Questions d'Économie de la Santé*, 124.
- Dourgnon P., Jusot F. et R. Fantin. 2012. « Payer peut nuire à votre santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé », Document de travail de l'Irdes, DT n°47.
- Dourgnon P. and M. Naiditch. 2010. "The preferred doctor scheme: A political reading of a French experiment of gatekeeping", *Health Policy*, 94: 129-134.
- Elofsson S., Undén A.L. and I. Krakau. 1998. "Patient charges - a hindrance to financially and psychosocially disadvantage groups seeking care", *Social Sciences and Medicine*, 46(10): 1375-1380.
- Etilé F. and C. Milcent. 2006. "Income-related reporting heterogeneity in self-assessed health: evidence from France", *Health Economics*, 15: 965-981.
- Finkelstein A., Taubman S., Wright B., Bernstein M., Gruber J., Newhouse J.P., Allen H. Baicker K., and The Oregon Health Study Group. 2011. "The

- Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year”, *NBER working paper*, 17190.
- Fainzang S. 2001. “Médicaments et Société. Le patient, le médecin, et l’ordonnance”, Paris : Presses Universitaires de France.
- Fleurbaey M. and E. Schokkaert. 2009. “Unfair inequalities in health and health care”, *Journal of Health Economics*, 28(1): 73-90.
- Fleurbaey M. and E. Schokkaert. 2011. “Equity in health and health care”, in M. Pauly, T. McGuire and P. Pita-Barros(eds), *Handbook of Health Economics*, vol. 2 : 1003-1092.
- Ford C.A., Bearman P.S. and J. Moody. 1999. “Foregone health care among adolescents”. *Journal of the American Medical Association*. Dec 15; 282(23):2227-34.
- Grossman M. 2000. “The human capital model” in: A. J. Culyer & J. P. Newhouse (ed.), *Handbook of Health Economics*, édition 1, vol. 1 : 347-408.
- Idler E.L. and Y. Benyamini. 1997. “Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies”, *Journal of Health and Social Behaviour*, 38: 21-37.
- Jusot F., Or Z. and N. Sirven. 2012(a). “Variations in Preventive care utilization in Europe”, *European Journal of Ageing*, 9(1): 15-25.
- Jusot F., Tubeuf S. et A. Trannoy. 2012(b). « Les différences d’état de santé en France : inégalités des chances ou reflet des comportements à risques ? », *Economie et Statistique*, à paraître.
- Koolman X. 2007. “Unmet need for health care in Europe in Comparative EU statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges, proceedings of the EU-Silc conference”, Eurostat Methodology and working papers.
- Lardjane S. et P. Dourgnon. 2007. « Les comparaisons internationales d’état de santé subjectif sont-elles pertinentes ? Une évaluation par la méthode des vignettes-étalons », *Economie et Statistique*, 403-404 : 165-177.
- Litaker D. and T.E. Love. 2005. “Health care resource allocation and individuals’ health care needs: examining the degree of fit” *Health Policy*, 73: 183-193.
- Lollivier S. 2001. “Endogénéité d’une variable explicative dichotomique dans le cadre d’un modèle probit bivarié”, *Annales d’Economie et de Statistique*, 62: 251-269.
- Mielck A., Kiess R.; Knesebeck O., Stirbu I. and A. E. Kunst. 2009. “Association between foregone care and household income among the elderly in five Western European countries - Analyses based on survey data from the SHARE-Study”, *BMC Health Services Research*, (9)52.
- Mizrahi An. et Ar. Mizrahi. 1993(a), « L’évolution à long terme de la consommation médicale 1970-1992 », Rapport Irdes, 1993/10, 49 pages.
- Mizrahi An. et Ar. Mizrahi. 1993(b), « Évolution de la consommation bucco-dentaire et renoncement aux soins », rapport IRDES, 1005.
- Mollborn S., Stepanikova I. and K. S. Cook. 2005. “Delayed care and unmet needs among health care system users: when does fiduciary trust in physician matters?”, *Health Services Research*, 40(6): 1898-1917.
- Newhouse J.P. 1993. “Free for All ? Lessons from the RAND experiment”, Harvard University Press.
- 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. and 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.
- Raynaud D. 2005. « Les déterminants individuels des dépenses de santé : l’influence de la catégorie sociale et de l’assurance maladie complémentaire », *Etudes et résultats*, 378.
- Reschovsky J. D., Kemper P. and H. T. Tu. 2000. “Does Type of Health Insurance Affect Health Care Use and Assessments of Care Among the Privately Insured?”, *Health Services Research*, 35(1) Part II. April 2000 : 219-237.
- Sass C., Guéguen R., Moulin J.J., Abric L., Dauphinot V., Dupré C. et al. 2006(a). « Comparaison du score individuel de précarité des Centres d’examen de santé, Epices, à la définition socioadministrative de la précarité », *Santé publique*, 18 : 513-22.
- Sass C., Moulin J.J., Guéguen R., Abric L., Dauphinot V., Dupré C. et al. 2006(b). « 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.
- Shmueli A. 2003. "Socio-economic and demographic variation in health and in its measures: the issue of reporting heterogeneity", *Social Science and Medicine*, 57: 125-134.
- Van Doorslaer E., Koolman X. and A.M. Jones. 2004. "Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe", *Health Economics*, 13(7): 629-647.
- Wagstaff A. and E. van Doorslaer. 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.
- Wooldridge J. 2005. "Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity", *Journal of Applied Econometrics*, 20(1): 39-54.
- Wu Z., Penning M.J. and C.M. Schimmele. 2005. "Immigrant status and unmet health needs", *Canadian Journal of Public Health*, 96(5): 369-373.