

Le renoncement aux soins médicaux et dentaires : une analyse à partir des données de l'enquête SRCV

Sabine Chaupain-Guillot, Olivier Guillot et Eliane Jankeliowitch-Laval *

D'après les chiffres de la quatrième vague de l'enquête *Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV)*, réalisée par l'Insee en 2007, environ 4 % des personnes de 16 ans et plus ont renoncé au moins une fois, au cours des douze derniers mois, à se rendre chez un médecin alors qu'elles en ressentaient le besoin et près de 7 % se sont abstenues de consulter un dentiste. L'obstacle financier est le motif de renoncement le plus fréquemment cité par les répondants. Cependant, nombreux sont ceux qui mettent en avant des raisons autres que financières. Dans le cas des soins médicaux, le manque de temps et l'attente d'une amélioration sont, en effet, souvent invoqués. Pour le dentaire, c'est la peur des soins qui constitue le second motif de renoncement. L'argument financier est plus souvent mentionné pour ce second type de soins que pour les soins médicaux (dans un cas sur deux, contre un cas sur trois).

Sur la courte période 2004-2007, les taux de renoncement aux soins médicaux et dentaires ont peu varié. De même, la part du renoncement pour raisons financières est demeurée assez stable. L'exploitation de la dimension longitudinale de l'enquête SRCV révèle que parmi les personnes ayant renoncé à des soins une année donnée, un assez grand nombre (de l'ordre de 40 % dans le cas des soins dentaires) ont de nouveau été amenées à prendre une telle décision l'année suivante. Ce caractère récurrent est encore plus marqué lorsque le renoncement est motivé par des raisons financières.

Les résultats de régressions sur données de panel (2004-2007) montrent, comme on pouvait s'y attendre, que la situation financière du ménage est l'un des principaux facteurs qui interviennent dans la décision de ne pas consulter, aussi bien pour les soins médicaux que pour les soins dentaires. L'âge, l'état de santé, la situation familiale (surtout chez les femmes) et le fait de disposer ou non d'une voiture ont également un impact significatif sur la probabilité de renoncement. On constate que le fait de ne pas être en bonne santé augmente à la fois le risque de renoncement pour des raisons financières et la probabilité de ne pas consulter pour d'autres raisons. Ce lien entre état de santé et renoncement demeure significatif lorsqu'on tient compte du caractère potentiellement endogène de ce facteur, du moins dans le cas des soins dentaires.

* BETA (CNRS, université de Strasbourg et université de Lorraine), Faculté de Droit, Sciences économiques et Gestion de Nancy (Sabine.Chaupain@univ-lorraine.fr, Olivier.Guillot@univ-lorraine.fr, ejl@dbmail.com).

La recherche présentée dans cet article a bénéficié du soutien de la Région Lorraine. Les auteurs remercient les deux rapporteurs anonymes de la revue, ainsi que les membres du groupe d'exploitation de l'enquête SRCV, pour leurs remarques et suggestions.

Les inégalités de santé entre catégories sociales sont particulièrement fortes en France et celles-ci auraient tendance à s'aggraver (Haut conseil de la santé publique, 2010). Ces inégalités peuvent être liées à de multiples facteurs (Cambois et Jusot, 2007 ; Moquet, 2008). De nombreux travaux, menés principalement aux États-Unis et au Royaume-Uni, ont mis en évidence le rôle des déterminants socio-économiques, tels que les conditions de vie (y compris durant l'enfance), l'environnement de travail ou encore le degré d'intégration sociale (pour une revue, voir Goldberg *et al.*, 2002). On sait par ailleurs que les comportements individuels ayant des effets sur la santé (consommation de tabac et d'alcool, habitudes alimentaires, etc.) sont socialement différenciés. Bien que plus rarement mis en avant dans la littérature (comme le soulignent Couffinhal *et al.*, 2005), l'impact des soins, et donc de l'accès au système de santé, est aussi un élément à prendre en compte. Ainsi, le fait qu'une partie de la population soit amenée à renoncer à certains soins, pour des raisons financières ou non, peut contribuer à maintenir, sinon à renforcer, ces inégalités de santé. C'est sur cette question du renoncement aux soins et de ses déterminants que porte le présent article.

Appréhender les besoins de soins non satisfaits

Qu'entend-on par « renoncement aux soins » ? Il y a renoncement lorsqu'une personne ne recourt pas aux services de soins alors que son état de santé le nécessiterait. Le renoncement aux soins suppose, en effet, l'existence d'un besoin en la matière. Ce besoin de soins peut avoir été diagnostiqué par un professionnel de santé ou avoir été identifié par la personne elle-même. C'est généralement par le biais d'enquêtes auprès des individus ou des ménages, fondées sur l'auto-déclaration, que le renoncement est connu et quantifié. Le caractère éminemment subjectif de l'information ainsi recueillie peut rendre délicates les comparaisons entre individus ou catégories sociales, la perception des besoins de soins pouvant grandement varier d'une personne à l'autre, en fonction des connaissances et représentations en matière de santé et des attentes vis-à-vis du système de soins (Boisguérin *dir.*, 2012)¹.

La notion de renoncement aux soins est donc intimement liée à celle de besoins de soins

non satisfaits, notion qui peut recouvrir des réalités fort diverses. Pour Allin *et al.* (2010), ces besoins peuvent être classés en cinq catégories :

- les besoins non ressentis : l'individu n'est pas conscient qu'il aurait besoin de soins ; ce peut être le cas lorsque les symptômes d'une pathologie sont peu visibles ;
- les besoins non satisfaits *par choix* : dans ce cas de figure (comme dans les trois suivants), l'individu estime avoir besoin de certains soins, mais il fait le choix de ne pas recourir aux services de santé (en raison, par exemple, d'un manque de confiance dans la médecine conventionnelle) ;
- les besoins non satisfaits *par contrainte* : le fait que l'individu n'ait pas recours aux services de soins, alors qu'il juge nécessaire de consulter, s'explique ici par l'existence de barrières dans l'accès à de tels services (obstacle financier, contraintes d'offre, etc.) ;
- les besoins qui demeurent non satisfaits du fait de l'insuffisance ou de l'inadéquation des soins reçus : l'individu a fait appel au système de soins mais n'a pas eu accès aux traitements considérés par le corps médical comme les plus appropriés ;
- les besoins liés à des attentes non comblées en matière de traitements : dans ce cinquième et dernier cas, les services de santé ayant été, là aussi, sollicités, c'est l'individu lui-même qui estime ne pas avoir bénéficié du traitement le plus adéquat.

Les besoins de soins non ressentis ne peuvent, par définition, être appréhendés à partir d'enquêtes reposant sur l'auto-déclaration. De même, les besoins relevant des deux dernières catégories paraissent difficilement mesurables. La distinction centrale est celle qui est faite entre les besoins non satisfaits qui résultent d'un choix individuel et ceux qui découlent des difficultés d'accès au système de soins. Le fait que, dans certains cas, le renoncement aux soins (ou le report de soins) puisse être « choisi » plutôt que « subi » a également été souligné par Després *et al.* (2011a). Pour les auteurs, il convient, en effet, de distinguer le « renoncement-refus » (relevant d'un choix : rejet de la médecine conventionnelle, défiance à l'égard des professionnels de santé ou refus

1. Les statistiques sur le renoncement viennent toutefois utilement compléter, dans l'analyse des inégalités d'accès au système de santé, celles relatives aux consommations effectives de soins.

pur et simple de se soigner) du « renoncement-barrière » (lié aux contraintes, notamment financières, dans l'accès aux soins), ces deux formes de renoncement pouvant toutefois coexister chez un même individu.

Des études sur données françaises pour la plupart centrées sur le renoncement pour raisons financières

La question des besoins de soins non satisfaits a fait l'objet de nombreuses études aux États-Unis. Certaines de ces études ont été menées à partir de données en population générale (Ayanian *et al.*, 2000 ; Buchmueller et Carpenter, 2010 ; Cunningham et Kemper, 1998 ; Hendryx *et al.*, 2002 ; Litaker et Love, 2005 ; Møllborn *et al.*, 2005 ; Pagán et Pauli, 2006 ; Shi et Stevens, 2005 ; Wiltshire *et al.*, 2009) ; d'autres ont porté sur des sous-populations particulières : personnes sans domicile (Baggett *et al.*, 2010 ; Desai et Rosenheck, 2005 ; Kertesz *et al.*, 2009 ; Kushel *et al.*, 2001 ; Lewis *et al.*, 2003), patients infectés par le VIH (Bonuck *et al.*, 1996 ; Fleishman *et al.*, 1997 ; Heslin *et al.*, 2001 ; Marcus *et al.*, 2000 ; Shiboski *et al.*, 1999), enfants ayant des besoins spécifiques en matière de santé (Dusing *et al.*, 2004 ; Hill *et al.*, 2008 ; Huang *et al.*, 2005 ; Kane *et al.*, 2005 et 2008 ; Kogan *et al.*, 2005 ; Lewis *et al.*, 2005 ; Mayer *et al.*, 2004 ; Newacheck *et al.*, 2000). Ces différents travaux empiriques, cherchant à identifier les facteurs associés au risque de renoncement aux soins, font notamment ressortir l'impact de l'absence de couverture maladie².

En France, la littérature sur ce thème est principalement axée sur le renoncement pour raisons financières. Plusieurs études en population générale ont été réalisées à partir de l'*Enquête santé et protection sociale (ESPS)* de l'Irdes³. Després *et al.* (2011b) ont analysé les comportements à l'égard des soins médicaux (consultations de généralistes ou de spécialistes), des soins dentaires et de l'optique. Azogui-Lévy et Rochereau (2005) se sont intéressés aux seuls soins bucco-dentaires. Quant à Bazin *et al.* (2006) et Raynaud (2005), ils ne se sont focalisés sur aucun type de soins en particulier. D'après les résultats de ces études, la faiblesse des ressources et le fait de ne pas avoir de complémentaire santé sont les deux principaux déterminants du renoncement. L'intérêt pour la question de l'accès au système de santé des personnes en situation de précarité a conduit certains auteurs à se pencher plus spécifique-

ment sur les renoncements aux soins dans ces populations. Ainsi, à partir d'enquêtes menées par la Drees, Bazin *et al.* (2006a) et Boisguérin (2004 et 2007) se sont attachés à étudier les comportements de renoncement chez les allocataires de minima sociaux ou chez les bénéficiaires de la Couverture maladie universelle (CMU). Collet *et al.* (2006) ont, quant à eux, centré leur analyse sur le cas des consultants de centres de soins gratuits. Une autre étude, conduite par Bazin *et al.* (2006b), a porté sur le renoncement pour raisons financières dans plusieurs zones urbaines dites « sensibles » de la région parisienne, l'accent étant plus particulièrement mis sur le rôle des facteurs psychosociaux (difficultés rencontrées dans la jeunesse, représentations de la santé, niveau d'estime de soi).

Autant que l'on puisse en juger, les deux seules études quantitatives sur données françaises ne se focalisant pas sur le renoncement lié à des raisons financières sont celles que l'on doit à Libert *et al.* (2001) et à l'Urcam des Pays de la Loire (2002). Ces deux études, qui traitent du renoncement aux soins dentaires, ont été réalisées à partir d'échantillons spécifiques. La première s'appuie sur des données recueillies auprès de salariés suivis par un service médical interentreprises interprofessionnel de la région parisienne ; la seconde, sur un échantillon de patients ayant consulté un dentiste dans les Pays de la Loire et pour lesquels un besoin de soins avait été diagnostiqué.

Dans cet article, c'est à partir des données de l'enquête *Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV)*, enquête en population générale effectuée par l'Insee (cf. encadré 1), que l'on se propose d'explorer la question du renoncement aux soins. Par rapport à l'*ESPS* (principale source de données françaises sur ce sujet), l'enquête *SRCV* présente l'avantage de renseigner à la fois sur le renoncement lié aux difficultés financières dans l'accès aux soins et sur le renoncement motivé par d'autres

2. Plus de la moitié des études citées ici se réfèrent au modèle comportemental proposé par Andersen (Andersen et Newman, 1973 ; Andersen, 1995). Selon ce modèle, trois types de facteurs influent sur la consommation individuelle de soins : ceux qui prédisposent au recours aux soins (« predisposing characteristics »), ceux qui le rendent possible (« enabling resources ») et ceux ayant trait aux besoins (« needs »). Cette typologie a également été reprise dans un certain nombre d'études sur données canadiennes (Guend et Tesseron, 2009 ; Law *et al.*, 2005 ; Sibley et Glazier, 2009 ; Wu *et al.*, 2005).

3. Cette enquête a lieu tous les deux ans. En 2008 (derniers chiffres disponibles), 16,5 % des personnes de 18 à 64 ans interrogées ont déclaré avoir renoncé à des soins, pour des raisons financières, au cours des douze derniers mois (Boisguérin *et al.*, 2010).

raisons. En outre, s'agissant d'une enquête de type panel, on peut disposer d'informations successives (annuelles) sur le comportement de l'individu en la matière. Le « volet santé » du questionnaire individuel de cette enquête est toutefois peu détaillé. La principale limite,

et l'on reviendra plus loin sur ce point, tient à l'absence de données régulières sur la couverture maladie complémentaire.

La présente étude, qui n'est donc pas centrée sur le renoncement pour raisons financières, est

Encadré 1

LA SOURCE STATISTIQUE

L'enquête Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV)

L'enquête SRCV, réalisée par l'Insee, est la partie française de l'EU-Silc (« European Union Statistics on Income and Living Conditions »), enquête européenne (sous la coordination d'Eurostat) qui vise à fournir des informations transversales et longitudinales comparables sur le revenu, la pauvreté, l'exclusion sociale et les conditions de vie. Comme dans le cas du *Panel européen des ménages* (dont l'EU-Silc a pris le relais, les données du *Panel européen* couvrant la période 1994-2001), il s'agit d'une enquête à passages répétés, de périodicité annuelle. Toutefois, les ménages interrogés une année donnée ne sont pas tous réinterrogés l'année suivante, les concepteurs de ce panel ayant opté pour la mise en place d'un échantillon de type « rotatif » (*i.e.* partiellement renouvelé à chaque interrogation). L'échantillon de l'enquête SRCV est, en effet, constitué de neuf sous-échantillons : chaque année, l'un de ces neuf sous-échantillons cesse d'être suivi, ce sous-échantillon « sortant » étant remplacé par un sous-échantillon « entrant » (Ardilly *et al.*, 2007).

Ce sont les données des quatre premières vagues, collectées de 2004 à 2007, que l'on exploite ici. Lors de chacune de ces vagues d'enquête, environ 10 000 ménages (de l'ordre de 20 000 individus âgés de 16 ans et plus) ont été interrogés. On notera que les données de la vague 1 mises à disposition par l'Insee ne peuvent servir de base à une analyse en coupe transversale, le fichier de diffusion n'incluant que les ménages qui devaient être réinterviewés en 2005.

L'information sur le renoncement aux soins de santé

Le questionnaire individuel de l'enquête SRCV comporte un volet « santé » qui présente l'intérêt de renseigner sur le renoncement aux soins médicaux, d'une part, et sur le renoncement aux soins dentaires, d'autre part. En effet, chaque année, les personnes âgées de 16 ans et plus se sont vu poser les deux questions suivantes :

- « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous renoncé à voir un médecin pour des examens ou des soins médicaux dont vous aviez besoin ? – 1. Oui, au moins en une occasion j'en avais besoin et j'y ai renoncé. 2. Non, il n'est jamais arrivé que j'y renonce alors que j'en avais besoin ».

- « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous renoncé à voir un dentiste, pour des soins dentaires dont vous

aviez besoin ? – 1. Oui, au moins en une occasion j'en avais besoin et j'y ai renoncé. 2. Non, il n'est jamais arrivé que j'y renonce alors que j'en avais besoin ».

Le cas échéant, on sait quelle est la raison principale du renoncement aux soins, huit items ayant été proposés aux enquêtés :

- « 1. Je n'en avais pas les moyens, c'était trop cher.
2. Le délai pour un rendez-vous était trop long, il y avait une file d'attente trop importante.
3. Je n'avais pas le temps en raison de mes obligations professionnelles ou familiales.
4. Le médecin / dentiste était trop éloigné, j'avais des difficultés de transport pour m'y rendre.
5. J'ai redouté d'aller voir un médecin / dentiste, de faire faire des examens ou de me soigner.
6. J'ai préféré attendre de voir si les choses iraient mieux d'elles-mêmes.
7. Je ne connaissais pas de bon médecin / dentiste.
8. Pour d'autres raisons ».

Le champ de l'étude

L'analyse descriptive présentée dans ce papier porte sur l'ensemble des individus de 16 ans et plus. Les résultats sont principalement issus de l'exploitation des données de la vague 4 (2007). Quelques statistiques longitudinales, s'appuyant sur les données des vagues 1 à 4 (2004-2007), sont néanmoins fournies. L'échantillon provenant de la vague 4 comporte (après exclusion des rares cas de valeurs manquantes sur les variables de renoncement aux soins) 20 236 individus (9 648 hommes et 10 588 femmes). Près de 45 % d'entre eux ont également répondu aux trois enquêtes précédentes.

Pour l'analyse micro-économétrique, on a restreint le champ aux personnes de référence des ménages et aux conjoints de celles-ci. Des régressions centrées sur le cas des individus d'âge actif (*i.e.* de 20 à 59 ans) ont également été mises en œuvre. L'échantillon utilisé pour l'estimation des régressions sur données de panel n'a pas été cylindré. On a cependant écarté les individus pour lesquels on ne dispose que d'une observation.

menée en opérant une distinction entre les deux types de soins pris en compte dans l'enquête SRCV, à savoir les soins médicaux et les soins dentaires. Différents éléments descriptifs sont d'abord fournis. Puis on expose et commente les résultats d'une analyse conduite à l'aide de régressions logistiques et de type *probit*.

Le renoncement aux soins : éléments descriptifs

D'après les chiffres de la quatrième vague de l'enquête SRCV, réalisée au printemps 2007, environ 4 % des personnes de 16 ans et plus ont renoncé au moins une fois, au cours des douze derniers mois, à se rendre chez un médecin alors que leur état de santé le nécessitait. Pour les soins dentaires, le taux de renoncement est proche de 7 %⁴. Au total, en considérant simultanément les non-recours à ces deux types de soins, c'est près d'une personne interrogée sur dix qui a déclaré avoir ainsi été amenée à ne pas consulter⁵.

Les hommes sont proportionnellement un peu plus nombreux que les femmes à avoir renoncé à des soins médicaux (4 % d'entre eux étant concernés, contre 3,3 % des femmes ; cf. tableau 1). En revanche, les taux de renoncement aux soins dentaires observés chez les deux sexes (6,5 % pour les hommes et 6,7 % pour les femmes) ne sont pas significativement différents.

L'obstacle financier est plus souvent mis en avant pour les soins dentaires que pour les soins médicaux

Lorsqu'on examine les raisons avancées par les enquêtés pour justifier le fait de n'avoir

pas consulté (cf. encadré 1), on constate que l'obstacle financier (« *Je n'en avais pas les moyens, c'était trop cher* ») est le motif le plus fréquemment cité. Toutefois, si la moitié des personnes ayant renoncé à des soins dentaires ont invoqué des raisons financières, seulement un tiers des renoncements aux soins médicaux ont été motivés par de telles raisons (cf. tableau 2). Dans le cas des soins médicaux, les deux autres raisons les plus souvent avancées sont le manque de temps et l'attente d'une amélioration (20,1 % et 19,1 % des renoncements, respectivement). Pour les soins dentaires, c'est la peur qui constitue le second motif de renoncement (25,2 % des cas).

L'éloignement géographique ou les difficultés de transport n'ont été que très rarement cités (environ 1 % des cas). S'agissant de l'accessibilité de l'offre de soins médicaux, l'enquête révèle, il est vrai, que les individus ayant renoncé à consulter sont aussi nombreux que les autres à résider à moins de dix minutes d'un

4. Les taux de renoncement observés dans l'enquête SRCV et ceux fournis par l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) de l'Irdes sont difficilement comparables. En effet, dans le questionnaire principal de l'ESPS, seul le renoncement pour raisons financières est appréhendé. En revanche, alors que l'enquête SRCV ne permet de repérer que les cas de renoncement à des soins médicaux ou dentaires (sans autre précision), ce sont quinze types de soins qui sont distingués (« dentier ; couronne, bridge, implant dentaire ; soins de gencives ; autre soin dentaire ; lunettes (verres, montures, lentilles) ; prothèse auditive ; consultations, visites et soins de spécialistes ; consultations, visites et soins de généralistes ; radios et autres examens d'imagerie ; pharmacie non remboursable ; pharmacie remboursable ; kinésithérapie, massages ; analyses de laboratoires ; cure thermale ; autres »). Depuis 2004, les questions de l'ESPS sont formulées de la manière suivante : « Au cours des douze derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ? » ; « À quels soins avez-vous renoncé ? » (trois réponses possibles) ; « Avez-vous renoncé définitivement à ce soin ou l'avez-vous reporté dans le temps ? ». 5. Si l'on retient comme unité d'analyse le ménage, et non plus l'individu, la proportion de foyers concernés s'élève à 5,8 % pour les soins médicaux et à 10,2 % pour les soins dentaires. Le plus souvent (dans 89,6 % et 86,1 % des cas, respectivement), un seul membre du ménage a renoncé à consulter.

Tableau 1
Proportion de personnes ayant renoncé à des soins au cours des douze derniers mois

En %

	Renoncement aux soins médicaux				Renoncement aux soins dentaires			
	2004 (1)	2005	2006	2007	2004 (1)	2005	2006	2007
Hommes	4,6	4,0	3,9	4,0	8,0	6,8	6,6	6,5
Femmes	4,3	3,6	3,6	3,3	7,1	6,5	5,9	6,7
Ensemble	4,5	3,8	3,7	3,6	7,5	6,6	6,2	6,6

(1) Proportion observée dans le sous-échantillon des répondants aux vagues 1 et 2.

Lecture : en 2004, 4,6 % des hommes interrogés ont déclaré avoir renoncé à des soins médicaux au cours des douze derniers mois.

Champ : ensemble des individus de 16 ans et plus.

Source : SRCV-Silc, vagues 1-4, 2004-2007, Insee (calculs des auteurs).

cabinet de médecin généraliste (ou d'un centre de soins primaires)⁶.

La répartition des motifs de renoncement diffère quelque peu selon le sexe. En particulier, il convient de noter que le renoncement pour raisons financières est plus fréquent chez les femmes (les proportions observées, pour les deux types de soins, étant de 37,6 % et 56,9 %, respectivement, contre 27,3 % et 42,0 % chez les hommes).

Sur la courte période 2004-2007, qu'il s'agisse de la proportion d'individus ayant renoncé à consulter (cf. tableau 1) ou de la part du non-recours pour raisons financières (cf. tableau 3), les données de l'enquête SRCV ne font pas apparaître d'évolution notable⁷.

Les taux de renoncement sont plus élevés chez les personnes moins bien portantes

La source utilisée ne permet pas de repérer les cas éventuels de non-recours aux soins pour

les enfants de moins de 16 ans. On peut noter, en revanche, que le phénomène touche peu les 16-17 ans. En effet, au cours des douze mois ayant précédé l'enquête de 2007, seule une infime minorité de ces jeunes (0,6 %) se sont abstenus, à au moins une reprise, de consulter un médecin alors que leur état de santé le justifiait et moins de 3 % d'entre eux n'ont pas reçu les soins dentaires dont ils auraient eu besoin. Chez les jeunes âgés de 18 ou 19 ans, ces proportions, quoique plus élevées (2,6 % et 3,7 %, respectivement), restent sensiblement inférieures à celles qu'on enregistre parmi l'ensemble des personnes interrogées. Si l'on

6. 68,2 % d'entre eux peuvent trouver un généraliste à moins de dix minutes à pied de leur domicile et 27,5 % à moins de dix minutes en voiture (contre, respectivement, 63,2 % et 32,0 % des autres répondants). L'enquête ne renseigne pas, en revanche, sur le temps d'accès aux soins dentaires.

7. Les taux de renoncement observés en 2004 sont certes un peu plus élevés que ceux enregistrés lors des trois années suivantes (cf. tableau 1). Il convient toutefois de préciser que les chiffres de 2004 s'appuient sur le sous-échantillon des individus ayant été interrogés à la fois en vague 1 et en vague 2, et non pas sur l'ensemble des répondants à la première enquête (cf. encadré 1), ce qui invite à rester prudent dans l'interprétation de cet écart.

Tableau 2
Raison principale du renoncement aux soins

	Renoncement aux soins médicaux			Renoncement aux soins dentaires		
	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble
Raisons financières	27,3	37,6	32,2	42,0	56,9	49,9
Délai, file d'attente	3,6	7,6	5,5	4,7	2,2	3,4
Manque de temps	23,3	16,5	20,1	8,3	6,0	7,1
Éloignement géographique, difficultés de transport	0,3	1,2	0,7	0,5	1,6	1,1
Peur	11,8	11,5	11,6	27,6	23,0	25,2
Attente d'une amélioration	22,5	15,3	19,1	5,8	2,9	4,2
Ne connaît pas de bon médecin / dentiste	1,1	0,6	0,9	2,1	1,0	1,5
Autres raisons	10,1	9,7	9,9	9,0	6,4	7,6
Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Lecture : pour 27,3 % des hommes ayant renoncé à des soins médicaux au cours des douze derniers mois, la décision de ne pas consulter a été principalement motivée par des raisons financières.

Champ : individus de 16 ans et plus ayant renoncé à des soins.

Source : SRCV-Silc, vague 4, 2007, Insee (calculs des auteurs).

Tableau 3
Part du renoncement aux soins pour raisons financières

	Soins médicaux				Soins dentaires			
	2004 (1)	2005	2006	2007	2004 (1)	2005	2006	2007
Hommes	20,7	26,6	31,0	27,3	43,1	45,8	41,4	42,0
Femmes	39,0	43,9	39,6	37,6	56,4	57,5	55,7	56,9
Ensemble	29,9	35,2	35,3	32,2	49,7	51,8	48,5	49,9

(1) Proportion observée dans le sous-échantillon des répondants aux vagues 1 et 2.

Lecture : parmi les hommes ayant déclaré en 2004 avoir renoncé à des soins médicaux, 20,7 % ont invoqué des raisons financières.

Champ : individus de 16 ans et plus ayant renoncé à des soins.

Source : SRCV-Silc, vagues 1-4, 2004-2007, Insee (calculs des auteurs).

ne tient pas compte de la situation – sans doute particulière – des individus les plus jeunes, le taux de renoncement aux soins médicaux tend à décroître avec l'âge (cf. graphique). Ainsi, le taux observé dans la tranche d'âge 20-29 ans excède de 4 points celui mis en évidence chez les 70 ans et plus (5,8 % contre 1,4 %). Dans le cas des soins dentaires, on observe un profil similaire, mais uniquement pour les hommes.

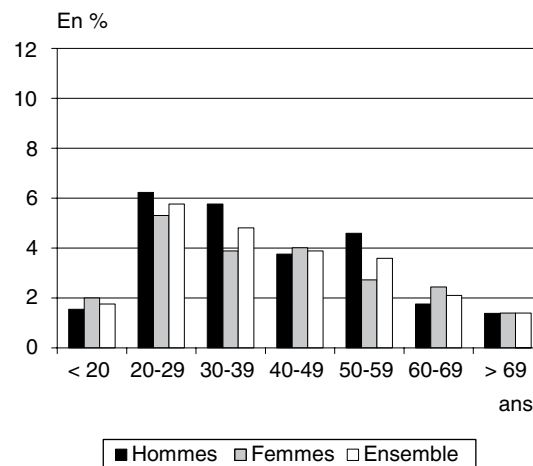
Le renoncement aux soins est également corrélé à l'état de santé perçue (cf. tableau 4)⁸. Les personnes ne s'estimant pas en bonne santé sont, en effet, proportionnellement plus nombreuses à avoir renoncé à des soins médicaux ou dentaires au cours des douze derniers mois. Certaines

d'entre elles ont qualifié leur état de santé de « mauvais » ou « très mauvais » ; d'autres ont porté un jugement moins négatif (l'état de santé déclaré étant « assez bon »). Il apparaît, du moins chez les femmes, que les premières sont caractérisées par des taux de renoncement aux soins significativement plus élevés que les secondes. Deux autres questions de l'enquête renseignent

8. La question d'auto-évaluation de l'état de santé a été formulée comme suit : « Comment est votre état de santé en général ? – 1. Très bon. 2. Bon. 3. Assez bon. 4. Mauvais. 5. Très mauvais ». Dans l'échantillon interrogé en 2007, 71,3 % des individus de 16 ans et plus considèrent leur état de santé comme « bon » ou « très bon », 19,9 % le jugent « assez bon » et 8,8 % l'estiment « mauvais » ou « très mauvais ». Dans le tableau 4, en raison de la faiblesse des effectifs, ces deux dernières modalités ont été regroupées.

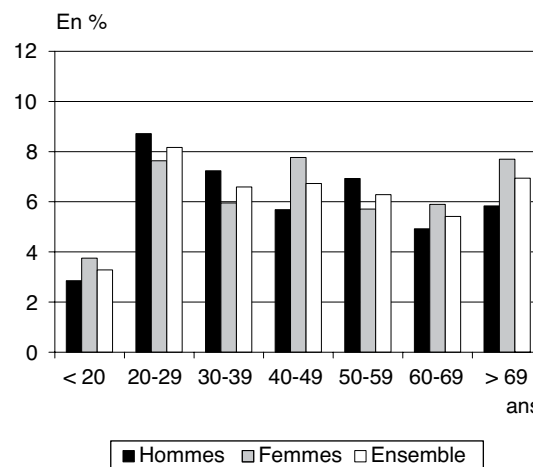
Graphique Taux de renoncement aux soins selon l'âge

A. Soins médicaux



Lecture : 6,2 % des hommes âgés de 20 à 29 ans ont renoncé à des soins médicaux au cours des douze derniers mois.
Champ : ensemble des individus de 16 ans et plus.
Source : SRCV-Silc, vague 4, 2007, Insee (calculs des auteurs).

B. Soins dentaires



Lecture : 8,7 % des hommes âgés de 20 à 29 ans ont renoncé à des soins dentaires au cours des douze derniers mois.
Champ : ensemble des individus de 16 ans et plus.
Source : SRCV-Silc, vague 4, 2007, Insee (calculs des auteurs).

sur l'état de santé de l'individu, l'une portant sur l'existence de maladies chroniques, l'autre ayant trait aux limitations dans les activités quotidiennes⁹. Là encore, on constate que les personnes concernées ont plus souvent été amenées à ne pas consulter. C'est dans le cas des soins dentaires que l'écart entre les taux de renoncement est le plus net. Ainsi, 9,2 % des individus souffrant d'une maladie chronique auraient eu besoin de tels soins mais n'ont pas consulté, contre 5,3 % des autres enquêtés. De même, cette proportion s'élève à 12,7 % chez les personnes ayant déclaré être « très limitées » dans leurs activités quotidiennes¹⁰, contre 9,2 % chez celles qui le sont moins et 5,6 % parmi les individus qui ne rencontrent aucune gêne.

Renoncement aux soins et difficultés de conditions de vie

Le niveau de vie moyen des personnes ayant renoncé à consulter un médecin ou un dentiste est inférieur de 17,5 % à celui enregistré dans le reste de l'échantillon. Comme on peut s'en douter, parmi les individus qui vivent sous le seuil de pauvreté, on observe des taux de renoncement aux soins médicaux et dentaires nettement plus élevés (6,7 % et 11,3 %, respectivement, contre 3,2 % et 5,9 % chez les personnes non pauvres). Et ce non-recours est encore plus fréquent chez les répondants appartenant à un

ménage qui perçoit le Revenu minimum d'insertion (11,6 % d'entre eux ayant renoncé à des soins médicaux et 19,0 % à des soins dentaires).

L'enquête montre également que les individus qui ont été amenés à ne pas consulter sont plus souvent confrontés à des difficultés en termes de conditions de vie. Ce constat se vérifie pour la plupart des indicateurs habituellement retenus (cf. tableau 5)¹¹. Ainsi, s'agissant de la perception de la situation financière du foyer, on peut noter que ces individus sont presque trois fois plus nombreux à vivre dans un ménage ayant déclaré « y arriver difficilement » ou « ne pas y arriver sans faire de dettes » : près de quatre sur dix sont dans ce cas, contre environ 14 % des autres répondants. Autre illustration des difficultés budgétaires : 30 % d'entre eux appartiennent à un ménage qui a connu, au cours des douze derniers mois, de fréquents découverts bancaires (*i.e.* au moins une fois par mois), alors que cette proportion n'est que de 12,5 % dans l'ensemble de la population étudiée.

9. Ces deux questions ont été posées dans les termes suivants : « Avez-vous une maladie ou un problème de santé qui soit chronique ou de caractère durable ? » ; « Depuis au moins 6 mois, en raison de problèmes de santé, êtes-vous limité(e) dans les activités que font les gens habituellement ? – 1. Oui, très limité(e). 2. Oui, limité(e). 3. Non, aucunement limité(e) ».

10. Dans le cas des femmes, le taux observé est de 14,3 % (contre 10,5 % pour les hommes).

11. Il convient de préciser que les informations relatives aux difficultés de conditions de vie ont toutes été collectées au niveau ménage.

Tableau 4
Taux de renoncement aux soins selon l'état de santé

	Renoncement aux soins médicaux			Renoncement aux soins dentaires		
	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble
État de santé perçu						
Très bon	3,5	1,7	2,7	4,6	3,9	4,3
Bon	3,6	3,5	3,5	6,2	5,9	6,0
Assez bon	5,6	3,9	4,6	8,6	8,7	8,7
Mauvais ou très mauvais	4,9	5,1	5,0	10,6	12,7	11,9
Maladie / problème de santé chronique ou de caractère durable						
Oui	4,7	4,2	4,4	9,1	9,4	9,2
Non	3,7	2,9	3,3	5,3	5,3	5,3
Limitations dans les activités quotidiennes						
Très limité(e)	4,6	4,2	4,4	10,5	14,3	12,7
Limité(e)	5,4	4,4	4,9	9,1	9,3	9,2
Aucunement limité(e)	3,7	3,0	3,3	5,7	5,4	5,6
Ensemble	4,0	3,3	3,6	6,5	6,7	6,6

Lecture : 3,5 % des hommes percevant leur état de santé comme « très bon » ont renoncé à des soins médicaux.

Champ : ensemble des individus de 16 ans et plus.

Source : SRCV-Silc, vague 4, 2007, Insee (calculs des auteurs).

Des écarts importants s'observent aussi dans ces deux autres domaines que sont les retards de paiement et les restrictions de consommation. Par exemple, chez ces personnes, le fait de ne pouvoir régler à temps certaines factures courantes (électricité, gaz, eau ou téléphone)

est une situation trois fois plus fréquente (environ 16 % des cas, contre 5 % parmi les autres répondants). En ce qui concerne les restrictions de consommation, on notera que, dans cette sous-population, trois individus sur dix sont membres d'un ménage qui ne dispose pas de

Tableau 5
Difficultés de conditions de vie selon l'existence ou non d'un renoncement aux soins

En %

	Renoncement aux soins médicaux		Renoncement aux soins dentaires		Ensemble
	oui	non	oui	non	
Contrainte budgétaire					
Perception de la situation financière du ménage : « y arrive difficilement » / « ne peut y arriver sans faire de dettes »	39,0	14,0	38,9	13,3	15,0
Revenus jugés insuffisants pour couvrir les dépenses courantes	39,1	17,0	41,4	16,2	17,8
Nécessité de puiser dans les économies pour équilibrer le budget	35,0	30,3	34,9	30,2	30,5
Découverts bancaires (au moins une fois par mois)	30,2	11,9	29,5	11,3	12,5
Part du revenu mensuel consacrée aux remboursements d'emprunts : plus de 33 % (1)	17,7	16,3	13,2	16,6	16,3
Ne disposer d'aucune épargne	25,7	17,1	31,2	16,4	17,4
Retards de paiement					
Factures (électricité, eau, gaz ou téléphone)	15,6	5,3	16,9	4,9	5,7
Loyers (1)	24,1	10,7	21,9	10,2	11,5
Versements d'impôts	8,4	2,8	7,5	2,7	3,0
Restrictions de consommation					
Les moyens financiers du ménage ne permettent pas ...					
de maintenir le logement à bonne température	13,9	4,4	12,9	4,2	4,7
de se payer une semaine de vacances, au moins une fois par an	54,6	28,2	56,2	27,2	29,1
de remplacer des meubles hors d'usage	60,2	28,7	60,7	27,6	29,8
d'acheter des vêtements neufs	28,9	9,9	29,6	9,3	10,6
de manger de la viande ou du poisson tous les deux jours	17,6	5,7	18,0	5,3	6,2
de recevoir des parents ou des amis, au moins deux fois par mois	22,4	7,7	22,6	7,3	8,3
d'offrir des cadeaux, au moins une fois par an	21,6	7,5	23,7	6,9	8,0
de posséder deux paires de chaussures	22,7	6,7	23,2	6,1	7,2
Avoir passé au moins une journée sans prendre un repas complet, pour des raisons financières, au cours des deux dernières semaines	12,5	2,2	9,1	2,1	2,5
Difficultés liées au logement					
Nombre de pièces inférieur au nombre de personnes	9,2	8,3	11,1	8,1	8,3
Absence de salle de bains à l'intérieur du logement	1,7	0,9	2,3	0,9	0,9
Absence de toilettes à l'intérieur du logement	1,3	1,0	2,0	0,9	1,0
Absence d'eau chaude	1,2	0,7	1,1	0,7	0,8
Absence de système de chauffage	2,3	1,6	2,7	1,6	1,7
Logement trop petit	23,6	12,9	22,4	12,7	13,3
Logement difficile ou trop coûteux à chauffer	36,9	21,4	36,1	20,9	21,9
Logement humide	27,6	12,8	27,4	12,4	13,4
Logement bruyant	26,9	18,9	28,1	18,6	19,2

(1) Pourcentage calculé parmi l'ensemble des individus appartenant aux ménages concernés par ce type de dépense.

Lecture : on a repris ici les vingt-sept indicateurs habituellement utilisés en France pour mesurer, à partir de l'enquête SRCV, la pauvreté en conditions de vie. 39 % des individus ayant renoncé à des soins médicaux vivent dans un ménage dont la situation financière est jugée difficile.

Champ : ensemble des individus de 16 ans et plus.

Source : SRCV-Silc, vague 4, 2007, Insee (calculs des auteurs).

ressources suffisantes pour acheter des vêtements neufs, alors que seules 10 % des autres personnes sont dans ce cas. Pour les difficultés de logement, dernier domaine distingué ici, les différences sont, en revanche, moins marquées (aucun écart significatif n'étant enregistré pour cinq des neuf indicateurs ayant trait à ces difficultés). Au total, ce sont 37,8 % des personnes ayant renoncé à des soins médicaux qui peuvent être considérées comme pauvres en termes de conditions de vie¹², un taux presque trois fois et demi supérieur à celui observé dans l'ensemble de la population (11,4 %). De même, cette forme de pauvreté touche plus d'un tiers (35,1 %) des individus qui auraient eu besoin de soins dentaires¹³.

Une situation plus souvent récurrente lorsque des raisons financières sont invoquées

L'exploitation de la dimension longitudinale de l'enquête révèle qu'environ un quart des personnes ayant renoncé à des soins médicaux une année donnée ont agi pareillement l'année suivante¹⁴. Dans le cas des soins dentaires, la proportion correspondante s'élève à plus de 40 %. Lorsque la décision de ne pas se rendre chez le médecin ou le dentiste a été motivée par des raisons financières, son caractère récurrent apparaît plus marqué. Ainsi, parmi les personnes ayant déclaré avoir renoncé à des soins médicaux, du fait de l'insuffisance de leurs ressources, au cours des douze mois précédant l'enquête de 2006, 29 % ont de nouveau été amenées, dans les douze mois suivants, à faire le choix de ne pas consulter (alors que leur état de santé le nécessitait). Seuls 20,6 % des répondants ayant avancé d'autres raisons sont dans ce cas. Chez les personnes qui auraient eu besoin de soins dentaires, l'écart est encore plus net (49,6 % contre 33,6 %). Dans la grande majorité des cas (plus de 80 %), lorsque l'obstacle financier a été invoqué une année donnée, c'est ce même motif qui a été mis en avant l'année suivante.

Si l'on restreint le champ aux individus ayant été interrogés lors de chacune des vagues d'enquête (conduites de 2004 à 2007)¹⁵, ce sont 10,4 % des personnes de 16 ans et plus qui ont renoncé à des examens ou soins médicaux, à un moment ou à un autre, dans les quatre dernières années et 15,8 % à des soins dentaires. Ces proportions sont un peu plus élevées chez les hommes (11,5 % et 16,2 %, respectivement, contre 9,4 % et 15,5 % chez

les femmes). La majorité des individus concernés (73,7 % dans le cas des soins médicaux et 60,1 % pour les soins dentaires) n'ont fait état d'un besoin de soins non satisfait que durant l'une des quatre enquêtes successives. Rares sont ceux qui ont déclaré chaque année avoir renoncé au moins une fois, au cours des douze derniers mois, à se rendre chez le médecin ou le dentiste.

Certains traits observés parmi l'ensemble des individus ayant été amenés à ne pas consulter apparaissent accentués chez ceux pour qui ce non-recours revêt un caractère récurrent (*i.e.* ceux qui ont indiqué avoir renoncé à des soins lors d'au moins deux des quatre vagues d'enquête). Ainsi, ces derniers se disent plus rarement en bonne ou très bonne santé : seulement un peu plus d'un tiers d'entre eux ont porté un jugement positif sur leur état de santé lors de chacune des enquêtes, alors que cette proportion atteint 45 % parmi les répondants ayant déclaré à une seule reprise s'être abstenus de consulter et 55 % parmi ceux qui n'ont pas mentionné de besoins non satisfaits (au cours de la période d'observation). De même, ces personnes sont proportionnellement plus nombreuses à s'être trouvées, à un moment ou à un autre, sous le seuil de pauvreté : quatre sur dix sont dans ce cas, contre environ un tiers des individus ayant renoncé de manière plus ponctuelle et moins d'un quart des autres répondants¹⁶.

Les déterminants individuels du renoncement aux soins

Pour tenter d'identifier les facteurs qui influent, toutes choses égales par ailleurs, sur le renoncement aux soins, on a procédé à l'estimation de régressions sur données de panel

12. La définition retenue ici est celle couramment utilisée en France : sont qualifiés de pauvres, sous l'angle des conditions de vie, les ménages (et, par suite, les individus qui en font partie) qui sont confrontés à au moins huit des vingt-sept difficultés répertoriées (sur ce point, voir, par exemple, Godefroy et al., 2009).

13. En termes monétaires, les taux de pauvreté sont nettement moins élevés (23,4 % et 21,7 %, respectivement, contre 12,7 % parmi l'ensemble des individus de 16 ans et plus).

14. Au cours d'une même période de douze mois, l'individu a pu décider à plusieurs reprises de ne pas consulter. L'enquête ne renseigne malheureusement pas sur ce point.

15. Cet échantillon cylindré comprend 9 017 individus.

16. Les proportions exactes sont les suivantes : 44,3 %, 34,1 % et 22,5 %, dans le cas du renoncement aux soins médicaux ; 41,1 %, 35,8 % et 21,4 %, s'agissant des soins dentaires.

(2004-2007)¹⁷, le fait de pouvoir disposer de plusieurs observations pour une même personne ayant permis ici de tenir compte de l'impact des caractéristiques individuelles inobservées (telles que les attitudes et représentations vis-à-vis de la maladie et des soins : rapport au corps, perception de la douleur, degré de confiance à l'égard des professionnels de santé, etc.). Dans un premier temps, aucune distinction selon le motif de non-recours invoqué par l'individu n'a été introduite, la variable dépendante étant codée 1 lorsque celui-ci a renoncé au moins une fois à consulter au cours des douze mois précédant l'enquête de l'année t , que ce soit pour des raisons financières ou non (0 sinon).

Ce sont deux types de régressions qui ont été mises en œuvre : des régressions de type *probit* à effets aléatoires et des régressions logistiques à effets fixes (cf. encadré 2). Afin de déterminer si les effets de certains facteurs varient selon le sexe, les estimations ont été réalisées séparément pour les hommes et pour les femmes.

17. Les comportements de renoncement aux soins ont également été analysés à l'aide de régressions logistiques sur données en coupe. Les résultats détaillés de ces régressions, menées sur l'échantillon de la vague 4 (2007), sont disponibles auprès des auteurs.

Encadré 2

LES RÉGRESSIONS UTILISÉES

Les régressions sur données de panel

Pour analyser les comportements de renoncement aux soins à partir des données issues des vagues 1 à 4 (2004-2007) de l'enquête SRCV, on a utilisé des régressions dichotomiques de type *probit* à effets aléatoires et *Logit* à effets fixes (voir Greene, 2003, pp. 689-700), ainsi que des régressions logistiques multinomiales à effets aléatoires (voir notamment Haan et Uhlenborff, 2006).

Les variables prises en compte, communes à l'ensemble des modèles, sont les suivantes : l'âge, l'état de santé perçu, la nationalité, le fait d'être titulaire ou non d'un diplôme de l'enseignement supérieur, la situation familiale (le fait de vivre en couple ou non, d'avoir ou non des enfants de moins de 18 ans), le statut d'activité (uniquement dans les régressions portant sur les 20-59 ans), le revenu annuel du ménage (en milliers d'euros), le statut d'occupation du logement, le fait que le ménage ait des emprunts ou des crédits à rembourser (autres que ceux liés à la résidence principale), le nombre de voitures disponibles dans le ménage et la taille de la commune de résidence.

Les régressions dichotomiques

La variable dépendante des régressions dichotomiques, notée Y_{it} , prend la valeur 1 lorsque l'individu i a renoncé à des soins (médicaux / dentaires) au cours des douze mois précédant l'enquête de l'année t (0 sinon).

Les régressions de type *probit* à effets aléatoires peuvent s'écrire sous la forme :

$$Y_{it}^* = X_{it}\beta + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

avec

$$\varepsilon_{it} = u_i + v_{it}$$

$$v_{it} \rightarrow N(0, 1) \quad \text{et} \quad u_i \rightarrow N(0, \sigma_u^2)$$

où u_i est l'effet individuel aléatoire, constant au cours du temps.

Les termes u_i et v_{it} étant supposés indépendants et non corrélés aux variables X_{it} , on a :

$$\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_u^2 + 1$$

et

$$\text{Corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + 1} \quad (t \neq s)$$

Le coefficient ρ peut s'interpréter comme la part de la variance totale du terme d'erreur due à l'hétérogénéité non observée.

Ce type de spécification repose sur une hypothèse (forte) de non-corrélation entre les effets individuels u_i et les caractéristiques observées X_{it} . Le recours à des régressions logistiques à effets fixes permet de lever cette hypothèse. La probabilité de renoncement aux soins s'écrit alors :

$$\text{Pr}(Y_{it} = 1 | X_{it}, \alpha_i) = \frac{\exp(X_{it}\beta + \alpha_i)}{1 + \exp(X_{it}\beta + \alpha_i)}$$

où α_i est une constante propre à chaque individu.

Pour l'estimation de ces régressions logistiques, on a utilisé la méthode du maximum de vraisemblance conditionnel (Chamberlain, 1980), méthode qui fournit



Les effets des caractéristiques individuelles sur la probabilité de renoncement aux soins

Si l'on s'intéresse tout d'abord aux résultats obtenus à l'aide des régressions de type *probit* à effets aléatoires, on constate que la probabilité de renoncer à des examens ou des soins médicaux diminue avec l'âge, et ce, plus nettement chez les hommes (cf. tableau 6). Ces derniers, à mesure qu'ils avancent en âge, ont également moins tendance à décider de ne pas

se rendre chez le dentiste, toutes choses égales par ailleurs (cf. tableau 7). Chez les femmes, ce facteur joue dans le même sens. Toutefois, la probabilité de renoncement aux soins dentaires ne décroît significativement qu'à partir de 50 ans, les femmes âgées de 30 à 49 ans n'étant, semble-t-il, pas moins enclines à se passer de certains soins que les moins de 30 ans (catégorie de référence). Cet impact négatif de l'âge est peu surprenant. En effet, les personnes vieillissantes sont probablement plus attentives à leur santé que les plus jeunes. En outre,

Encadré 2 (suite)

des estimateurs convergents des paramètres β sans qu'il soit besoin d'estimer les α_j .

Les régressions logistiques multinomiales

Dans les régressions de type *Logit* multinomial à effets aléatoires, trois situations sont distinguées : (1) n'avoir renoncé à aucun des soins (médicaux / dentaires) nécessaires au cours des douze mois précédant l'enquête de l'année t ; (2) avoir renoncé au moins une fois à des soins pour des raisons financières ; (3) avoir renoncé à consulter pour d'autres raisons.

On suppose qu'il existe une variable latente Y_{jt}^* , mesurant la propension de l'individu i à se trouver dans la situation j ($j = 1, 2, 3$) durant la période t , définie par la relation suivante :

$$Y_{jt}^* = X_{it}\beta_j + \alpha_{ij} + \varepsilon_{ijt}$$

où α_{ij} est un effet individuel aléatoire, constant au cours du temps, et ε_{ijt} est un terme d'erreur. La situation effectivement observée est celle pour laquelle la valeur de Y_{jt}^* est la plus élevée.

En faisant l'hypothèse que les termes ε_{ijt} sont indépendants et identiquement distribués selon une loi des valeurs extrêmes de type I, la probabilité associée à la j^{e} situation est de la forme :

$$Pr(Y_{it} = j | X_{it}, \alpha_i) = \frac{\exp(X_{it}\beta_j + \alpha_{ij})}{\sum_{k=1}^3 \exp(X_{it}\beta_k + \alpha_{ik})}$$

Pour l'identification, la première situation est prise comme référence (i.e. $\beta_1 = 0$ et $\alpha_{i1} = 0$). Les effets aléatoires α_{i2} et α_{i3} , corrélés entre eux, sont supposés suivre une loi normale bivariée :

$$\begin{pmatrix} \alpha_{i2} \\ \alpha_{i3} \end{pmatrix} \rightarrow N \left[\begin{pmatrix} a_2 \\ a_3 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{22} & \sigma_{23} \\ \sigma_{23} & \sigma_{33} \end{pmatrix} \right]$$

Ces régressions ont été estimées par la méthode du maximum de vraisemblance simulé, en utilisant 250 séquences de Halton. Pour plus de détails, voir Haan et Uhlenborff (2006).

Les régressions de type probit bivarié

Afin de tenir compte de l'éventuelle endogénéité de l'état de santé, on a également estimé, sur les données de la vague 2 (2005) de l'enquête *SRCV*, des régressions de type *probit* bivarié (voir, par exemple, Lollivier, 2001). Ces *probit* dits « récursifs » s'écrivent :

$$Y_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{1i}^* = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} > 0 \\ 0 & \text{si } Y_{1i}^* = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} \leq 0 \end{cases}$$

$$Y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{2i}^* = X_{2i}\beta_2 + \gamma Y_{1i} + \varepsilon_{2i} > 0 \\ 0 & \text{si } Y_{2i}^* = X_{2i}\beta_2 + \gamma Y_{1i} + \varepsilon_{2i} \leq 0 \end{cases}$$

avec

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{pmatrix} \rightarrow N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right]$$

où Y_{1i}^* et Y_{2i}^* sont des variables latentes (non observables), Y_{1i} et Y_{2i} désignent les deux variables expliquées (Y_{1i} étant également introduite, en tant que variable explicative, dans la seconde équation), X_{1i} et X_{2i} représentent les vecteurs de variables explicatives, ε_{1i} et ε_{2i} sont deux termes d'erreur (distribués selon une loi normale bivariée), et ρ est le coefficient de corrélation entre ε_{1i} et ε_{2i} . La variable Y_{1i} prend la valeur 1 lorsque l'individu a déclaré ne pas être en bonne santé (0 sinon). Quant à la variable Y_{2i} , comme dans les régressions précédentes, elle est codée 1 lorsque celui-ci a renoncé à des soins (médicaux / dentaires) dans les douze derniers mois (0 sinon).

L'identification des paramètres d'intérêt requiert qu'au moins une variable du vecteur X_{1i} ne soit pas incluse dans le vecteur X_{2i} (ce point ayant toutefois été contesté par Wilde, 2000). La profession (actuelle ou antérieure) de l'individu et le niveau de diplôme des parents sont les deux variables que l'on a retenues ici comme « instruments ». Ces variables ont un impact significatif sur l'état de santé, mais n'influent pas directement sur la probabilité de renoncement aux soins.

Tableau 6

Analyse du renoncement aux soins médicaux : paramètres estimés des régressions sur données de panel

	Hommes		Femmes	
	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires
Constante		- 2,142 ***		- 2,459 ***
Âge				
Moins de 30 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
30 à 39 ans	0,414	- 0,199 ***	- 0,307	- 0,164 **
40 à 49 ans	0,188	- 0,274 ***	- 0,299	- 0,156 **
50 à 59 ans	0,075	- 0,528 ***	- 0,520	- 0,468 ***
60 à 69 ans	- 0,550	- 0,830 ***	- 0,833	- 0,596 ***
70 ans et plus	- 1,200	- 1,313 ***	- 1,483 *	- 1,074 ***
État de santé perçu				
Très bon	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Bon	0,289 **	0,271 ***	0,237	0,222 ***
Assez bon	0,611 ***	0,593 ***	0,575 ***	0,575 ***
Mauvais / très mauvais	0,840 ***	0,765 ***	0,682 ***	0,776 ***
Nationalité				
Français(e) de naissance		Réf.		Réf.
Français(e) par acquisition		- 0,074		0,105
Autres nationalités		0,181 **		0,244 ***
Niveau de diplôme : supérieur au baccalauréat	0,010	- 0,040	0,242	0,060
Situation familiale				
Seul(e), sans enfant	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Seul(e), avec enfant(s)	- 0,540 *	- 0,069	0,016	0,062
En couple, sans enfant	- 0,168	- 0,014	- 0,488 *	- 0,264 ***
En couple, avec enfant(s)	- 0,023	0,076	- 0,776 ***	- 0,356 ***
Revenu annuel du ménage (en milliers d'euros)	- 0,007 *	- 0,004 ***	- 0,001	- 0,006 ***
Statut d'occupation du logement				
Propriétaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Accédant à la propriété	0,144	0,041	0,566	0,163 **
Locataire / sous-locataire	0,123	0,217 ***	0,908 *	0,431 ***
Logé à titre gratuit	0,802	0,100	1,087 *	0,412 ***
Existence d'emprunts ou de crédits à rembourser	- 0,141	0,050	0,253 *	0,196 ***
Nombre de voitures dans le ménage				
Aucune	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Une	- 0,134	- 0,320 ***	0,163	- 0,210 ***
Deux ou plus	- 0,360	- 0,320 ***	- 0,280	- 0,308 ***
Taille de l'aire urbaine				
Commune hors aire urbaine	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Aire urbaine de moins de 100 000 habitants	- 0,060	0,071	0,816	0,235 ***
Aire urbaine de 100 000 habitants ou plus (hors Paris)	0,281	0,122 **	- 1,077	0,121 *
Aire urbaine de Paris	1,190	0,043	- 0,317	0,210 ***
ρ		0,491 ***		0,497 ***
Logarithme de la vraisemblance	- 948,56	- 4 272,09	- 951,41	- 4 336,40
Nombre d'observations	2 514	26 659	2 515	30 525
Nombre d'individus	769	8 634	778	9 846

Lecture : un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit) la probabilité d'avoir renoncé à des soins au cours des douze derniers mois.

*** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.

Champ : personnes de référence et conjoints.

Source : SRCV-Silc, vagues 1 à 4, 2004-2007, Insee (calculs des auteurs).

Tableau 7

Analyse du renoncement aux soins dentaires : paramètres estimés des régressions sur données de panel

	Hommes		Femmes	
	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires
Constante		- 1,958 ***		- 2,289 ***
Âge				
<i>Moins de 30 ans</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
30 à 39 ans	- 0,538 *	- 0,228 ***	0,057	- 0,128
40 à 49 ans	- 0,925 **	- 0,364 ***	0,114	- 0,105
50 à 59 ans	- 0,494	- 0,410 ***	0,159	- 0,236 ***
60 à 69 ans	- 0,889	- 0,585 ***	- 0,650	- 0,376 ***
70 ans et plus	- 1,884 **	- 0,801 ***	- 0,849	- 0,564 ***
État de santé perçu				
<i>Très bon</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Bon	0,177	0,249 ***	0,090	0,142 **
Assez bon	0,377 **	0,518 ***	0,258 *	0,474 ***
Mauvais / très mauvais	0,309	0,708 ***	0,468 **	0,737 ***
Nationalité				
<i>Français(e) de naissance</i>		Réf.		Réf.
Français(e) par acquisition		0,081		- 0,112
Autres nationalités		0,201 **		0,111
Niveau de diplôme : supérieur au baccalauréat	0,514	- 0,368 ***	- 0,697	- 0,144 **
Situation familiale				
<i>Seul(e), sans enfant</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Seul(e), avec enfant(s)	0,802 ***	0,198 *	0,063	0,126 *
En couple, sans enfant	0,477 **	0,077	- 0,596 **	- 0,304 ***
En couple, avec enfant(s)	0,464 *	0,047	- 0,798 ***	- 0,331 ***
Revenu annuel du ménage (en milliers d'euros)	- 0,003	- 0,004 ***	- 0,003	- 0,009 ***
Statut d'occupation du logement				
<i>Propriétaire</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Accédant à la propriété	0,703 **	0,298 ***	- 0,540 *	0,161 **
Locataire / sous-locataire	0,176	0,462 ***	0,397	0,507 ***
Logé à titre gratuit	- 0,072	0,239 **	- 1,005 *	0,084
Existence d'emprunts ou de crédits à rembourser	- 0,094	0,130 ***	0,180	0,303 ***
Nombre de voitures dans le ménage				
<i>Aucune</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Une	- 0,992 ***	- 0,570 ***	- 0,090	- 0,297 ***
Deux ou plus	- 1,173 ***	- 0,639 ***	- 0,079	- 0,391 ***
Taille de l'aire urbaine				
<i>Commune hors aire urbaine</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Aire urbaine de moins de 100 000 habitants	- 1,299 **	- 0,199 **	0,471	0,178 **
Aire urbaine de 100 000 habitants ou plus (hors Paris)	- 0,376	0,008	0,191	0,127 **
Aire urbaine de Paris	- 0,590	0,069	- 0,301	0,277 ***
ρ		0,612 ***		0,617 ***
Logarithme de la vraisemblance	- 1 307,32	- 6 052,85	- 1 403,61	- 6 403,37
Nombre d'observations	3 435	26 659	3 696	30 525
Nombre d'individus	1 054	8 634	1 133	9 846

Lecture : un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit) la probabilité d'avoir renoncé à des soins au cours des douze derniers mois.

*** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.

Champ : personnes de référence et conjoints.

Source : SRCV-Silc, vagues 1 à 4, 2004-2007, Insee (calculs des auteurs).

d'après l'étude réalisée par Marical et de Saint Pol (2007), le risque de ne pas être couvert par une complémentaire santé (un élément qui n'a pu être pris en compte ici ; cf. *infra*) est bien plus faible chez les 70 ans et plus que chez les moins de 30 ans¹⁸.

Les résultats de ces régressions font apparaître un lien significatif entre état de santé (perçu) et renoncement aux soins : toutes choses égales par ailleurs, moins l'individu s'estime en bonne santé, plus il y a de chances que celui-ci ait décidé à un moment ou à un autre, au cours des douze derniers mois, de ne pas consulter. Cette relation s'observe aussi bien chez les hommes que chez les femmes, pour les soins médicaux comme pour les soins dentaires. Les effets estimés sont d'ampleur comparable pour les deux sexes. On notera que les personnes ayant qualifié leur état de santé de « mauvais » ou « très mauvais » ont une probabilité d'avoir renoncé à des soins médicaux qui excède d'environ 4 points celle des individus les mieux portants (*i.e.* dont l'état de santé est perçu comme « très bon ») et une probabilité de renoncement aux soins dentaires de 5 points plus élevée¹⁹. La plupart des travaux menés au Canada et aux États-Unis, ainsi que plusieurs études sur données françaises (Bazin *et al.*, 2006 ; Bazin *et al.*, 2006a et 2006b ; Boisguérin, 2007), ont également conclu à l'existence d'un effet significatif de l'état de santé.

Autre caractéristique associée à un risque plus élevé de renoncement aux soins : le fait d'être étranger. Cette analyse montre, en effet, que les personnes de nationalité étrangère sont plus susceptibles de prendre la décision de ne pas aller consulter un médecin alors qu'elles en ressentent le besoin. Pour les soins dentaires, on observe un effet similaire, mais seulement chez les hommes. Le résultat obtenu ici est cohérent avec la constatation qui a pu être faite dans plusieurs études portant sur la consommation de soins, les taux de recours au généraliste et au spécialiste apparaissant plus faibles parmi les étrangers (voir notamment Dourgnon *et al.*, 2009). Des conditions de vie souvent moins bonnes, une moindre connaissance du système de santé, ainsi que des barrières d'ordre culturel peuvent rendre l'accès aux soins plus difficile pour cette frange de la population (Berchet et Jusot, 2012).

Le fait d'être titulaire d'un diplôme d'études supérieures est, à l'inverse, un élément qui joue négativement, mais uniquement dans le cas des soins dentaires. Ce constat vaut pour les

deux sexes. On peut penser que les plus diplômés sont, en règle générale, plus soucieux de leur santé, et donc moins enclins, toutes choses égales par ailleurs, à reporter certains soins, tant préventifs que curatifs. Corrélativement, ces personnes sont sans doute proportionnellement plus nombreuses à avoir une bonne santé bucco-dentaire, ce qui peut se traduire par un moindre besoin de soins (et donc par une plus faible probabilité d'avoir été amené à renoncer à consulter au cours des douze derniers mois). Ce résultat semble contredire celui mis en évidence par Després *et al.* (2011b). En effet, s'appuyant sur les données de l'*Enquête santé et protection sociale (ESPS)* de 2008, cette dernière étude fait apparaître un plus faible risque de renoncement aux soins dentaires pour raisons financières chez les personnes sans diplôme, comparativement à celles qui ont suivi des études supérieures. L'analyse menée par Azogui-Lévy et Rochereau (2005) à partir de l'*ESPS* de 2000 ne montre pas, quant à elle, d'écart significatif entre la probabilité de renoncement des plus instruits et celle des individus ayant un faible niveau d'études (collège ou moins).

S'agissant de la situation familiale, on constate que le fait d'élever seul son (ou ses) enfant(s) augmente le risque de renoncement aux soins dentaires, aussi bien pour les hommes que pour les femmes, cet effet n'étant toutefois significatif qu'au seuil de 10 %. Un résultat analogue a été obtenu par Azogui-Lévy et Rochereau (2005). Ce risque plus élevé pourrait être lié aux difficultés particulières auxquelles le parent isolé peut être confronté (contraintes plus fortes dans l'articulation des temps professionnel, familial et personnel, délitement du réseau social à la suite du divorce ou de la séparation, baisse de l'estime de soi, etc.). Les résultats montrent également que les femmes vivant en couple, qu'elles aient ou non des enfants à charge (de moins de 18 ans), ont, à l'opposé, une plus faible probabilité de renoncer à se rendre chez le médecin ou le dentiste que celles qui sont seules et sans enfant, toutes choses égales par ailleurs.

Le niveau de revenu joue dans le sens attendu (*i.e.* négativement). Pour les soins médicaux

18. Le moindre renoncement aux soins dentaires chez les 70 ans et plus pourrait aussi s'expliquer par la diminution des besoins pour ce type de soins, passé un certain âge, comme le soulignent Després *et al.* (2011b).

19. Ces écarts de probabilité, calculés aux valeurs moyennes des autres variables explicatives, sont sensiblement plus faibles que ceux mis en évidence à partir des données en coupe de la vague 4 (de l'ordre de 6 et 9 points, respectivement, chez les hommes ; 7 et 9 points chez les femmes).

comme pour les soins dentaires, l'impact est plus marqué chez les femmes. Ainsi, au point moyen, l'élasticité de la probabilité de renoncer à des examens ou soins médicaux, par rapport au revenu du foyer, est de - 0,31 pour les femmes, contre - 0,20 pour les hommes. Dans le cas des soins dentaires, les valeurs obtenues sont de - 0,35 et - 0,16, respectivement. Deux autres caractéristiques du ménage sont, à l'inverse, associées à une probabilité plus élevée de renoncement aux soins : le fait que celui-ci soit locataire ou accédant à la propriété (plutôt que propriétaire non accédant) et l'existence d'emprunts ou de crédits à rembourser (autres que ceux liés à la résidence principale)²⁰. Ces résultats paraissent indiquer que le poids de la dépense de logement (loyer ou mensualité d'accession) ou/et des remboursements de crédits dans le budget du ménage peut constituer un frein à l'accès aux soins.

Bien que rarement citées par les personnes enquêtées lorsqu'on les interroge sur la raison principale qui les a amenées à ne pas consulter (cf. *supra*), les contraintes de déplacement semblent également intervenir. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, lorsque le ménage n'a pas de voiture, le renoncement aux soins médicaux ou/et dentaires apparaît plus probable. L'effet estimé est un peu plus marqué chez les hommes que chez les femmes, du moins dans le cas des soins dentaires (écarts de probabilité de 4 et 2 points, respectivement). Enfin, selon cette analyse, les femmes qui résident en milieu urbain (quelle que soit la taille de l'agglomération) ont davantage tendance à décider de ne pas se rendre chez le médecin ou le dentiste, toutes choses égales par ailleurs. Ce constat est quelque peu surprenant. On pourrait s'attendre, en effet, à ce que le renoncement soit au contraire moins probable à Paris et dans les grandes villes, où la densité de médecins et de dentistes est plus forte²¹. On notera qu'une étude conduite par l'Urcam des Pays de la Loire (2002), portant sur les soins bucco-dentaires, a également mis en évidence un lien positif entre le fait de vivre en milieu urbain et la probabilité de renoncement.

Lorsqu'on restreint le champ aux individus d'âge actif (20-59 ans), il apparaît que les personnes au chômage (hommes ou femmes) ont une plus forte probabilité d'avoir renoncé à consulter, au cours des douze derniers mois, que celles qui ont un emploi. Ceci vaut pour les deux types de soins (cf. tableaux A et B, en annexe). Les résultats de l'étude menée par Raynaud (2005), à partir des données de l'ESPS

de 2002, vont dans le même sens (la probabilité de renoncement pour raisons financières étant, selon cette étude, plus élevée pour les membres des ménages dont la personne de référence est à la recherche d'un emploi).

La prise en compte d'une possible corrélation entre les variables explicatives et les effets individuels inobservés

D'après les résultats obtenus ici, les effets individuels inobservés sont de même ampleur chez les deux sexes, la valeur estimée du paramètre ρ (mesurant la part de la variance totale du terme d'erreur due à l'hétérogénéité non observée) étant de l'ordre de 0,5 pour les soins médicaux et de 0,6 pour les soins dentaires. Dans ces régressions de type *probit*, l'effet aléatoire propre à chaque individu est supposé non corrélé aux caractéristiques observées. C'est pour lever cette hypothèse restrictive que des régressions logistiques à effets fixes ont également été estimées.

Si l'on examine les résultats de ces régressions, on s'aperçoit que seuls deux facteurs ont un impact significatif (au seuil de 5 %) sur le renoncement aux soins médicaux (cf. tableau 6) : l'état de santé perçu et, chez les femmes, le fait de vivre en couple et d'avoir des enfants (les effets mis en évidence ici allant dans le même sens que ceux obtenus à l'aide des régressions de type *probit*). Dans la régression portant sur les soins dentaires, les variables significatives sont un peu plus nombreuses, du moins chez les hommes (cf. tableau 7). Ainsi, être âgé d'au moins 70 ans, n'avoir ni conjoint ni enfant (de moins de 18 ans) et résider dans une aire urbaine de moins de 100 000 habitants (plutôt qu'en milieu rural) sont des caractéristiques qui, dans le cas des hommes, sont associées à une moindre probabilité de renoncement. À l'inverse, cette probabilité est plus forte lorsque le ménage est accédant à la propriété (plutôt que propriétaire sans charge de remboursement d'emprunts) ou lorsque celui-ci ne dispose pas de véhicule, ce qui rejoint les constatations précédentes. À la différence de ce qui est observé pour les soins médicaux, l'état

20. Chez les hommes, les indicatrices relatives au statut de locataire et à l'existence d'emprunts ne se sont toutefois révélées significatives que dans la régression portant sur les soins dentaires.

21. Aucun indicateur relatif à l'offre de soins n'a été introduit dans les régressions, l'information sur le lieu de résidence du ménage n'étant pas suffisamment fine. En effet, dans les fichiers diffusés par l'Insee, seule la région d'habitation est connue.

de santé n'aurait ici qu'un faible impact, tant chez les hommes que chez les femmes²².

Les résultats de ces régressions logistiques à effets fixes doivent cependant être interprétés avec prudence, les échantillons retenus étant de plus petite taille que ceux utilisés pour les autres estimations, ce qui pourrait expliquer que certaines variables se soient révélées non significatives²³.

Un frein majeur à l'accès aux soins : l'absence de complémentaire santé

Dans la plupart des études sur données françaises, le fait que l'individu dispose ou non d'une couverture maladie complémentaire a été explicitement pris en compte. Le plus souvent, une distinction a en outre été opérée entre le cas des bénéficiaires de la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) et celui des personnes ayant une couverture privée. Il ressort de ces travaux que l'absence de complémentaire santé augmente assez fortement le risque de renoncement aux soins (l'*odds ratio*, issu des régressions logistiques, étant généralement supérieur à 2)²⁴. Autre point qui mérite d'être souligné : si les statistiques descriptives font apparaître un taux de renoncement sensiblement plus élevé parmi les bénéficiaires de la CMU-C, à caractéristiques égales, ces derniers n'auraient pas plus tendance à se passer de certains soins que les titulaires d'une complémentaire classique. L'étude la plus fine, sous cet angle, est celle que l'on doit à Després *et al.* (2011b). En effet, au-delà de la distinction entre CMU-C et couverture privée, c'est l'impact du niveau de garantie offert par le contrat de complémentaire santé que les auteurs ont cherché à appréhender. Les résultats montrent que le renoncement aux soins est plus probable lorsque la couverture est de médiocre qualité, toutes choses égales par ailleurs.

Le statut vis-à-vis de la couverture complémentaire n'a pu être introduit ici, les données des vagues 1 à 4 de l'enquête *SRCV* ne renseignant pas sur cet aspect, ce qui constitue une des limites de l'analyse. L'estimation de régressions avec hétérogénéité inobservée permet toutefois de contrôler, au moins en partie, l'effet d'un tel facteur. En outre, d'après les résultats d'un travail mené parallèlement à la présente étude, à partir de la vague 5 (2008) de l'enquête *SRCV*²⁵, la prise en compte de cette variable ne remet pas en cause les principales conclusions de l'analyse quant au rôle des autres caractéristiques individuelles (Guillot, 2012).

Renoncement pour raisons financières versus renoncement pour d'autres raisons

L'étape suivante a consisté à effectuer une distinction, sur la base des déclarations des enquêtés, entre le renoncement pour raisons financières et le renoncement motivé par d'autres raisons²⁶. On a utilisé ici des régressions de type *Logit* multinomial à effets aléatoires, le fait de n'avoir déclaré aucun besoin de soins non satisfait étant pris comme situation de référence (cf. encadré 2). Comme pour l'analyse précédente, ce sont les données des quatre premières vagues (2004-2007) de l'enquête *SRCV* qui ont été exploitées.

Sans surprise, on constate que la probabilité de ne pas consulter pour des raisons financières est fortement liée au revenu du ménage, alors que ce facteur n'a pas d'effet significatif sur l'autre type de renoncement. Ceci se vérifie pour les deux catégories de soins (cf. tableaux 8 et 9). L'élasticité de la probabilité de renoncement pour raisons financières, par rapport au niveau de revenu, est plus élevée chez les hommes (- 2,05 dans le cas des soins médicaux et - 1,07 pour les soins dentaires, contre, respectivement, - 1,32 et - 0,84 chez les femmes), ce qui contraste avec les résultats des régressions à variable dépendante dichotomique.

Que l'obstacle financier ait été mis en avant ou non, l'état de santé est un élément déterminant. En effet, dans un cas comme dans l'autre, on observe un effet significatif (et de même sens) sur la probabilité de renoncement (aussi bien chez les hommes que chez les femmes, pour les soins médicaux comme pour les soins dentaires). Ce facteur semble toutefois jouer plus fortement sur le renoncement pour raisons financières que sur le renoncement lié à

22. On notera que les hommes se déclarant en mauvaise ou très mauvaise santé n'ont pas, dans cette estimation, une probabilité significativement plus élevée de renoncer à des soins dentaires.

23. Ces régressions ont été estimées par la méthode du maximum de vraisemblance conditionnel, méthode qui oblige à écarter de l'analyse tous les individus pour lesquels la variable dépendante est toujours égale à 0 ou toujours égale à 1.

24. Autant que l'on puisse en juger, seuls Bazin *et al.* (2006a) ont obtenu un effet non significatif.

25. Dans l'enquête *SRCV*, l'information relative à la couverture maladie complémentaire n'est disponible que pour certaines années. C'est en vague 5 que cette information a été collectée pour la première fois. On notera que les données ne permettent pas d'isoler le cas des bénéficiaires de la CMU-C.

26. Faute d'effectifs suffisants, il n'a pas été possible d'introduire une distinction supplémentaire, dans le cas du renoncement pour des raisons autres que financières, entre le renoncement lié aux contraintes spatiales ou/et temporelles dans l'accès aux soins (délai / file d'attente, manque de temps, éloignement géographique / difficultés de transport) et le renoncement (au moins en partie) « choisi » (peur, attente d'une amélioration, autres raisons).

Tableau 8
Analyse du renoncement aux soins médicaux : paramètres estimés des régressions de type Logit multinomial à effets aléatoires

	Hommes		Femmes	
	Renoncement pour raisons financières (vs pas de renoncement)	Renoncement pour d'autres raisons (vs pas de renoncement)	Renoncement pour raisons financières (vs pas de renoncement)	Renoncement pour d'autres raisons (vs pas de renoncement)
Constante	- 6,753 ***	- 4,405 ***	- 6,427 ***	- 4,933 ***
Âge				
<i>Moins de 30 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
30 à 39 ans	- 0,426 *	- 0,387 ***	- 0,203	- 0,387 ***
40 à 49 ans	- 0,757 ***	- 0,620 ***	- 0,127	- 0,489 ***
50 à 59 ans	- 0,542 **	- 1,231 ***	- 0,614 ***	- 1,117 ***
60 à 69 ans	- 1,664 ***	- 1,825 ***	- 1,050 ***	- 1,451 ***
70 ans et plus	- 2,226 ***	- 2,917 ***	- 2,374 ***	- 2,088 ***
État de santé perçu				
<i>Très bon</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Bon	1,004 ***	0,518 ***	0,659 ***	0,377 ***
Assez bon	1,594 ***	1,154 ***	1,606 ***	1,061 ***
Mauvais / très mauvais	2,178 ***	1,247 ***	2,176 ***	1,233 ***
Nationalité				
<i>Français(e) de naissance</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Français(e) par acquisition	0,165	- 0,127	0,217	0,044
Autres nationalités	1,055 ***	- 0,199	0,578 ***	0,098
Niveau de diplôme : supérieur au baccalauréat	- 0,344	- 0,047	- 0,236	0,155
Situation familiale				
<i>Seul(e), sans enfant</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Seul(e), avec enfant(s)	0,220	- 0,292	- 0,015	0,052
En couple, sans enfant	0,243	0,030	- 0,661 ***	- 0,503 ***
En couple, avec enfant(s)	0,265	0,231	- 0,722 ***	- 0,623 ***
Revenu annuel du ménage (en milliers d'euros)	- 0,064 ***	0,001	- 0,044 ***	- 0,004
Statut d'occupation du logement				
<i>Propriétaire</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Accédant à la propriété	0,892 ***	- 0,178	0,839 ***	0,161
Locataire / sous-locataire	1,464 ***	0,031	1,843 ***	0,364 ***
Logé à titre gratuit	1,276 ***	- 0,234	1,246 ***	0,385
Existence d'emprunts ou de crédits à rembourser	0,069	0,105	0,441 ***	0,404 ***
Nombre de voitures dans le ménage				
<i>Aucune</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Une	- 0,627 ***	- 0,596 ***	- 0,140	- 0,425 ***
Deux ou plus	- 1,024 ***	- 0,544 ***	- 0,336	- 0,494 ***
Taille de l'aire urbaine				
<i>Commune hors aire urbaine</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Aire urbaine de moins de 100 000 habitants	0,283	0,303 **	0,101	0,571 ***
Aire urbaine de 100 000 habitants ou plus (hors Paris)	0,761 ***	0,203 *	- 0,075	0,234 *
Aire urbaine de Paris	0,770 ***	0,039	0,580 ***	0,160
σ_{22}		5,237 ***		4,642 ***
σ_{33}		4,086 ***		3,828 ***
σ_{23}		- 1,729 ***		- 1,958 ***
Logarithme de la vraisemblance		- 4 387,71		- 4 637,43
Nombre d'observations		26 659		30 525
Nombre d'individus		8 634		9 846

Lecture : dans la première colonne, un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit) la probabilité de se trouver dans la situation 2 (i.e. avoir renoncé à des soins pour des raisons financières) plutôt que dans la situation 1 (pas de renoncement aux soins).

*** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.

Champ : personnes de référence et conjoints.

Source : SRCV-Silc, vagues 1 à 4, 2004-2007, Insee (calculs des auteurs).

Tableau 9

Analyse du renoncement aux soins dentaires : paramètres estimés des régressions de type Logit multinomial à effets aléatoires

	Hommes		Femmes	
	Renoncement pour raisons financières (vs pas de renoncement)	Renoncement pour d'autres raisons (vs pas de renoncement)	Renoncement pour raisons financières (vs pas de renoncement)	Renoncement pour d'autres raisons (vs pas de renoncement)
Constante	- 6,656 ***	- 3,434 ***	- 6,194 ***	- 4,488 ***
Âge				
<i>Moins de 30 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
30 à 39 ans	0,201	- 0,601 ***	0,231	- 0,598 ***
40 à 49 ans	0,182	- 1,042 ***	0,287 *	- 0,755 ***
50 à 59 ans	0,097	- 1,142 ***	0,211	- 1,177 ***
60 à 69 ans	- 0,154	- 1,551 ***	- 0,034	- 1,341 ***
70 ans et plus	- 1,225 ***	- 1,686 ***	- 0,813 ***	- 1,481 ***
État de santé perçu				
<i>Très bon</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Bon	0,728 ***	0,322 ***	0,358 ***	0,214 *
Assez bon	1,280 ***	0,743 ***	1,027 ***	0,656 ***
Mauvais / très mauvais	2,085 ***	0,851 ***	1,585 ***	0,984 ***
Nationalité				
<i>Français(e) de naissance</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Français(e) par acquisition	0,589 ***	- 0,385 *	0,006	- 0,726 ***
Autres nationalités	0,939 ***	0,048	0,574 ***	- 0,782 ***
Niveau de diplôme : supérieur au baccalauréat	- 0,781 ***	- 0,457 ***	- 0,524 ***	- 0,184
Situation familiale				
<i>Seul(e), sans enfant</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Seul(e), avec enfant(s)	0,882 ***	- 0,056	0,251 **	0,198
En couple, sans enfant	0,306 ***	0,049	- 0,751 ***	- 0,381 ***
En couple, avec enfant(s)	0,061	0,073	- 0,833 ***	- 0,393 ***
Revenu annuel du ménage (en milliers d'euros)	- 0,033 ***	- 0,001	- 0,028 ***	- 0,003
Statut d'occupation du logement				
<i>Propriétaire</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Accédant à la propriété	1,115 ***	0,071	0,672 ***	0,112
Locataire / sous-locataire	1,662 ***	0,254 **	1,535 ***	0,407 ***
Logé à titre gratuit	1,386 ***	- 0,194	0,595 ***	0,081
Existence d'emprunts ou de crédits à rembourser	0,509 ***	0,099	0,729 ***	0,256 ***
Nombre de voitures dans le ménage				
<i>Aucune</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Une	- 1,229 ***	- 0,927 ***	- 0,344 ***	- 0,805 ***
Deux ou plus	- 1,622 ***	- 0,942 ***	- 0,618 ***	- 0,935 ***
Taille de l'aire urbaine				
<i>Commune hors aire urbaine</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Aire urbaine de moins de 100 000 habitants	- 0,399 **	- 0,153	0,039	0,513 ***
Aire urbaine de 100 000 habitants ou plus (hors Paris)	- 0,018	- 0,014	0,234 **	0,276 **
Aire urbaine de Paris	0,638 ***	- 0,216 *	0,783 ***	0,279 **
σ_{22}		8,910 ***		7,462 ***
σ_{33}		4,909 ***		5,783 ***
σ_{23}		- 3,843 ***		- 3,361 ***
Logarithme de la vraisemblance		- 6 533,94		- 7 153,37
Nombre d'observations		26 659		30 525
Nombre d'individus		8 634		9 846

Lecture : dans la première colonne, un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit) la probabilité de se trouver dans la situation 2 (i.e. avoir renoncé à des soins pour des raisons financières) plutôt que dans la situation 1 (pas de renoncement aux soins).

*** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.

Champ : personnes de référence et conjoints.

Source : SRCV-Silc, vagues 1 à 4, 2004-2007, Insee (calculs des auteurs).

d'autres raisons. En d'autres termes, d'après les résultats obtenus, moins l'état de santé est jugé bon, plus la probabilité de ne pas consulter pour des raisons financières plutôt que pour d'autres raisons est élevée, toutes choses égales par ailleurs. D'autres caractéristiques ayant été identifiées plus haut comme étant associées à une plus forte probabilité de non-recours (au moins pour l'un des deux types de soins) ne se sont révélées significatives que dans l'équation ayant trait au renoncement financier : être étranger²⁷, élever seul son (ses) enfant(s) (s'agissant des soins dentaires), appartenir à un ménage qui est accédant à la propriété (plutôt que propriétaire sans charge de remboursement) et résider à Paris (dans le cas des soins médicaux).

Cette analyse montre également que l'impact négatif de l'âge sur la probabilité de ne pas se rendre chez le médecin s'observe aussi bien dans le cas du renoncement financier que dans le cas où cette décision est motivée par d'autres raisons. Il n'en va pas de même pour les soins dentaires. En effet, s'agissant du renoncement pour raisons financières, on constate que seuls les 70 ans et plus ont une probabilité significativement plus faible de ne pas consulter (par rapport à la catégorie de référence, *i.e.* aux moins de 30 ans). Enfin, on notera que la possession d'une voiture joue dans les deux cas (négativement), sauf chez les femmes pour ce qui est des soins médicaux (l'effet sur la probabilité de renoncement pour raisons financières étant non significatif).

État de santé et renoncement aux soins

Les résultats des régressions précédentes mettent notamment en évidence un lien significatif entre état de santé (ressenti) et renoncement aux soins, les personnes moins bien portantes étant plus susceptibles de décider, à un moment ou à un autre, de ne pas consulter, que ce soit pour des raisons financières ou pour d'autres raisons. La question de l'éventuelle endogénéité de ce facteur mérite toutefois d'être posée. Il peut en effet exister des caractéristiques inobservées qui influent à la fois sur la santé perçue et sur la probabilité de ne pas consulter. En outre, l'hypothèse d'une causalité inverse pourrait être avancée ici, le fait d'avoir renoncé à des soins au cours des douze derniers mois ayant pu se traduire par une dégradation de l'état de santé²⁸. Dans un dernier temps, on a donc cherché à tenir compte de cette possible endogénéité en recourant à des régressions de type *probit* bivarié (cf. encadré 2). Ces régressions,

permettant d'expliquer simultanément le fait que l'état de santé soit perçu comme « assez bon », « mauvais » ou « très mauvais » (plutôt que « bon » ou « très bon ») et le renoncement aux soins, ont été estimées sur les données de la vague 2 (2005) de l'enquête *SRCV*²⁹.

Comme on peut s'en douter, la probabilité de ne pas se considérer en bonne santé augmente avec l'âge (cf. tableaux C et D, en annexe). Pour les femmes étrangères, ainsi que pour les hommes immigrés ayant acquis la nationalité française, cette probabilité est également plus forte. À l'inverse, trois facteurs jouent négativement : le niveau de diplôme, le fait que les parents de l'individu aient eux-mêmes obtenu au moins le Certificat d'études primaires et le revenu du ménage. Les résultats font en outre apparaître des écarts significatifs entre certaines catégories socioprofessionnelles³⁰.

S'agissant des déterminants du renoncement, on constate que, dans le cas des soins dentaires, le fait de ne pas se juger en bonne santé influe positivement sur la décision de ne pas consulter (aussi bien chez les hommes que chez les femmes), ce qui rejoint les conclusions des analyses précédentes. Par ailleurs, il convient de noter que le coefficient de corrélation entre les résidus des équations de santé et de renoncement aux soins (ρ) n'est pas statistiquement différent de zéro (la valeur estimée de ρ étant de l'ordre de -0,2 chez les deux sexes). Cette variable de santé semble donc pouvoir être considérée ici comme exogène³¹. Dans le cas des soins médicaux, en revanche, les résultats obtenus ne sont guère concluants. En effet, le paramètre estimé de la variable de santé (dans l'équation de renoncement) et le coefficient de

27. Excepté chez les femmes, un effet négatif sur la probabilité de renoncer pour des raisons autres que financières étant également observé pour les soins dentaires.

28. Les résultats obtenus par Azogui-Lévy et Rochereau (2005) suggèrent ainsi l'existence d'une causalité réciproque entre état de santé bucco-dentaire et renoncement.

29. L'une des deux variables utilisées ici comme « instruments », à savoir le niveau de diplôme des parents (l'autre variable retenue étant la catégorie socioprofessionnelle de l'individu), n'est disponible que dans le fichier de 2005, la question correspondante ayant été posée dans le cadre d'un module spécifique sur la mobilité sociale. En outre, ce questionnaire additionnel ne s'adressait qu'aux 25-65 ans. C'est donc sur ce champ restreint que les régressions de type *probit* bivarié ont été estimées.

30. L'existence, en France, de fortes différences entre catégories sociales en matière de santé est un fait bien établi (Danet *dir.*, 2011, pp. 117-123). S'agissant plus particulièrement de l'influence de l'origine sociale (appréhendée ici par le niveau de diplôme des parents), voir Devaux et al. (2008).

31. Si l'on se fonde sur le test proposé par Lollivier (2001), test consistant à comparer la log-vraisemblance du *probit* bivarié à la somme des log-vraisemblances des deux *probit* univariés estimés séparément, l'hypothèse d'endogénéité de l'état de santé est du reste clairement rejetée (chez les hommes comme chez les femmes).

corrélation entre les résidus des deux équations apparaissent tous deux non significatifs, ce qui semble être le signe d'un problème d'identification (Monfardini et Radice, 2006)³².

* *
*

D'après les chiffres de l'enquête *SRCV* de 2007, environ 4 % des personnes de 16 ans et plus ont renoncé au moins une fois, au cours des douze derniers mois, à se rendre chez un médecin alors qu'elles en ressentaient le besoin et près de 7 % se sont abstenues de consulter un dentiste. L'obstacle financier est le motif de renoncement le plus fréquemment cité par les répondants. Toutefois, comme on l'a vu, cet argument est plus souvent invoqué pour les soins dentaires que pour les soins médicaux. Les autres raisons les plus souvent mises en avant sont le manque de temps, la peur et l'attente d'une amélioration.

Les résultats des régressions sur données de panel (2004-2007), n'opérant aucune distinction quant au motif du renoncement, montrent, comme on pouvait s'y attendre, que la situation financière du ménage est l'un des principaux facteurs qui interviennent dans la décision de ne pas consulter, aussi bien pour les soins médicaux que pour les soins dentaires. L'âge, l'état de santé, la situation familiale (surtout chez les femmes) et le fait de disposer ou non d'une

voiture ont également un impact significatif sur la probabilité de renoncement. En affinant l'analyse, il est notamment apparu que le fait de ne pas être en bonne santé augmente à la fois le risque de renoncement pour des raisons financières et la probabilité de ne pas consulter pour d'autres raisons. Ce lien entre état de santé et renoncement demeure significatif lorsqu'on tient compte du caractère potentiellement endogène de ce facteur, du moins dans le cas des soins dentaires.

Différents travaux antérieurs (Azogui-Lévy et Rochereau, 2005 ; Bazin *et al.*, 2006 ; Boisguérin, 2004 ; Després *et al.*, 2011b ; Raynaud, 2005) ont montré que la CMU-C contribue à réduire le taux de renoncement aux soins³³. Les résultats de la présente étude suggèrent que d'autres mesures de politique publique sont de nature à limiter l'ampleur du phénomène, la décision de ne pas consulter n'étant pas toujours motivée par des raisons financières, qu'il s'agisse d'actions sur l'offre de soins (lutte contre les déserts médicaux), de mesures en matière de politique de transport (à destination, notamment, des personnes vivant en milieu rural et n'ayant pas de véhicule personnel), de mesures facilitant l'articulation des temps professionnel, familial et personnel, ou encore d'actions de communication en matière de santé (permettant d'atténuer la peur des soins, de renforcer la confiance à l'égard des praticiens).

Un des prolongements envisageables consisterait à aborder cette question du renoncement aux soins dans une perspective de comparaison européenne. Au-delà de la mise en parallèle des taux de renoncement au sein de l'UE, il serait intéressant de déterminer si les facteurs jouant sur la probabilité de ne pas consulter sont sensiblement les mêmes d'un pays à l'autre. □

32. On a tenté de s'appuyer sur d'autres « instruments » que ceux retenus ici. Ces essais se sont révélés infructueux.

33. Un autre dispositif, mis en place en 2005, à savoir l'Aide complémentaire santé (ACS), permet de diminuer le coût de l'accès à une couverture complémentaire pour les personnes disposant de revenus légèrement supérieurs au plafond de la CMU-C. Le non-recours à ce dispositif reste toutefois très important (Guthmuller *et al.*, 2011).

BIBLIOGRAPHIE

Allin S., Grignon M. et Le Grand J. (2010), « Subjective unmet need and utilization of health care services in Canada: What are the equity implications ? », *Social Science & Medicine*, vol. 70, n° 3, pp. 465-472.

Andersen R.M. (1995), « Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does It Matter ? », *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 36, n° 1, pp. 1-10.

Andersen R.M. et Newman J.F. (1973), « Societal and Individual Determinants of Medical Care Utilization in the United States », *Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society*, vol. 51, n° 1, pp. 95-124.

Ardilly P., Labarthe J. et Lorgnet J.-P. (2007), « Rapport intermédiaire sur la qualité des données françaises EU-SILC 2005 (portant sur les revenus de 2004 et sur les conditions de vie en 2005

– Données transversales », *Document de travail*, n° F0706, Direction des statistiques démographiques et sociales, Insee.

Ayanian J.Z., Weissman J.S., Schneider E.C. et al. (2000), « Unmet Health Needs of Uninsured Adults in the United States », *Journal of the American Medical Association*, vol. 284, n° 16, pp. 2061-2069.

Azogui-Lévy S. et Rochereau T. (2005), « Comportements de recours aux soins et santé bucco-dentaire. Exploitation de l'enquête *Santé et protection sociale 2000* », *Questions d'économie de la santé*, n° 94.

Baggett T.P., O'Connell J.J., Singer D.E. et Rigotti N.A. (2010), « The Unmet Health Care Needs of Homeless Adults: A National Study », *American Journal of Public Health*, vol. 100, n° 7, pp. 1326-1333.

Bazin F., Jusot F., Parizot I. et Chauvin P. (2006), « Social determinants of forgone health-care: a longitudinal study of the medically insured in France, 1996-2002 », dans Bazin F., *Les déterminants psychosociaux du recours aux soins*, thèse de doctorat de l'université Paris 6, pp. 44-66.

Bazin F., Parizot I. et Chauvin P. (2006a), « Hurdles to Healthcare Access for the Poor in France. The Results of a National Survey of Minimum Income Recipients », dans Bazin F., *Les déterminants psychosociaux du recours aux soins*, thèse de doctorat de l'université Paris 6, pp. 116-133.

Bazin F., Parizot I. et Chauvin P. (2006b), « Déterminants psychosociaux du renoncement aux soins pour raisons financières dans cinq zones urbaines sensibles de la région parisienne en 2001 », *Sciences Sociales et Santé*, vol. 24, n° 3, pp. 11-31.

Berchet C. et Jusot F. (2012), « État de santé et recours aux soins des immigrés : une synthèse des travaux français », *Questions d'économie de la santé*, n° 172.

Boisguérin B. (2004), « État de santé et recours aux soins des bénéficiaires de la CMU. Un impact qui se consolide entre 2000 et 2003 », *Études et Résultats*, n° 294.

Boisguérin B. (2007), « Les allocataires des minima sociaux : CMU, état de santé et recours aux soins », *Études et Résultats*, n° 603.

Boisguérin B. (dir) (2012), *Le renoncement aux soins. Actes du colloque du 22 novembre 2011, à Paris*, Drees, Collection Études et statistiques.

Boisguérin B., Després C., Dourgnon P. et al. (2010), « Étudier l'accès aux soins des assurés CMU-C, une approche par le renoncement aux soins », dans Allonier C. et al., *Enquête sur la santé et la protection sociale 2008*, Irdes, rapport n° 1800, pp. 31-40.

Bonuck K.A., Arno P.S., Green J. et al. (1996), « Self-perceived unmet health care needs of persons enrolled in HIV care », *Journal of Community Health*, vol. 21, n° 3, pp. 183-198.

Buchmueller T. et Carpenter C.S. (2010), « Disparities in Health Insurance Coverage, Access, and Outcomes for Individuals in Same-Sex Versus Different-Sex Relationships, 2000-2007 », *American Journal of Public Health*, vol. 100, n° 3, pp. 489-495.

Cambois E. et Jusot F. (2007), « Ampleur, tendance et causes des inégalités sociales de santé et de mortalité en Europe : une revue des études comparatives », *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, n° 2-3, pp. 10-14.

Collet M., Menahem G. et Picart H. (2006), « Logiques de recours aux soins des consultants de centres de soins gratuits. Enquête Précalog 1999-2000 », *Questions d'économie de la santé*, n° 113.

Chamberlain G. (1980), « Analysis of Covariance with Qualitative Data », *Review of Economic Studies*, vol. 47, n° 1, pp. 225-238.

Couffinhal A., Dourgnon P., Geoffard P.Y. et al. (2005), « Politiques de réduction des inégalités de santé, quelle place pour le système de santé ? Un éclairage européen. Première partie : les déterminants des inégalités sociales de santé et le rôle du système de santé », *Questions d'économie de la santé*, n° 92.

Cunningham P.J. et Kemper P. (1998), « Ability to Obtain Medical Care for the Uninsured: How Much Does It Vary Across Communities ? », *Journal of the American Medical Association*, vol. 280, n° 10, pp. 921-927.

Danet S. (dir) (2011), *L'état de santé de la population en France. Suivi des objectifs annexés à la loi de santé publique. Rapport 2011*, Drees, Collection Études et statistiques.

Després C., Dourgnon P., Fantin R. et Jusot F. (2011a), « Le renoncement aux soins : une approche socio-anthropologique », *Questions d'économie de la santé*, n° 169.

- Després C., Dourgnon P., Fantin R. et Jusot F. (2011b)**, « Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique », *Questions d'économie de la santé*, n° 170.
- Desai M.M. et Rosenheck R.A. (2005)**, « Unmet need for medical care among homeless adults with serious mental illness », *General Hospital Psychiatry*, vol. 27, n° 6, pp. 418-425.
- Devaux M., Jusot F., Trannoy A. et Tubeuf S. (2008)**, « La santé des séniors selon leur origine sociale et la longévité de leurs parents », *Économie et Statistique*, n° 411, pp. 25-46.
- Dourgnon P., Jusot F., Sermet C. et Silva J. (2009)**, « Le recours aux soins de ville des immigrés en France », *Questions d'économie de la santé*, n° 146.
- Dusing S.C., Skinner A.C. et Mayer M.L. (2004)**, « Unmet Need for Therapy Services, Assistive Devices, and Related Services: Data From the National Survey of Children With Special Health Care Needs », *Ambulatory Pediatrics*, vol. 4, n° 5, pp. 448-454.
- Fleishman J.A., Schneider D.A., Garcia I. et Hardwick K. (1997)**, « Dental Service Use Among Adults with Human Immunodeficiency Virus Infection », *Medical Care*, vol. 35, n° 1, pp. 77-85.
- Godefroy P., Pujol J., Raynaud E. et Tomasini M. (2009)**, « Inégalités de niveau de vie et mesures de la pauvreté en 2006 », dans *Les revenus et le patrimoine des ménages, édition 2009*, Insee, pp. 9-24.
- Goldberg M., Melchior M., Leclerc A. et Lert F. (2002)**, « Les déterminants sociaux de la santé : apports récents de l'épidémiologie sociale et des sciences sociales de la santé », *Sciences Sociales et Santé*, vol. 20, n° 4, pp. 75-128.
- Greene W.H. (2003)**, *Econometric Analysis* (5^e édition), Prentice Hall, Upper Saddle River.
- Guend H. et Tesseron A.-L. (2009)**, « Unmet needs for primary care in the context of a universal healthcare system. The case of Québec », *Working paper*, n° 2009-04, Centre - Urbanisation Culture Société, Montréal.
- Guillot O. (2012)**, « Couverture maladie complémentaire et renoncement aux soins », dans Richez-Battesti N. et al. (dir.), *Travail, organisations et politiques publiques : quelle « soutenabilité » à l'heure de la mondialisation ?*, Cahiers du CIRTES, hors-série n° 2, Presses universitaires de Louvain, Louvain-la-Neuve, pp. 555-569.
- Guthmuller S., Jusot F., Wittwer J. et Després C. (2011)**, « Le recours à l'Aide complémentaire santé : les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille », *Questions d'économie de la santé*, n° 162.
- Haan P. et Uhlenдорff A. (2006)**, « Estimation of multinomial logit models with unobserved heterogeneity using maximum simulated likelihood », *Stata Journal*, vol. 6, n° 2, pp. 229-245.
- Haut conseil de la santé publique (2010)**, *Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité*, La Documentation française, Paris.
- Hendryx M.S., Ahern M.M., Lovrich N.P. et McCurdy A.H. (2002)**, « Access to Health Care and Community Social Capital », *Health Services Research*, vol. 37, n° 1, pp. 85-101.
- Heslin K.C., Cunningham W.E., Marcus M. et al. (2001)**, « A Comparison of Unmet Needs for Dental and Medical Care Among Persons with HIV Infection Receiving Care in the United States », *Journal of Public Health Dentistry*, vol. 61, n° 1, pp. 14-21.
- Hill K.S., Freeman L.C., Yucel R.M. et Kuhlthau K.A. (2008)**, « Unmet Need among Children with Special Health Care Needs in Massachusetts », *Maternal and Child Health Journal*, vol. 12, n° 5, pp. 650-661.
- Huang Z.J., Kogan, M.D., Yu S.M. et Strickland B. (2005)**, « Delayed or Forgone Care Among Children With Special Health Care Needs: An Analysis of the 2001 National Survey of Children with Special Health Care Needs », *Ambulatory Pediatrics*, vol. 5, n° 1, pp. 60-67.
- Kane D.J., Zotti M.E. et Rosenberg D. (2005)**, « Factors Associated with Health Care Access for Mississippi Children With Special Health Care Needs », *Maternal and Child Health Journal*, vol. 9, suppl. n° 2, pp. S23-S31.
- Kane D., Mosca N., Zotti M. et Schwalberg R. (2008)**, « Factors Associated With Access to Dental Care for Children With Special Health Care Needs », *Journal of the American Dental Association*, vol. 139, n° 3, pp. 326-333.
- Kertesz S.G., Hwang S.W., Irwin J. et al. (2009)**, « Rising Inability to Obtain Needed Health

Care Among Homeless Persons in Birmingham, Alabama (1995-2005)», *Journal of General Internal Medicine*, vol. 24, n° 7, pp. 841-847.

Kogan M.D., Newacheck P.W., Honberg L. et Strickland B. (2005), « Association Between Underinsurance and Access to Care Among Children With Special Health Care Needs in the United States », *Pediatrics*, vol. 116, n° 5, pp. 1162-1169.

Kushel M.B., Vittinghoff E. et Haas J.S. (2001), « Factors Associated With the Health Care Utilization of Homeless Persons », *Journal of the American Medical Association*, vol. 285, n° 2, pp. 200-206.

Law M., Wilson K., Eyles J. et al. (2005), « Meeting health need, accessing health care: the role of neighbourhood », *Health & Place*, vol. 11, n° 4, pp. 367-377.

Lewis J.H., Andersen R.M. et Gelberg L. (2003), « Health Care for Homeless Women. Unmet Needs and Barriers to Care », *Journal of General Internal Medicine*, vol. 18, n° 11, pp. 921-928.

Lewis C., Robertson A.S. et Phelps S. (2005), « Unmet Dental Care Needs Among Children With Special Health Care Needs: Implications for the Medical Home », *Pediatrics*, vol. 116, n° 3, pp. e426-e431.

Libert B., Dang Tran P. et Derouet C. (2001), « État dentaire et renoncement aux soins : influence des facteurs socio-économiques et professionnels », *Documents pour le médecin du travail*, n° 88, pp. 389-394.

Litaker D. et Love T.E. (2005), « Health care resource allocation and individuals' health care needs: examining the degree of fit », *Health Policy*, vol. 73, n° 2, pp. 183-193.

Lollivier S. (2001), « Endogénéité d'une variable explicative dichotomique dans le cadre d'un modèle probit bivarié. Une application au lien entre fécondité et activité féminine », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 62, pp. 251-269.

Marcus M., Freed J.R., Coulter I.D. et al. (2000), « Perceived Unmet Need for Oral Treatment Among a National Population of HIV-Positive Medical Patients: Social and Clinical Correlates », *American Journal of Public Health*, vol. 90, n° 7, pp. 1059-1063.

Marical F. et de Saint Pol T. (2007), « La complémentaire santé : une généralisation qui n'efface pas les inégalités », *Insee Première*, n° 1142.

Mayer M.L., Skinner A.C. et Slifkin R.T. (2004), « Unmet Need for Routine and Specialty Care: Data From the National Survey of Children With Special Health Care Needs », *Pediatrics*, vol. 113, n° 2, pp. e109-e115.

Mollborn S., Stepanikova I et Cook K.S. (2005), « Delayed Care and Unmet Needs among Health Care System Users: When Does Fiduciary Trust in a Physician Matter ? », *Health Services Research*, vol. 40, n° 6 (Part 1), pp. 1898-1917.

Monfardini C. et Radice R. (2006), « Testing Exogeneity in the Bivariate Probit Model: a Monte Carlo Study », *mimeo*, Department of Economics, University of Bologna.

Moquet M.-J. (2008), « Inégalités sociales de santé : des déterminants multiples », *La Santé de l'homme*, n° 397, pp. 17-19.

Newacheck P.W., McManus M., Fox H.B. et al. (2000), « Access to Health Care for Children With Special Health Care Needs », *Pediatrics*, vol. 105, n° 4, pp. 760-766.

Pagán J.A. et Pauli M.V. (2006), « Community-Level Uninsurance and the Unmet Medical Needs of Insured and Uninsured Adults », *Health Services Research*, vol. 41, n° 3 (Part 1), pp. 788-803.

Raynaud D. (2005), « Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance maladie complémentaire », *Études et Résultats*, n° 378.

Shi L. et Stevens G.D. (2005), « Vulnerability and Unmet Health Care Needs. The Influence of Multiple Risk Factors », *Journal of General Internal Medicine*, vol. 20, n° 2, pp. 148-154.

Shiboski C.H., Palacio H., Neuhaus J.M. et Greenblatt R.M. (1999), « Dental Care Access and Use Among HIV-Infected Women », *American Journal of Public Health*, vol. 89, n° 6, pp. 834-839.

Sibley L.M. et Glazier R.H. (2009), « Reasons for Self-Reported Unmet Healthcare Needs in Canada: A Population-Based Provincial Comparison », *Healthcare Policy*, vol. 5, n° 1, pp. 87-101.

Urcam des Pays de la Loire (2002), *Analyse du phénomène de renoncement aux soins dentaires*.

Wilde J. (2000), « Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy regressors », *Economic Letters*, vol. 69, n° 3, pp. 309-312.

Wiltshire J.C., Person S.D., Kiefe C.I. et Allison J.J. (2009), « Disentangling the Influence

of Socioeconomic Status on Differences Between African American and White Women in Unmet Medical Needs », *American Journal of Public Health*, vol. 99, n° 9, pp. 1659-1665.

Wu Z., Penning M.J. et Schimmele C. (2005), « Immigrant Status and Unmet Health Care Needs », *Canadian Journal of Public Health*, vol. 96, n° 5, pp. 369-373.

Tableau A
Analyse du renoncement aux soins médicaux : paramètres estimés des régressions sur données de panel – champ restreint aux individus d'âge actif

	Hommes		Femmes	
	<i>Logit</i> à effets fixes	<i>Probit</i> à effets aléatoires	<i>Logit</i> à effets fixes	<i>Probit</i> à effets aléatoires
Constante		- 2,054 ***		- 2,418 ***
Âge				
<i>Moins de 30 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
30 à 39 ans	0,410	- 0,223 ***	- 0,290	- 0,177 **
40 à 49 ans	0,158	- 0,303 ***	- 0,281	- 0,169 **
50 ans et plus	0,034	- 0,520 ***	- 0,461	- 0,512 ***
État de santé perçu				
<i>Très bon</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Bon	0,327 **	0,268 ***	0,339 **	0,253 ***
Assez bon	0,607 ***	0,644 ***	0,632 ***	0,624 ***
Mauvais / très mauvais	0,781 ***	0,803 ***	0,629 **	0,754 ***
Nationalité				
<i>Français(e) de naissance</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Français(e) par acquisition		- 0,100		- 0,021
Autres nationalités		0,149		0,163
Niveau de diplôme : supérieur au baccalauréat	0,044	- 0,094	- 0,263	0,068
Situation familiale				
<i>Seul(e), sans enfant</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Seul(e), avec enfant(s)	- 0,397	- 0,091	- 0,044	- 0,027
En couple, sans enfant	- 0,101	0,018	- 0,472	- 0,328 ***
En couple, avec enfant(s)	0,041	0,083	- 0,745 **	- 0,415 ***
Statut d'activité				
<i>Actif(ve) occupé(e)</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Chômeur(se)	- 0,285	0,153 *	- 0,020	0,286 ***
Inactif(ve)	0,148	- 0,315 ***	- 0,544 **	0,051
Revenu annuel du ménage (en milliers d'euros)	- 0,010 **	- 0,005 ***	- 0,004	- 0,005 ***
Statut d'occupation du logement				
<i>Propriétaire</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Accédant à la propriété	0,211	0,026	0,270	0,172 *
Locataire / sous-locataire	0,213	0,176 **	0,545	0,400 ***
Logé à titre gratuit	0,927	0,048	1,116	0,389 ***
Existence d'emprunts ou de crédits à rembourser	- 0,230 *	- 0,024	0,093	0,146 ***
Nombre de voitures dans le ménage				
<i>Aucune</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Une	- 0,229	- 0,276 ***	0,201	- 0,207 ***
Deux ou plus	- 0,339	- 0,257 ***	- 0,239	- 0,318 ***
Taille de l'aire urbaine				
<i>Commune hors aire urbaine</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Aire urbaine de moins de 100 000 habitants	- 0,820	0,064	0,663	0,271 ***
Aire urbaine de 100 000 habitants ou plus (hors Paris)	- 0,058	0,146 **	- 1,262 *	0,095
Aire urbaine de Paris	0,990	0,048	- 0,433	0,148
ρ		0,477 ***		0,501 ***
Logarithme de la vraisemblance	- 794,97	- 3 558,31	- 737,83	- 3 370,58
Nombre d'observations	2 113	18 804	1 979	21 221
Nombre d'individus	651	6 166	617	6 917

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.
 Champ : personnes de référence et conjoints, âgés de 20 à 59 ans.

Source : SRCV-Silc, vagues 1 à 4, 2004-2007, Insee (calculs des auteurs).

Tableau B

Analyse du renoncement aux soins dentaires : paramètres estimés des régressions sur données de panel – champ restreint aux individus d'âge actif

	Hommes		Femmes	
	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires
Constante		- 2,015 ***		- 2,532 ***
Âge				
Moins de 30 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
30 à 39 ans	- 0,513 *	- 0,271 ***	0,084	- 0,097
40 à 49 ans	- 0,888 **	- 0,412 ***	0,114	- 0,046
50 ans et plus	- 0,500	- 0,485 ***	0,213	- 0,166 **
État de santé perçu				
Très bon	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Bon	0,124	0,248 ***	0,029	0,135 **
Assez bon	0,413 **	0,584 ***	0,220	0,468 ***
Mauvais / très mauvais	0,331	0,684 ***	0,205	0,556 ***
Nationalité				
Français(e) de naissance		Réf.		Réf.
Français(e) par acquisition		0,018		- 0,128
Autres nationalités		0,106		0,027
Niveau de diplôme : supérieur au baccalauréat	0,535	- 0,351 ***	- 0,746	- 0,079
Situation familiale				
Seul(e), sans enfant	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Seul(e), avec enfant(s)	0,762 **	0,209 *	0,304 *	0,298 ***
En couple, sans enfant	0,309	0,057	- 0,569 **	- 0,212 ***
En couple, avec enfant(s)	0,292	0,015	- 0,833 ***	- 0,273 ***
Statut d'activité				
Actif(ve) occupé(e)	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Chômeur(se)	0,098	0,335 ***	- 0,016	0,189 ***
Inactif(ve)	0,227	0,080	0,045	0,155 **
Revenu annuel du ménage (en milliers d'euros)	- 0,002	- 0,002	- 0,003	- 0,007 ***
Statut d'occupation du logement				
Propriétaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Accédant à la propriété	0,888 ***	0,308 ***	0,020	0,290 ***
Locataire / sous-locataire	0,446	0,423 ***	0,824 *	0,646 ***
Logé à titre gratuit	0,135	0,277 **	- 0,609	0,111
Existence d'emprunts ou de crédits à rembourser	- 0,072	0,116 **	0,018	0,211 ***
Nombre de voitures dans le ménage				
Aucune	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Une	- 0,959 ***	- 0,475 ***	0,021	- 0,245 ***
Deux ou plus	- 1,121 ***	- 0,553 ***	0,053	- 0,300 **
Taille de l'aire urbaine				
Commune hors aire urbaine	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Aire urbaine de moins de 100 000 habitants	- 1,491 ***	- 0,130	0,703	0,244 ***
Aire urbaine de 100 000 habitants ou plus (hors Paris)	- 0,545	- 0,026	- 0,322	0,140 *
Aire urbaine de Paris	- 0,433	0,054	- 0,064	0,311 ***
ρ		0,598 ***		0,576 ***
Logarithme de la vraisemblance	- 995,76	- 4 588,09	- 1 023,29	- 4 495,78
Nombre d'observations	2 636	18 804	2 712	21 221
Nombre d'individus	812	6 166	840	6 917

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.
Champ : personnes de référence et conjoints, âgés de 20 à 59 ans.

Source : SRCV-Silc, vagues 1 à 4, 2004-2007, Insee (calculs des auteurs).

Tableau C

État de santé perçu et renoncement aux soins médicaux : paramètres estimés des régressions de type *probit* bivarié

	Hommes		Femmes	
	État de santé : assez bon / mauvais / très mauvais	Renoncement aux soins médicaux	État de santé : assez bon / mauvais / très mauvais	Renoncement aux soins médicaux
Constante	- 0,874 ***	- 1,418 ***	- 0,318 ***	- 1,664 ***
Âge				
<i>Moins de 35 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
35 à 44 ans	0,246 ***	- 0,073	0,269 ***	- 0,065
45 à 54 ans	0,562 ***	0,007	0,539 ***	- 0,006
55 ans et plus	0,926 ***	- 0,265	0,820 ***	- 0,305
État de santé perçu				
<i>Très bon / bon</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Assez bon / mauvais / très mauvais		- 0,064		0,317
Nationalité				
<i>Français(e) de naissance</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Français(e) par acquisition	0,225 **	0,143	0,108	0,048
Autres nationalités	0,099	0,157	0,173 **	0,143
Niveau de diplôme				
<i>Aucun diplôme</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Diplôme de l'enseignement primaire	- 0,054		- 0,083	
Diplôme du 1 ^{er} cycle de l'enseignement secondaire	- 0,110		- 0,264 ***	
Diplôme du 2 ^e cycle de l'enseignement secondaire	- 0,128 **		- 0,237 ***	
Diplôme d'études supérieures	- 0,238 ***	- 0,054	- 0,416 ***	- 0,001
PCS (actuelle ou antérieure)				
Agriculteur(trice) / artisan(e)	- 0,027		- 0,448 ***	
Cadre	- 0,130 *		- 0,200 *	
Profession intermédiaire	- 0,055		- 0,172 *	
Employé(e)	- 0,029		- 0,173 *	
<i>Ouvrier(ère) qualifié(e)</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Ouvrier(ère) non qualifié(e) / ouvrier(ère) agricole	0,177 **		- 0,145	
Inactif(ve) / chômeur(se) n'ayant jamais travaillé	0,711 ***		- 0,034	
Niveau de diplôme des parents				
<i>Père et mère : aucun diplôme</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Père : aucun diplôme / mère : au moins le CEP	0,051		- 0,190 **	
Père : au moins le CEP / mère : aucun diplôme	- 0,023		- 0,143 **	
Père et mère : au moins le CEP	- 0,170 ***		- 0,215 ***	
Information totalement ou partiellement manquante	- 0,016		- 0,144 ***	
Situation familiale				
<i>Seul(e), sans enfant</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Seul(e), avec enfant(s)		- 0,022		0,106
En couple, sans enfant		0,137		- 0,214 **
En couple, avec enfant(s)		0,171		- 0,298 **
Revenu annuel du ménage (en milliers d'euros)	- 0,005 ***	- 0,009 ***	- 0,007 ***	- 0,009 ***
Statut d'occupation du logement				
<i>Propriétaire</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Accédant à la propriété		0,003		0,167
Locataire / sous-locataire		0,092		0,291 ***
Logé à titre gratuit		- 0,048		0,173
Existence d'emprunts ou de crédits à rembourser		0,123 **		0,084
Nombre de voitures dans le ménage				
<i>Aucune</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Une		- 0,308 ***		- 0,058
Deux ou plus		- 0,294 **		- 0,088
Taille de l'aire urbaine				
<i>Commune hors aire urbaine</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Aire urbaine de moins de 100 000 habitants		0,136		0,125
Aire urbaine de 100 000 habitants ou plus (hors Paris)		0,198 **		0,089
Aire urbaine de Paris		0,148		0,193 *
ρ		0,223		0,127
Logarithme de la vraisemblance		- 3 884,44		- 4 325,56
Nombre d'observations		5 749		6 354

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.
 Champ : personnes de référence et conjoints, âgés de 25 à 65 ans.

Source : SRCV-Silc, vague 2, 2005, Insee (calculs des auteurs).

Tableau D
État de santé perçu et renoncement aux soins dentaires : paramètres estimés des régressions de type *probit* bivarié

	Hommes		Femmes	
	État de santé : assez bon / mauvais / très mauvais	Renoncement aux soins dentaires	État de santé : assez bon / mauvais / très mauvais	Renoncement aux soins dentaires
Constante	- 0,865 ***	- 1,399 ***	- 0,313 ***	- 1,637 ***
Âge				
<i>Moins de 35 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
35 à 44 ans	0,245 ***	- 0,251 ***	0,274 ***	0,006
45 à 54 ans	0,560 ***	- 0,296 ***	0,541 ***	- 0,045
55 ans et plus	0,922 ***	- 0,401 ***	0,823 ***	- 0,172
État de santé perçu				
<i>Très bon / bon</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Assez bon / mauvais / très mauvais		0,714 **		0,740 **
Nationalité				
<i>Français(e) de naissance</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Français(e) par acquisition	0,226 **	0,057	0,110	- 0,248 *
Autres nationalités	0,089	0,155 *	0,170 **	0,034
Niveau de diplôme				
<i>Aucun diplôme</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Diplôme de l'enseignement primaire	- 0,074		- 0,086	
Diplôme du 1 ^{er} cycle de l'enseignement secondaire	- 0,124		- 0,265 ***	
Diplôme du 2 ^e cycle de l'enseignement secondaire	- 0,146 **		- 0,238 ***	
Diplôme d'études supérieures	- 0,253 ***	- 0,221 ***	- 0,411 ***	- 0,057
PCS (actuelle ou antérieure)				
Agriculteur(trice) / artisan(e)	- 0,016		- 0,446 ***	
Cadre	- 0,119		- 0,219 *	
Profession intermédiaire	- 0,059		- 0,180 *	
Employé(e)	- 0,018		- 0,183 **	
<i>Ouvrier(ère) qualifié(e)</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Ouvrier(ère) non qualifié(e) / ouvrier(ère) agricole	0,184 **		- 0,156	
Inactif(ve) / chômeur(se) n'ayant jamais travaillé	0,716 ***		- 0,040	
Niveau de diplôme des parents				
<i>Père et mère : aucun diplôme</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Père : aucun diplôme / mère : au moins le CEP	0,069		- 0,181 **	
Père : au moins le CEP / mère : aucun diplôme	- 0,009		- 0,143 **	
Père et mère : au moins le CEP	- 0,170 ***		- 0,215 ***	
Information totalement ou partiellement manquante	- 0,011		- 0,136 ***	
Situation familiale				
<i>Seul(e), sans enfant</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Seul(e), avec enfant(s)		0,161		0,116
En couple, sans enfant		- 0,017		- 0,107
En couple, avec enfant(s)		0,041		- 0,216 **
Revenu annuel du ménage (en milliers d'euros)	- 0,005 ***	- 0,005 ***	- 0,007 ***	- 0,009 ***
Statut d'occupation du logement				
<i>Propriétaire</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Accédant à la propriété		0,222 ***		0,212 **
Locataire / sous-locataire		0,364 ***		0,402 ***
Logé à titre gratuit		0,199		0,105
Existence d'emprunts ou de crédits à rembourser		0,124 **		0,143 ***
Nombre de voitures dans le ménage				
<i>Aucune</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Une		- 0,190 **		- 0,124
Deux ou plus		- 0,285 ***		- 0,160
Taille de l'aire urbaine				
<i>Commune hors aire urbaine</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Aire urbaine de moins de 100 000 habitants		0,047		0,189 **
Aire urbaine de 100 000 habitants ou plus (hors Paris)		0,113		0,113
Aire urbaine de Paris		0,193 **		0,266 ***
ρ		- 0,204		- 0,203
Logarithme de la vraisemblance		- 4 279,60		- 4 766,47
Nombre d'observations		5 749		6 354

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.
 Champ : personnes de référence et conjoints, âgés de 25 à 65 ans.
 Source : SRCV-Silc, vague 2, 2005, Insee (calculs des auteurs).

