

Direction de la recherche, des études,  
de l'évaluation et des statistiques  
DREES

SÉRIE  
ÉTUDES ET RECHERCHE

**DOCUMENT  
DE  
TRAVAIL**

**Le renoncement aux soins pour raisons financières  
dans l'agglomération parisienne :**  
Déterminants sociaux et évolution entre 2005 et 2010

Pierre Chauvin, Émilie Renahy, Isabelle Parizot, Julie Vallée

n° 120 – mars 2012

MINISTÈRE DU TRAVAIL, DE L'EMPLOI ET DE LA SANTÉ  
MINISTÈRE DU BUDGET, DES COMPTES PUBLICS ET DE LA RÉFORME DE L'ÉTAT  
MINISTÈRE DES SOLIDARITÉS ET DE LA COHÉSION SOCIALE

Le renoncement aux soins pour raisons financières dans l'agglomération parisienne :  
*Déterminants sociaux et évolution entre 2005 et 2010.*

*Rapport final pour la DREES, septembre 2011*

Émilie Renahy<sup>1,2</sup>, Julie Vallée<sup>1,3</sup>, Isabelle Parizot<sup>1,4</sup>, Pierre Chauvin<sup>1</sup>

<sup>1</sup> INSERM, U707, Équipe de recherche sur les déterminants sociaux de la santé et du recours aux soins ; UPMC, Université Paris 6, Paris.

<sup>2</sup> International Research Infrastructure on Social inequalities in health (IRIS); Department of Epidemiology, Biostatistics, and Occupational Health, Montreal.

<sup>3</sup> UMR 8504 Géographie-cités, équipe PARIS, CNRS - Université Paris 1 - Université Paris

<sup>4</sup> Équipe de recherche sur les inégalités sociales (ERIS), Centre Maurice Halbwachs (CNRS-EHESS-ENS), Paris

*Les auteurs remercient Bénédicte Boisguérin, Stéphanie Dupays, Renaud Legal, Jérôme Minonzio et Denis Raynaud, de la DREES, pour leurs commentaires et suggestions.*

**Cette publication n'engage que ses auteurs**

# Sommaire

<b>Préambule .....</b>	<b>7</b>
<b>Liste des abréviations et acronymes.....</b>	<b>9</b>
<b>Contexte et justificatif .....</b>	<b>11</b>
<b>Les inégalités sociales de santé.....</b>	<b>12</b>
<b>Les systèmes de santé .....</b>	<b>13</b>
Une couverture universelle... mais partielle.....	13
Le recours à l'assurance privée.....	15
<b>Le renoncement aux soins.....</b>	<b>16</b>
Définition du renoncement aux soins.....	16
Le renoncement aux soins pour raisons financières.....	17
<b>Le cas de la France .....</b>	<b>18</b>
Des solutions pour protéger contre le système d'utilisateur payeur.....	18
Conjoncture actuelle .....	18
<b>Objectifs.....</b>	<b>19</b>
<b>Matériel : la cohorte SIRS en Île-de-France.....</b>	<b>20</b>
<b>La mesure du renoncement aux soins et de ses déterminants.....</b>	<b>22</b>
L'interrogation du renoncement aux soins.....	22
La mesure des déterminants individuels du renoncement aux soins.....	23
La mesure des déterminants contextuels du renoncement aux soins .....	27
<b>Résultats .....</b>	<b>27</b>
Description de la population .....	27
Les différents types de renoncement aux soins.....	29
Fréquence du renoncement aux soins pour raisons financières .....	30
Fréquence du renoncement aux soins pour raisons financières par type de quartier de résidence.....	33
Commentaires préalables aux analyses statistiques .....	35
Le renoncement aux soins pour raisons financières tous types de soins confondus .....	36
Le renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 – Le cas des soins dentaires .....	46
Le renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 – Le cas des appareillages visuels.....	51
Le renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 – Le cas des consultations & soins de spécialistes .....	56
Le renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 – Le cas des médicaments.....	61
<b>Discussion et conclusion .....</b>	<b>65</b>
<b>Table des illustrations .....</b>	<b>71</b>
<b>Références .....</b>	<b>73</b>

## Préambule

Ce document est le rapport final d'une recherche conduite par l'équipe de recherche sur les déterminants sociaux de la santé et du recours aux soins (UMRS 707, INSERM et UPMC) grâce à l'appui financier de la DREES.

Ces travaux s'inscrivent dans un programme de recherche plus vaste destiné à approfondir les connaissances sur le renoncement aux soins pour raison financières en France.

Elle s'appuie sur les données de la cohorte SIRS (Santé, inégalités et ruptures sociales), conduite auprès d'un échantillon représentatif de 3000 adultes francophones de l'agglomération parisienne (Paris et première couronne de départements) interrogés en 2005 et en 2010.

L'avantage de cette cohorte est d'interroger explicitement les individus sur un éventuel renoncement aux soins pour raisons financières au cours des douze derniers mois. Ainsi, la cohorte SIRS permet d'offrir sur la question du renoncement aux soins pour raisons financières un éclairage quantitatif complémentaire de celui offert par l'enquête Santé et Protection Sociale de l'Institut de Recherche et de Documentation en économie de la santé (IRDES).

En effet, les données de la cohorte SIRS sont riches de plus de 400 variables sociodémographiques et sanitaires. Elles comportent notamment des informations fines sur les facteurs psychosociaux (isolement social, perception de la santé, perception de sa propre situation économique...) susceptibles d'expliquer les disparités de déclaration de renoncement aux soins entre individus. En outre, le géocodage des données permet d'analyser l'effet propre des caractéristiques contextuelles, au-delà de l'effet des seules caractéristiques individuelles. En revanche, compte tenu du champ de l'enquête, les résultats sont évidemment circonscrits aux seuls départements de la cohorte (75, 92, 93, 94) et *a priori* non généralisables à l'ensemble du territoire.

Les résultats des modèles épidémiologiques<sup>1</sup> montrent globalement une persistance entre 2005 et 2010 des principaux facteurs explicatifs du renoncement. En particulier, quelle que soit l'année étudiée, les analyses multivariées retrouvent une stratification sociale déjà connue, à laquelle s'ajoutent, toutes choses égales par ailleurs, des différences en fonction des origines migratoires et de certaines caractéristiques psychosociales des personnes (perceptions négatives de leur situation économique et/ou de leur santé, trajectoires de vie difficiles, sentiment d'isolement). Par ailleurs, les inégalités territoriales, notables, entre types de quartier de résidence s'expliquent presque entièrement par des effets de composition en lien avec le statut socio-économique des habitants.

En ce qui concerne l'effet propre de la couverture maladie, les résultats des analyses multivariées montrent que le fait de ne pas avoir de couverture complémentaire santé augmente très sensiblement le risque de renoncement aux soins pour raisons financières : les bénéficiaires de la CmuC ont, toutes choses égales par ailleurs, un risque de renoncer aux soins globalement comparable à celui des détenteurs d'une couverture privée et très nettement inférieur à celui des personnes non couvertes. Plus précisément, par rapport aux détenteurs d'une couverture privée, il semblerait que les bénéficiaires de la CMUc soient passés d'un risque moindre de renoncer à des soins pour raisons financières en 2005 à un risque semblable en 2010.

---

<sup>1</sup> Les résultats détaillés sont présentés dans le corps du présent rapport.

## Liste des abréviations et acronymes

ANR	Agence nationale de la recherche
ANRS	Agence nationale de la recherche sur le SIDA et les hépatites virales
CMU	Couverture maladie universelle
CMUc	Couverture maladie universelle Complémentaire
CNRS	Centre national de la recherche scientifique
DIV	Délégation interministérielle à la Ville
DS3	Déterminants sociaux de la santé et du recours aux soins
EHESS	École des hautes études en sciences sociales
ENS	École normale supérieure
ERIS	Équipe de recherche sur les inégalités sociales
INCa	Institut national du cancer
INSEE	Institut national de la statistique et des études économiques
Inserm	Institut national de la santé et de la recherche médicale
IRDES	Institut de recherche et de documentation en économie de la santé
IRESP	Institut de recherche en santé publique
IRIS	Ilots regroupés pour l'information statistique
SIRS	Santé, inégalités et ruptures sociales
ZUS	Zone urbaine sensible

*Ce rapport répond à une demande de la DREES, soucieuse d'approfondir les connaissances actuelles sur le renoncement aux soins pour raisons financières en France. Il s'appuie sur l'analyse des données de 2005 et de 2010 recueillies auprès d'un échantillon représentatif d'adultes de la région parisienne (Paris et la première couronne de départements franciliens) réuni dans le cadre du programme de recherche SIRS (Santé, inégalités et ruptures sociales).*

## **Contexte et justificatif**

Les inégalités sociales de santé ne se réduisent pas spontanément avec le progrès médical et l'augmentation quantitative et qualitative de l'offre de soins, y compris dans les États providence où le système de santé permet en théorie un accès équitable aux soins <sup>1</sup>. Un nombre grandissant d'épidémiologistes soulignent l'intérêt de travailler sur de nouvelles approches telles que les déterminants sociaux et psychosociaux de la santé afin de progresser dans la compréhension des mécanismes sous jacents aux inégalités sociales de santé et, par là, dans le développement de politiques et de stratégies aptes à les réduire.

Dans ce contexte, nous avons réalisé une série d'analyses sur le renoncement aux soins au début des années 2000 <sup>2-6</sup>. Celles-ci avaient montré, d'une part, que la question du renoncement aux soins pour raisons financières renvoyait certes à l'impossibilité financière d'accéder aux soins<sup>2</sup> mais recouvrait (et interrogeait) aussi la frustration ressentie des personnes entre ce dont elles souhaitent bénéficier en termes de soins médicaux (des attentes sans doute elles aussi socialement diversifiées) et ce à quoi elles accèdent effectivement. D'autre part, ces analyses avaient également montré qu'à niveau socio-économique comparable (en particulier en termes de niveau de revenus ou de couverture maladie), le renoncement aux soins pour raison financière s'exprimait plus fréquemment chez les personnes ayant connu des trajectoires de vie difficiles (événements graves, ruptures biographiques), exprimant des perceptions négatives de leur niveau socio-économique, ayant une forte attente et demande de soins, et/ou présentant certaines caractéristiques psychologiques (notamment une faible estime d'elles-mêmes). Nos travaux soulignaient finalement que la question du renoncement aux soins ne saurait être comprise sans porter une attention particulière à la manière dont les personnes perçoivent et vivent à la fois leurs besoins en matière de santé et leur situation sociale et financière.

En France, à partir de 2000, la mise en place de la couverture maladie universelle (CMU) et de la couverture maladie universelle complémentaire (CMUc) a ainsi notablement diminué l'obstacle financier dans l'accès aux soins des personnes les plus démunies <sup>7, 8</sup>, tout en recréant un effet de seuil pour les personnes aux revenus légèrement supérieurs à la limite instituée pour bénéficier du dispositif <sup>9</sup>. En 2010, la CMUc couvrait plus de 4 millions de personnes <sup>10</sup>.

En 2005, une Aide à la complémentaire santé (ACS) fut instaurée pour lutter contre cet effet de seuil <sup>11-13</sup>. Elle consiste en une aide financière pour l'acquisition d'un contrat d'assurance maladie complémentaire individuel et s'adresse aux personnes dont les revenus se situent entre le plafond de la CMU complémentaire et ce même plafond majoré de 26 % (en 2011<sup>3</sup>)

---

<sup>2</sup> Dans la littérature internationale également, il apparaît que la probabilité de renoncer à des soins de santé pour des raisons financières est plus élevée chez les personnes qui ne possèdent pas de couverture maladie.<sup>66</sup>

<sup>3</sup> Les critères d'éligibilité à l'aide à la complémentaire santé ont beaucoup évolué entre 2005 et 2011. À l'origine, le plafond était majoré de 10 % seulement<sup>14</sup>.

<sup>14</sup>. Son montant, plafonné à celui de la cotisation ou de la prime due, varie en fonction de l'âge des personnes composant le foyer couvert par le contrat. Dans les faits, même si le nombre de bénéficiaires a lentement progressé, le recours à l'ACS reste faible. Une expérimentation récente montre que moins d'un bénéficiaire potentiel sur cinq en ferait la demande et que la complexité des démarches aboutirait à moins de 10 % de couverture effective <sup>15</sup>.

Plus récemment, plusieurs circonstances ont concouru à réactualiser l'intérêt porté à cette question du renoncement aux soins pour raisons financières. Il nous a dès lors semblé important dans ce rapport, avant toute analyse en lien avec les objectifs spécifiques de cette recherche, de rappeler brièvement le cadre conceptuel et les enseignements récents de l'épidémiologie sociale sur les inégalités sociales de santé et leurs déterminants, à la fois individuels et « contextuels ». Au rang de ces déterminants contextuels, les épidémiologistes comptent aussi bien les contextes de vie (d'autres disciplines parleraient de contextes microsociaux) que des déterminants plus macro-sociaux comme l'organisation du système de santé et de protection sociale dans une région ou un pays donné. Cette synthèse introductive se conclura par quelques mots sur les concepts en lien avec le renoncement aux soins.

## **Les inégalités sociales de santé**

En dépit des progrès médicaux et de l'augmentation quantitative et qualitative de l'offre de soins, des inégalités sociales de santé persistent dans l'ensemble des pays industrialisés. Pour comprendre et faire face aux différences d'état de santé des individus observées dans de nombreuses sociétés, la médecine et la santé publique se sont initialement centrées sur l'individu <sup>16</sup>. De nombreux modèles ou études ont ainsi vu le jour pour tenter de comprendre et prédire les comportements de santé des individus afin mettre en place des politiques de santé publique efficaces. L'objectif, en sus d'améliorer l'état de santé des individus et plus largement de la population, est d'inciter les individus à adopter des comportements adéquats, à acquérir des « compétences » et à s'impliquer dans la gestion de leur propre santé. De nombreuses études ont en effet mis en évidence des liens très forts entre les comportements individuels de santé et la morbi-mortalité. Par exemple, la communauté scientifique s'accorde à dire que fumer augmente de manière très significative le risque de développer un cancer du poumon <sup>17</sup> ou que des habitudes alimentaires considérées comme « mauvaises » selon les recommandations de santé publique en vigueur ou le manque d'activité physique régulière sont largement associés à un plus grand risque d'obésité, de diabète ou de mortalité prématurée. <sup>18</sup>

S'il est indéniable que les individus font des choix au quotidien qui influencent leur santé, de nombreux chercheurs ont depuis longtemps souligné l'importance de l'impact de l'environnement (physique d'abord, puis social) sur la santé des populations. Il apparaît que les comportements individuels n'expliquent que très peu le gradient social en lien avec ces problèmes de santé, et que des chemins de causalité complexes sont en jeu <sup>19-21</sup>. Les disparités dans la capacité à appréhender, interpréter et agir en fonction des connaissances sur la santé ne se limitent pas au fait de vivre en situation de grande pauvreté ou non, mais s'expriment tout au long de l'échelle sociale, pour générer un gradient social qui s'observe d'ailleurs dès la naissance. <sup>19,22,23</sup>

Ainsi, ces choix « individuels » sont rarement effectués « librement » et rationnellement<sup>24</sup>. Connaître certains facteurs de risque associés à différentes maladies ou avoir conscience du risque sanitaire de certains de ses comportements ne conduit pas mécaniquement à adopter des attitudes et des comportements adéquats selon les critères de la santé publique. La « santé » elle-même n'est pas perçue de la même manière par tous : des symptômes ou des interrogations à propos de maladies, mais aussi de la nutrition, de la condition physique, de la santé mentale, de l'avancée en âge, etc. renvoient à des représentations très différentes. Celles-ci varient en fonction du contexte d'un individu à l'autre, mais également pour un individu donné, évoluent au cours du temps et des expériences de vie. On sait notamment que l'intérêt porté à la santé ainsi que les problèmes de santé ressentis, déclarés et susceptibles d'être adressés à la médecine augmentent généralement avec l'avancée en âge.

Dans le même temps, on sait que l'intérêt porté à la (sa) santé varie en fonction de divers facteurs psychologiques et sociologiques. Ainsi, les conditions de vie ou les expériences antérieures personnelles et familiales de la maladie et des soins, mais aussi les capacités d'adaptation, l'estime de soi, le degré de projection dans l'avenir, etc., participent à la construction du rapport au corps comme à la construction de préoccupations et de normes de santé différentes d'un individu (et/ou groupe social) à l'autre.<sup>25</sup> Les modèles de comportements de santé (développés à partir des années 1950), et plus particulièrement le *Health Belief Model*, montrent notamment combien les représentations, les attentes et les attitudes sont socialement distribuées et influencent les comportements de santé et le recours aux soins<sup>26-28</sup>. L'adoption d'un comportement de santé « adéquat » pour un individu dépend notamment du degré de conscience de la gravité du problème, de son implication personnelle, du rapport entre les avantages et inconvénients perçus quant à l'adoption de ce comportement et de la perception de ses propres capacités à le réaliser. Parallèlement, de nombreux travaux ont mis en exergue l'influence du milieu social et professionnel sur les comportements liés à la santé, le recours aux soins et leur rôle dans la production des inégalités de santé.<sup>29-31</sup>

Enfin, au-delà de ces facteurs individuels et des parcours de vie, les politiques publiques imposent un éventail de choix qui n'est pas maîtrisé par l'individu. Des facteurs macro-sociaux, notamment institutionnels, peuvent ainsi modifier la relation entre le niveau socioéconomique des individus et leur état de santé.<sup>32,33</sup> En ce sens, les systèmes de santé et de protection sociale constituent d'importants déterminants sociaux de la santé<sup>4</sup> – pouvant contribuer à aggraver ou au contraire réduire les inégalités sociales de santé. Incidemment, ces déterminants macro-sociaux rendent également très difficiles les comparaisons internationales en la matière et plus encore les extrapolations directes des enseignements d'un pays à un autre.

## **Les systèmes de santé**

### ***Une couverture universelle... mais partielle***

Depuis le début des années 1980, plusieurs pays industrialisés ont mis en place des systèmes de santé dits universels, c'est-à-dire qui s'adressent à l'ensemble de la population. Si plusieurs études ont montré que de tels systèmes peuvent réduire les inégalités (principalement en termes de mortalité)<sup>34-39</sup>, d'autres estiment qu'ils permettent d'améliorer

---

<sup>4</sup> Bien entendu, d'autres politiques, systèmes et institutions que sanitaires y contribuent également (dans le domaine de l'éducation, de la fiscalité, de l'emploi, de la justice, de l'urbanisme, etc.).

l'état de santé moyen d'une population sans nécessairement réduire les différences relatives entre les groupes sociaux.<sup>40,41</sup> À la lumière des résultats de recherche accumulés en France depuis une décennie, notamment dans notre équipe, nous nous comptons parmi ceux-là.

Il est important de noter qu'il existe très peu de systèmes à couverture réellement universelle, au sens où tous les soins et services de santé seraient offerts gratuitement à tous les résidents d'un pays. C'est pour cette raison que nous parlons de système à couverture partielle. À l'exception du Royaume-Uni (mais où les soins hospitaliers font l'objet d'une « file d'attente » d'où ne sont sans doute pas exclues les considérations sociales et où un co-paiement ou une franchise s'appliquent, au choix, pour les dépenses de médicaments), la majorité des autres pays développés ont mis en place des systèmes de couverture universelle partielle pour leur population (ou du moins la population résidant légalement sur leur sol<sup>5</sup>). D'une manière générale, le type de couverture (nombre de services couverts, groupes couverts, contribution financière) varie largement d'un pays à l'autre. Au minimum, les États tendent à protéger les populations les plus vulnérables tels que les personnes les plus pauvres, les enfants, les personnes âgées, les handicapées ou les malades chroniques, en leur proposant des couvertures offrant plus de soins et à moindre frais.

Au Canada par exemple, la Loi sur la santé requière que tous les services de santé fournis dans les hôpitaux soient assurés. Dans la pratique donc, seuls certains soins de santé (tous les soins prodigués à l'hôpital mais aussi les consultations avec un médecin en soins ambulatoires) sont proposés gratuitement à l'ensemble de la population. D'autres soins sont couverts à 100 % pour uniquement certaines catégories de la population (comme les médicaments ou les soins dentaires offerts aux enfants et aux bénéficiaires de l'aide sociale par exemple). En Suède, le régime d'assurance maladie, qui couvre une gamme étendue de soins de santé, est également assorti de divers frais modérateurs : co-paiement des consultations médicales dans le public comme dans le privé et les médicaments, ticket modérateur pour les soins dentaires, etc. De même, l'Allemagne applique un système de co-paiement des consultations médicales (mais qui exempté les enfants et les personnes à faible revenu), un forfait pour les médicaments et un forfait hospitalier par journée d'hospitalisation. Nombre de gouvernements ont donc, comme en France, mis en place un système de participation financière des utilisateurs, censé responsabiliser les « usagers » et limiter l'accroissement des dépenses publiques de santé, se référant à la théorie habituelle de la demande suivant laquelle le consommateur confronté à une augmentation du prix réduit la quantité du bien ou du service demandé.

Ce système multiplie donc les barrières à l'accès aux soins en raison du reste à charge et, le cas échéant, de l'avance totale des frais au point de service avant de pouvoir être remboursés. Si l'un des objectifs principaux de ces mesures est souvent de réduire les dépenses publiques de santé ou, alternativement, de financer les déficits, le ticket modérateur peut apparaître, d'un point de vue administratif, comme complexe et peu rationnel.<sup>42</sup> De surcroît, dès les années 1980, des analyses empiriques canadiennes ont montré que les frais modérateurs pour les services de santé assurés dissuadaient plus fortement les individus à faible revenu que les autres et agissaient de fait comme un impôt régressif. Elles ont également montré que les frais modérateurs ne réduisaient pas le taux d'utilisation global des services de santé et qu'ils étaient inefficaces pour contrôler les coûts totaux des soins de santé.<sup>43,44</sup> En France, depuis 20 ans, certains auteurs défendent le point de vue que de tels dispositifs ne permettent pas de maîtriser les dépenses de santé, qu'ils risquent d'entraîner une sous-consommation de la part

---

<sup>5</sup> Pour la problématique, particulière, du recours aux soins des personnes sans autorisation de séjour, voir notamment l'enquête européenne de Médecins du monde<sup>76</sup>.

des plus malades (qui a elle-même un coût à terme), et qu'ils sont souvent inefficaces lorsque les patients ont des assurances complémentaires<sup>45</sup>. Il a en effet été montré que dans le cadre d'un système d'utilisateur payeur, si la fréquence d'utilisation et les coûts des services de santé peuvent diminuer, ce n'est pas nécessairement parce que les patients deviennent plus « responsables » ni que les soins dits « évitables » sont moins fréquents. Lors d'une expérience américaine d'allocation aléatoire d'assurance santé, il fut démontré que les personnes les plus pauvres ou ayant le plus de besoins de santé (malades chroniques et personnes âgées) pâtissaient le plus de ce genre de régulation.<sup>46</sup> Ces mesures apparaissent donc inégalitaires car elles mènent certains individus à renoncer à des soins de santé à court terme, ce qui peut se traduire en un problème de santé plus grave à plus long terme. Ainsi, si les coûts semblent éventuellement pouvoir diminuer dans un premier temps, la morbidité ainsi engendrée peut être bien plus coûteuse à plus long terme. De fait, l'Organisation mondiale de la santé (OMS), dans son rapport sur la performance des systèmes de santé, recommande explicitement que les frais d'utilisateurs soient utilisés avec une grande précaution, à cause des effets délétères sur les populations vulnérables.<sup>47</sup> En outre, le rapport souligne que ces frais d'utilisateurs ne devraient pas être utilisés pour rationaliser la demande.

### ***Le recours à l'assurance privée***

Ainsi, malgré la mise en place de la couverture maladie universelle et d'aides spécifiques pour tenter de protéger les personnes les plus pauvres, des inégalités sociales de santé persistent en France comme dans la plupart des pays développés<sup>47</sup>. Un autre aspect de l'organisation du système de santé peut avoir un impact sur ces inégalités. Au-delà de l'avance des frais au point de service qui n'a pas le même impact financier selon le niveau socioéconomique des individus, l'accès à une assurance santé privée pour couvrir la part restant à la charge du patient n'est pas non plus, en effet, distribué aléatoirement dans la population.

C'est bien parce que les systèmes publics de couverture maladie ne sont pas exhaustifs ni complètement gratuits que les assurances privées complémentaires se sont développées. Or la présence de l'assurance privée peut également contribuer à ces inégalités dans le sens où les personnes qui n'en ont pas ont moins accès aux différents soins de santé et ont, notamment, moins recours à des services préventifs et diagnostiques<sup>48-50</sup> et sont en moins bonne santé<sup>49-526</sup>. Les personnes les plus aisées financièrement et socialement sont donc en général celles qui, à la fois, sont en meilleure santé et qui ont le plus accès à une assurance privée, ce qui leur assure des soins à moindre coût alors qu'elles ne sont pas celles qui en auraient, d'un point de vue médical, le plus besoin.<sup>41,53-56</sup> L'accès à une complémentaire santé serait donc inversement proportionnel aux besoins de santé, au même titre que l'accès aux soins (cf. la loi inverse des soins médicaux ou *inverse care law* énoncée par Hart en 1971<sup>57</sup>).

---

<sup>6</sup> Notons toutefois que des résultats non concluants ou inverses ont parfois été recensés.<sup>54</sup>

## Le renoncement aux soins

Au-delà des facteurs individuels et sociaux, on voit à quel point les politiques mises en place par les gouvernements et les systèmes de santé peuvent avoir un impact majeur sur la réduction ou l'augmentation des inégalités sociales de santé. Les systèmes de santé des pays industrialisés sont très divers mais ont généralement en commun une couverture universelle partielle et des inégalités d'accès à l'assurance privé. L'une des conséquences de cette organisation est le non-recours aux soins.

### *Définition du renoncement aux soins*

Le renoncement aux soins est un phénomène complexe, qui renvoie en partie au « non recours aux soins » et aux « besoins de santé non satisfaits » – deux notions proches également mobilisées par la littérature sur les inégalités sociales de santé. Le renoncement est bien sûr lié aux moyens (financiers, sociaux, organisationnels, etc.) des personnes, mais s'avère également dépendant des représentations et des expériences vécues concernant leur envie de recourir à la médecine. Déclarer (dans une enquête) avoir renoncé à des soins suppose en effet que la personne ait ressenti l'envie de recourir à des soins, qu'elle ne l'ait finalement pas fait, et qu'elle interprète cela comme un renoncement (le renoncement aux soins tel que des professionnels pourraient par exemple l'estimer n'étant pas nécessairement perçu par les individus<sup>58</sup>). Le non recours aux soins peut en outre traduire un manque de connaissances ou d'information. Les besoins de soins, au même titre que les besoins d'information, varient d'un individu à l'autre, notamment en fonction de leurs compétences en matière de santé lesquelles sont largement discriminées socialement<sup>7</sup>.

Une fois perçu ou quantifié, le renoncement aux soins peut être dû à plusieurs causes que l'on peut notamment classer en trois catégories : acceptabilité, disponibilité et accessibilité<sup>59, 60</sup>. La notion **d'acceptabilité** correspondant à un **renoncement choisi**<sup>58</sup> renvoie à un renoncement de type personnel et culturel tel que la peur de se soigner ou la décision d'attendre avant de se soigner. Il s'agit d'un choix personnel, certes socialement contraint, mais qui ne relève pas des systèmes de santé. Deux types de **renoncement subi**<sup>58</sup> sont en revanche dépendants du système de santé : le renoncement pour cause de **disponibilité** et celui pour cause **d'accessibilité**. La notion de **disponibilité** opère à un niveau organisationnel et concerne la présence d'infrastructures ou le temps d'attente pour y avoir accès. Les implications politiques sont très importantes car les gouvernements et autorités de santé ont la possibilité de procéder à des modifications pour améliorer cette disponibilité. Enfin, la dimension **d'accessibilité** est probablement la plus inégalitaire puisqu'elle englobe le renoncement aux soins pour cause de transport ou de coût. De nouveau, les implications politiques sont majeures puisque la mise en place de politiques publiques spécifiques pourrait permettre de les réduire. Dans le cadre de l'étude des déterminants sociaux de la santé et la compréhension des inégalités sociales de santé, le renoncement aux soins pour raisons financières apparaît comme un indicateur majeur en raison d'une part de son fondement socioéconomique et d'autre part de sa nature modifiable (et améliorable) par des interventions et des politiques publiques.

---

<sup>7</sup> Pour l'émergence du non recours aux soins dans le débat public et la santé publique, ainsi que l'étude qualitative de ses déterminants dans des populations précaires, on se reportera utilement à la thèse d'A. Rode (Rode A. *Le « non-recours » aux soins des populations précaires. Constructions et réceptions des normes.* Sciences Po Grenoble, mai 2010).

## *Le renoncement aux soins pour raisons financières*

Notre hypothèse est que toute contribution financière, toute augmentation de contribution financière et toute diminution des soins couverts sont autant d'obstacles à l'accès aux soins qui risquent d'augmenter le renoncement aux soins.

Le cas des États-Unis est éloquent à cet égard, puisqu'en 2010, les deux tiers de la population déclaraient avoir dû renoncer à des soins pour des raisons financières<sup>61</sup>. Le fait d'avoir une couverture santé sans interruption<sup>8</sup> (qu'elle soit publique ou privée) est associé à un niveau moins élevé de renoncement<sup>62</sup>. On notera néanmoins que dans le Massachusetts, la récente mise en place d'une couverture quasi-universelle a permis d'augmenter le taux de couverture global mais la diminution du renoncement aux soins n'y a été que modeste (de 9,2 % à 7,2 % entre 1996 et 2008) et contrastée car seuls les groupes les moins à risque ont connu une diminution significative : hommes, d'origine caucasienne, en bonne santé, ainsi que les groupes extrêmes de niveau de revenus<sup>63</sup>.

Dans des pays comme le Canada ou la France où le système de couverture universelle est bien plus étendu (mais, rappelons-le, seulement partiel), le renoncement aux soins pour raisons financières s'élève à 15 % environ en population générale.<sup>61,64,65</sup>

Dans ce contexte de couverture universelle partielle, plusieurs études ont également montré que les personnes n'ayant pas d'assurance santé privée avaient plus de risque de déclarer des besoins de santé non satisfaits d'une manière générale<sup>66-71</sup> et, plus spécifiquement, pour des raisons financières<sup>48, 66, 72-75</sup>.

Il reste que, même pour des raisons financières, le renoncement aux soins est un phénomène pluridimensionnel, mêlant des dimensions « objectives » (notamment la capacité financière des ménages à faire face aux dépenses de soins restant à leur charge après remboursement des assurances publiques et/ou privées) et des dimensions « subjectives » citées plus haut.

Dans ce cadre, deux points méritent ainsi d'être soulignés. D'une part, nous avons montré dans de précédents travaux que certaines populations particulièrement précaires, pauvres et malades – par exemple les étrangers en situation irrégulière<sup>76</sup> – pouvaient exprimer des taux de renoncement inférieurs à ceux attendus (au regard des normes médicales et de leurs capacités financières) et inférieurs à ceux observés en population générale (y compris chez les bénéficiaires de la CMUc). Cet indicateur n'a donc sans doute pas la même pertinence auprès de tous les publics, notamment auprès des personnes en situation d'exclusion, de grande difficulté sociale, de mise à distance particulière par rapport au système de soins (du fait de leur situation administrative ou de leurs conditions de vie), ou encore dont les normes de santé et de soins sont spécifiques (en lien, par exemple, à celles prévalentes dans leur pays d'origine pour les immigrés récents).

D'autre part, les mêmes raisons impliquent la plus grande prudence dans la comparaison internationale des indicateurs de renoncement aux soins (recueillis par exemple dans les *European Union Surveys on Income and Living Conditions*, et leur pendant français, les Enquêtes sur les ressources et les conditions de vie des ménages de l'INSEE). Ceux-ci sont bien trop sensibles aux perceptions de santé, aux besoins de soins ressentis et à l'organisation

---

<sup>8</sup> Aux États-Unis, la perte de couverture maladie, qu'elle soit publique ou privée, est très fréquente et corrélée au statut d'emploi, lui-même instable et précaire.

des soins, toutes choses très dépendantes des contextes (culturels et institutionnels) nationaux, pour pouvoir être comparés directement.

## **Le cas de la France**

### ***Des solutions pour protéger contre le système d'utilisateur payeur***

Bien que système de santé français est considéré comme l'un des meilleurs, des inégalités persistent et le renoncement aux soins pour raisons financières reste un problème majeur. Tous les « trous » dans la couverture de soins (soins hors nomenclature) et les divers coûts que les usagers doivent assumer (ticket modérateur, dépassement d'honoraires, coût réel différent du tarif de référence de la Sécurité sociale, franchise médicale) constituent autant d'embûches pour l'accès aux soins des personnes malades, notamment les plus démunies. Plusieurs programmes ont été pourtant mis en place successivement pour y remédier (au moins partiellement). Nous avons déjà cité en introduction la CMU, la CMUc et l'ACS. Rappelons également que le système des affections de longue durée (ALD) propose une exonération du ticket modérateur (et l'absence d'avance de frais) aux patients souffrant de maladie grave ou chronique (liste de 30 maladies fixée par décret depuis 1986)<sup>11</sup>. Cette prise en charge à 100 % concerne uniquement les soins relatifs à la maladie en question. En revanche, les forfaits (hospitaliers et médicamenteux) ne sont pas exonérés. Les ALD représentaient 62 % des dépenses totales remboursées par le régime général de l'assurance maladie en 2008<sup>77</sup>.

L'Aide médicale d'État (AME) offre, elle, une couverture plus restreinte aux personnes résidant en France sans titre de séjour depuis plus de trois mois. Elle répond aux mêmes conditions de ressources que la CMU.<sup>78,79</sup> En 2010, l'AME couvrait plus de 200 000 personnes.<sup>79</sup>

Globalement, la couverture complémentaire gratuite offerte aux plus pauvres et l'aide financière pour l'achat d'une complémentaire santé aux personnes à la limite du seuil d'éligibilité, semblent être des conditions nécessaires mais non suffisantes pour faire disparaître le gradient social des inégalités de santé et de recours aux soins qui touche l'ensemble de la population. La conjoncture actuelle ne semble pas réellement favorable à une amélioration de cette situation.

### ***Conjoncture actuelle***

Depuis les dernières décennies et plus encore au cours des cinq dernières années, de nombreuses mesures ont donc été mises en place pour réduire le déficit de la Sécurité sociale, ayant pour conséquence directe l'augmentation de la participation financière des patients. Ainsi, depuis 2008, l'instauration de différentes franchises sur les boîtes de médicaments, le déremboursement de médicaments au service rendu jugé insuffisant, les actes paramédicaux et les transports sanitaires, la participation forfaitaire de 1 euro aux actes médicaux, l'augmentation du forfait hospitalier et les dépassements d'honoraires ont concouru à augmenter de façon substantielle le coût direct de la santé pour les ménages.<sup>80</sup>

Par ailleurs, la crise économique survenue à la suite de la crise boursière et financière de septembre 2008 et ses impacts sur la situation socioéconomique des Français peuvent faire craindre une aggravation des difficultés financières – objectives et/ou subjectives – vécues par les personnes. La situation actuelle de l'économie au niveau international et la dette mirobolante des États-Unis et de plusieurs pays Européens laisse supposer que cette instabilité et les tensions qui en découlent risquent de se poursuivre.

Enfin, l'accès aux soins et les inégalités sociales de santé semblent devenir un enjeu majeur en France puisque la fréquence du renoncement aux soins pour raisons financières figure parmi les indicateurs de suivi des performances du système de santé et d'assurance maladie. Ainsi, l'objectif 33 de la loi de santé publique (visant à « réduire les obstacles financiers d'accès aux soins pour les personnes en situation précaire ») mobilise le taux de renoncement aux soins dentaires et optiques pour différentes classes de revenus et de niveaux de vie, avec une attention pour les personnes ayant de faibles ressources. Par ailleurs, dans son rapport de 2009-2010, l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale (ONPES) cite cet indicateur dans la rubrique « Non accès aux droits fondamentaux ». <sup>81</sup> Enfin, Un indicateur de renoncement aux soins pour raisons financières figure également dans le programme maladie des programmes de qualité et d'efficacité (PQE) annexés aux projets de loi de financement de la Sécurité sociale soumis chaque année au Parlement. Cet indicateur correspond à l'écart entre le renoncement des bénéficiaires de la CMUc et celui des détenteurs d'une couverture complémentaire privée. <sup>77</sup>

**Tableau 1 - Part des personnes ayant renoncé à des soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois, enquête SPS (IRDES), population âgée de 18 à 64 ans (%)**

	2000	2002	2004	2006	2008
<b>CMU-C</b>	26,2 %	16,1 %	17,9 %	19,1 %	21,0
<b>Couverture privée</b>	14,1 %	9,7 %	11,9 %	12,6 %	15,3 %
<b>Sans couverture complémentaire</b>	29,3 %	25,1 %	27,9 %	32,0 %	30,4 %

**Sources :** Avis du Haut conseil de l'avenir de l'assurance maladie <sup>77</sup>

Analysant chaque année (à partir de l'enquête SPS) le renoncement aux soins pour raisons financières, l'IRDES a montré que sa fréquence a diminué entre 2000 et 2002 (suite notamment à la mise en place de la CMUc mais pas uniquement, puisque cette fréquence a également diminué parmi des assurés ne bénéficiant pas de la CMUc) mais observe depuis 2002 une tendance à la hausse.

## Objectifs

Dans ce cadre, l'objectif général de ce travail de recherche est de mieux comprendre le renoncement aux soins pour raisons financières, en analysant ses déterminants tant au niveau individuel que contextuel, ainsi que son évolution au cours du temps.

Nous poursuivons ainsi la série d'analyses menées précédemment par les membres de l'équipe DS3 sur les facteurs psychosociaux du renoncement aux soins. <sup>2-6</sup> Il est apparu intéressant, notamment, de rechercher si l'offre médicale était, ou non, liée au renoncement aux soins dans un contexte urbain tel que l'agglomération parisienne. En particulier, l'impact de la densité médicale (pour certaines spécialités) a pu être étudiée grâce à des analyses spatiales et multiniveaux ; c'est-à-dire avant et après ajustement sur les caractéristiques individuelles des personnes, dans la démarche (classique en épidémiologie contextuelle) de distinction des effets de contexte et des effets de composition <sup>82</sup>. Les interactions avec la

mobilité quotidienne des individus dans l'agglomération parisienne sera également prise en compte puisque nous avons montré récemment, par exemple, que la mobilité quotidienne des personnes avaient une influence notable sur l'impact des caractéristiques contextuelles sur leur recours à certains soins de prévention<sup>83</sup>.

À partir des données de la cohorte SIRS, ce rapport poursuit donc les objectifs suivants :

1. Estimer la fréquence du renoncement aux soins pour raisons financières en 2010, concurremment à d'autres motifs de renoncement.
2. Comparer cette fréquence à celle estimée en 2005 (compte-tenu des différences dans le mode d'interrogation) sur les deux échantillons représentatifs constitués à quatre ans d'écart.
3. Rechercher les facteurs démographiques (âge, sexe, origine migratoire), socio-économiques (niveau de revenus du ménage, niveau d'éducation, situation d'emploi, couverture maladie), psychosociaux (intégration sociale, attitudes et expériences de la maladie et des soins) et territoriaux ou contextuels (type du quartier de résidence, densité médicale) associés au renoncement aux soins pour raisons financières en 2010.
4. Comparer ces facteurs (et leurs forces d'association avec la variable d'intérêt) entre 2005 et 2010.
5. Estimer l'incidence des « nouveaux » renoncements relevés en 2010 chez les personnes n'en ayant pas déclaré en 2005 (et inversement), et en rechercher, là aussi, les facteurs associés et les éventuelles différences territoriales.

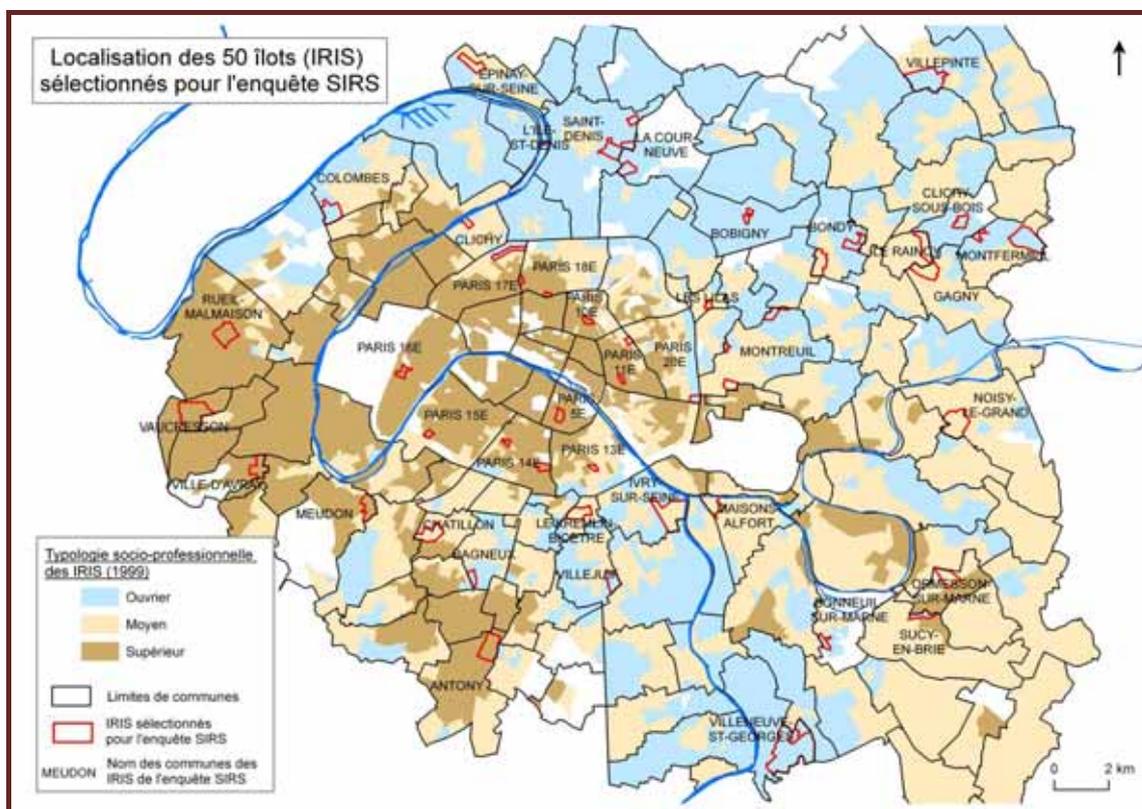
## **Matériel : la cohorte SIRS en Île-de-France**

La cohorte SIRS (Santé, inégalités et ruptures sociales) est une cohorte nominative, représentative de la population majeure francophone et vivant en ménage ordinaire dans l'agglomération parisienne (départements 75, 92, 93 et 94), comprenant 3000 ménages inclus à l'automne 2005 par un échantillonnage aléatoire à trois degrés. Le premier niveau de tirage est constitué d'IRIS (unités INSEE comptant environ 2 000 habitants) et stratifié sur la typologie socioprofessionnelle de l'espace francilien de E. Préteceille<sup>84</sup> et le classement en Zone Urbaine Sensible (ZUS) : 50 IRIS ont été tirés au sort parmi les 2 595 IRIS éligibles de l'agglomération, les IRIS en ZUS étant surreprésentés tout comme les quartiers de type ouvrier hors ZUS de la typologie. Au deuxième niveau, 60 logements ont été tirés aléatoirement dans chaque IRIS. Enfin, un adulte fut tiré au sort par logement et inclus dans la cohorte. La première vague d'enquête s'est déroulée en face à face, avec un questionnaire d'une durée moyenne de 90 minutes à l'automne 2005. Une seconde vague (courte) a été réalisée par téléphone en mars 2007, portant essentiellement sur les changements dans la situation professionnelle et familiale des personnes.

Une troisième vague a été réalisée en face-à-face, avec un questionnaire approfondi comme en 2005, au cours de l'automne et de l'hiver 2009-2010. Cette cohorte socio-épidémiologique est conduite par l'équipe DS3 de l'Inserm (qui héberge les données nominatives) dans le cadre d'un programme de recherche associant en outre l'équipe de recherche sur les inégalités sociales (ERIS) du Centre Maurice Halbwachs (CNRS-EHESS-ENS). En 2005, le projet a bénéficié du soutien (notamment pour le recueil des données et le suivi de la cohorte) de l'Inserm, de l'IRESP, du Secrétariat interministériel à la Ville (ex-DIV), de la Mairie de

Paris et du Fonds Social Européen. Depuis 2009, les recherches conduites sur les données recueillies sont financées sur projet, notamment par l'ANR, l'IRESP, l'ANRS et l'INCa.

Figure 1 - Échantillon d'enquête – Cohorte SIRS



Cette cohorte constitue une première française dans le champ de l'épidémiologie sociale. Il s'agit en effet, à notre connaissance, de la première cohorte représentative de la population générale, constituée ad hoc pour l'étude des déterminants sociaux de la santé, surreprésentant les quartiers en difficulté, géocodant les personnes interrogées et recueillant, en face à face, un nombre important de caractéristiques sociales et sanitaires – y compris dans leur dimension subjective et concernant des caractéristiques rarement interrogées en population générale (insertions et identités sociales, capital social, représentations de santé, raisons de non recours aux soins...). La dimension régionale permet d'étudier l'ensemble du continuum social et certaines dimensions territoriales (en étudiant simultanément les caractéristiques des individus – recueillies dans la cohorte – et les caractéristiques de leur IRIS de résidence – compilées à partir de sources de données extérieures).

Les données de la première vague d'enquête (2005) constituent un ensemble conséquent et unique de caractéristiques sociales et sanitaires. Plus de 400 variables renseignent les dimensions suivantes : statut socioéconomique, conditions de vie, insertions et ruptures sociales et événements biographiques, rapport au quartier de résidence, histoire migratoire et origine sociale, capital psychologique, santé ressentie, maladies chroniques, IMC, santé mentale, santé des femmes, attitudes et représentations vis-à-vis de la santé et de la médecine, certains comportements liés à la santé (alcool, tabac, activité physique, consommation de fruits et légumes, de viande, de poisson), modalités et fréquence des recours aux soins (curatifs et préventifs), etc.

Les données de la troisième vague d'enquête (2010) reprennent de nombreuses dimensions communes, en particulier en ce qui concerne le statut socio-économique des personnes et leurs conditions de vie, auxquelles ont été ajoutées de nouvelles (notamment sur l'alimentation, le dépistage des cancers féminins, l'utilisation de l'offre de soins et les mobilités quotidiennes). Sans rentrer dans les détails du suivi de cohorte et de la méthodologie utilisée lors de cette troisième vague, on donnera néanmoins ici quelques données de cadrage. En 2010, 47 % des adultes inclus en 2005 ont pu être réinterrogés (2,6 % étaient décédés, 1,8 % trop malades pour participer, 13,9 % avaient déménagé en dehors des IRIS sélectionnés, 2,7 % étaient absents à la période d'enquête, 18,4 % ont refusé de répondre et 13,4 % ont été perdus de vue sans nouvelle). Leur sexe ratio et leur âge moyen étaient identiques à ceux des non réinterrogés. Les perdus de vue étaient sensiblement plus jeunes et plus aisés que les autres mais le type de leur IRIS de résidence et leur état de santé n'étaient pas différents. Au contraire, les absents au moment de l'enquête étaient, eux, d'un statut socioéconomique plus bas et plus souvent des immigrés. Les personnes incluses en 2005 non réinterrogées en 2010 ont donc été remplacées par tirage au sort selon une méthode identique au sein des 50 IRIS de la cohorte, afin d'obtenir un effectif final de 60 adultes interrogés par IRIS. Le taux de refus des nouveaux enquêtés était, en 2010 comme en 2005, de 29 %.

L'échantillon final a été redressé pour prendre en compte la stratégie d'échantillonnage, puis recalé par âge et sexe d'après le recensement de la population de 2006<sup>9</sup>.

## **La mesure du renoncement aux soins et de ses déterminants**

### ***L'interrogation du renoncement aux soins***

La question du renoncement aux soins pour raisons financières a été interrogée dans les deux vagues de 2005 et 2010, mais de façon un peu différente (*cf.* encadrés 1 et 2). Ainsi, les mêmes types de soins étaient interrogés en 2005 et 2010 : soins dentaires, lunettes et lentilles, séances de kinésithérapie, consultation avec un généraliste, consultation avec un spécialiste, analyses en laboratoire ou imagerie médicale et produits pharmaceutiques.

En revanche, alors qu'en 2005 seul le renoncement aux soins pour raisons financières était interrogé, plusieurs autres causes ont été interrogées concurremment en 2010 avec une question initiale plus large : renoncement pour cause de complexité ou de manque de temps (référant à la notion d'acceptabilité mentionnée précédemment) ou en raison du délai d'attente (référant à la notion de disponibilité).

Ces différences dans le mode d'interrogation invitent certes à la prudence quant à la comparaison des taux de renoncement entre 2005 et 2010 mais permettent néanmoins d'analyser les grandes tendances, en particulier en ce qui concerne les déterminants du renoncement aux soins.

---

<sup>9</sup> Les proportions données dans la suite du document sont ainsi pondérées (sauf indication contraire).

Encadré 1 - Module 'Renoncement aux soins', Questionnaire SIRS 2005

**F7. Au cours des 12 derniers mois, vous est-il arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ?**  
*!! Consigne : ne concerne pas le renoncement à des soins pour d'autres membres de la famille (enfants par exemple)*

Oui \_\_\_\_\_ 1  
 Non \_\_\_\_\_ 2 → F10.

**Si oui :**

**F8. Pour quel(s) type(s) de soins ?**  
*!! Consigne : Lire chaque item*

	Oui	Non
Soins dentaires	1	2
Lunettes, lentilles	1	2
Séances de kinésithérapie	1	2
Consultations, visites ou soins de <u>généralistes</u>	1	2
Consultations, visites ou soins de <u>spécialistes</u>	1	2
Analyses de laboratoire, prises de sang, imagerie ou radiologie	1	2
Pharmacie, médicaments	1	2
Autres soins ou inconnus	1	2

**F9. Est-ce qu'il s'agissait (au moins une fois) de soins qui vous semblaient importants ?** *Ré- Carte 4*

Oui tout à fait \_\_\_\_\_ 1  
 Oui plutôt \_\_\_\_\_ 2  
 Non plutôt pas \_\_\_\_\_ 3  
 Non pas du tout \_\_\_\_\_ 4

Encadré 2 - Module 'Renoncement aux soins', Questionnaire SIRS 2010

**F6. Au cours des 12 derniers mois, avez-vous renoncé pour vous-même, et que ce soit pour des raisons financières, par manque de temps, ou pour une autre raison, à des soins médicaux dont vous aviez besoin (dentiste, lunettes, laboratoire, etc.) ?** *(lire chaque item)*  
*!! Consigne : ne concerne pas le renoncement à des soins pour d'autres membres de la famille*

**F8. Et pour quelles raisons avez-vous renoncé à ces soins ?** *(ne pas citer, relancer, 3 réponses maximum)*

	F6		Si Oui passez à F8	F8 - Pour quelles raisons ? <i>(ne pas citer, relancer, 3 réponses maximum)</i>					Autre (précisez)
	Oui	Non		Pour des raisons financières	C'était trop compliqué ou que vous ne saviez pas où aller	A cause du délai d'attente (en salle d'attente ou pour la prise de RDV)	Vous aviez d'autres soucis ou vous n'aviez pas le temps		
• Soins dentaires.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	→	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	1 _____ 2 _____	<input type="text"/>
• Lunettes, lentilles.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	→	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	1 _____ 2 _____	<input type="text"/>
• Séances de kinésithérapie.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	→	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	1 _____ 2 _____	<input type="text"/>
• Consultations, visites ou soins de <u>généralistes</u> .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	→	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	1 _____ 2 _____	<input type="text"/>
• Consultations, visites ou soins de <u>spécialistes</u> .....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	→	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	1 _____ 2 _____	<input type="text"/>
• Analyses de laboratoire, prises de sang, imagerie ou radiologie.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	→	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	1 _____ 2 _____	<input type="text"/>
• Pharmacie, médicaments.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	→	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	1 _____ 2 _____	<input type="text"/>
• Autres que je ne vous ai pas cités.....	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	→	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	1 _____ 2 _____	<input type="text"/>

**La mesure des déterminants individuels du renoncement aux soins**

Pour répondre aux objectifs spécifiques de ce travail, nous distinguerons les facteurs individuels et contextuels dans l'analyse des déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières.

### *Caractéristiques démographiques*

L'âge de la personne interrogée le jour de l'interview a été regroupé par *tranches d'âge* de 15 ans (18-29; 30-44; 45-59; 60 ou plus). Pour tenter de tenir compte de différences culturelles, nous avons créé une variable synthétique – que nous avons dénommée « *origine* » – combinant la nationalité de la personne interrogée et celles de ses parents. Nous avons ainsi distingué les personnes de nationalité française nées de deux parents Français, les personnes de nationalité française ayant au moins un parent étranger, et enfin les personnes de nationalité étrangère. Ces deux dernières catégories représentent globalement, à quelques rares exceptions près, les Français « issus de l'immigration » et les immigrés.

### *Caractéristiques socioéconomiques*

L'hypothèse *a priori* est que les personnes appartenant à une catégorie sociale élevée ont à la fois plus de connaissances en matière de santé (meilleure information concernant les problèmes de santé mais aussi sur le système de soins et de protection sociale) et plus de ressources (financières, professionnelles, sociales) qu'une personne de niveau social plus bas. Faisant face à de moindres barrières sociales et économiques, ces groupes sociaux devraient expérimenter moins de renoncement aux soins pour raisons financières. Pour caractériser la situation socioéconomique de la personne interrogée, nous avons donc mesuré son *niveau d'éducation* (aucun enseignement ou enseignement primaire, enseignement secondaire ou enseignement supérieur), sa *situation d'emploi* (actif, chômeur, retraité, inactif ou étudiant) ainsi que sa situation financière.

Nous avons ainsi pris en considération le niveau de *revenus du ménage* (divisé en quatre classes de taille égale – quartiles). En cas de non-réponse, le revenu mensuel du ménage a été imputé par modélisation en fonction de caractéristiques observées. Afin de tenir compte de la taille et de la composition du ménage, nous l'avons ensuite ajusté selon la méthode standard de l'OCDE pour évaluer le niveau financier des individus, en divisant par le nombre d'unités de consommation (UC) présentes dans le ménage. La personne de référence dans le ménage (celle qui a la position socioéconomique la plus favorable) compte pour une 1 UC, toute autre personne de plus de 14 ans compte pour 0,5 UC et les enfants de moins de 14 ans pour 0,3 UC<sup>85</sup>. Parallèlement, nous avons interrogé la *perception individuelle de la situation financière* du foyer dans la mesure où le niveau de revenu ne permet pas nécessairement de saisir la notion de difficulté ou de stabilité financière d'un ménage au quotidien (du fait de l'endettement du ménage, de la possession de biens, du réseau social et familial, etc.). Les réponses sur cette perception de la situation financière ont été regroupées en deux classes : bonne (« est à l'aise » ou « ça va ») et mauvaise (« c'est juste, il faut faire attention » ou « y arrive difficilement »).

Enfin, il était primordial de tenir compte d'une caractéristique largement discriminante pour le recours aux soins, et plus spécifiquement le renoncement aux soins pour raisons financières : le *type de couverture maladie*. Comme nous l'avons vu précédemment, le système français de protection sociale laisse une part financière importante restant à la charge des patients. Bien que certaines catégories soient sous-représentées dans notre échantillon, nous distinguerons autant que possible les personnes pour qui l'ensemble des frais reste à leur charge (aucune couverture), celles pour qui seul le ticket modérateur reste à leur charge (couverture de base uniquement par la Sécurité sociale ou la CMU de base), et celles pour qui ce ticket modérateur est pris en charge par une aide sociale (CMU-C, AME) ou par une assurance privée ou mutuelle.

Lors des analyses de l'incidence du renoncement aux soins, nous avons notamment regardé la détérioration de la situation socioéconomique en utilisant les cinq variables suivantes : Perte de la couverture complémentaire privée (couverture privée en 2005, mais plus en 2010) ; perte de la CMUc (couvert par la CMUc en 2005, plus de couverture complémentaire en 2010) ; dégradation de la situation financière objective (passage des revenus mensuels du ménage à un quartile inférieur) et perçue (bonne en 2005, mauvaise en 2010) ; et dégradation du statut d'emploi (devenu chômeur ou inactif en 2010).

### ***État de santé***

On ne pourrait analyser le renoncement aux soins sans tenir compte de l'état de santé, considéré ici comme un proxy des besoins de santé. Sans besoin de santé (qu'il soit réel ou perçu), le renoncement aux soins aura probablement moins d'impact à court comme à long terme. Nous avons mesuré l'***état de santé déclaré*** comme suit : un individu était considéré comme malade s'il déclarait avoir souffert au cours des 12 derniers mois d'au moins un trouble chronique (parmi une liste préétablie des principaux troubles chroniques – tels que l'asthme, le diabète, l'hypertension, le cancer – utilisée couramment dans d'autres enquêtes en France) et/ou être invalide ou handicapé.

Une détérioration de l'état de santé se produit lorsqu'un individu ne présentait aucun problème de santé en 2005 mais en déclare un en 2010.

### ***Facteurs psychosociaux***

Les facteurs psychosociaux ont été mesurés dans plusieurs dimensions : l'***isolement social***, les ***attitudes et expériences de la maladie et des soins*** (ratio normalement distribué) et les ***événements difficiles vécus***.

L'isolement social a été mesuré ici de façon subjective : un individu est considéré comme isolé socialement s'il affirme se sentir « très seul » ou « plutôt seul », et non isolé s'il s'estime « plutôt entouré » ou « très entouré ».

L'indicateur synthétique construit pour appréhender les attitudes et expériences en lien avec la santé se base sur un ensemble de six questions : Pour chacun des propositions suivantes, pouvez-vous nous dire si elle correspond tout à fait (1), plutôt (2), plutôt pas (3) ou pas du tout (4) à ce que vous pensez...

1. Je tombe malade plus facilement que les autres.
2. Je suis facilement inquiet dès que quelque chose ne va pas.
3. J'ai déjà été sérieusement malade ou j'ai déjà eu un grave problème de santé.
4. Je pense que ma santé sera pire dans l'avenir que maintenant.
5. Je me soucie davantage de ma santé que la plupart des gens.
6. Si je devais avoir un cancer, je préférerais le savoir le plus tard possible.

Nous n'avons pas calculé de score lorsque les six réponses étaient manquantes. En revanche, nous avons conservé les réponses partielles. Un seul des six items (n°5) interrogeait une perception positive (les cinq autres étant plutôt négatives) ; nous avons donc inversé le codage pour cet item afin d'avoir, à l'instar des autres items, une valeur élevée pour une perception positive : tout à fait (4), plutôt (3), plutôt pas (2) ou pas du tout (1). Nous avons ensuite sommé la réponse à chacune de ces modalités (chaque question étant codée de 1 à 4,

la somme totale s'étend de 1 à 24) puis divisé par le nombre de questions répondues (de 1 à 6). Au final, plus le ratio est proche de 1, plus les représentations de santé sont 'négatives' alors que plus il s'approche de 4, plus les représentations sont positives.

Enfin, nous avons interrogés en 2005 et en 2010 une liste commune de dix *événements difficiles au cours de l'enfance* (problèmes de santé – personnels ou des parents –, de logement, d'argent, tentative de suicide, alcoolisme, graves disputes ou divorce des parents, fugue, mauvais traitement, abus sexuels) et six *à l'âge adulte* (tentative de suicide, prison, violences conjugales et hors conjugales, violences envers les enfants ou provenant des enfants).

Trois variables ont également été créées pour mesurer et caractériser la dégradation des facteurs psychosociaux au cours du temps. Nous avons notamment créé deux indicateurs pour indiquer d'une part la survenue d'un nouvel événement difficile entre 2005 et d'autre part ce que nous avons dénommé une « dégradation de l'isolement social » (individu s'estimant entouré en 2005 mais seul en 2010).

### ***Mobilité quotidienne***

Fréquemment appréhendée d'un point de vue fonctionnel (être physiquement capable ou non de se déplacer), la mobilité est considérée dans les études de santé publique comme un facteur facilitant l'utilisation des services de santé<sup>86</sup>. Des travaux menés auprès de la population âgée ont par exemple montré que le fait d'être mobile était associé à des recours aux soins plus fréquents<sup>87,88</sup>. Pourtant, ne considérer la mobilité quotidienne qu'à travers sa seule dimension fonctionnelle est restrictif. Il est intéressant de tenir compte de l'espace au sein duquel les personnes réalisent leurs activités quotidiennes : l'espace d'activité. On peut faire l'hypothèse qu'une mobilité quotidienne spatialement étendue favorise le recours aux soins puisqu'elle peut traduire ou se traduire par une plus grande capacité des personnes à se déplacer dans la ville, une plus grande familiarité vis-à-vis des moyens de transports existants et une meilleure connaissance de l'offre de services (notamment de soins).

Au cours de l'enquête SIRS, les personnes ont été interrogées sur l'inscription – totale, partielle ou nulle – de leurs activités domestiques (faire les courses alimentaires, utiliser des services tels que la banque ou la poste), sociales et de loisirs (voir des amis, se promener et aller au café ou au restaurant) dans leur quartier de résidence. Ces questions ont permis de caractériser l'espace d'activité des habitants à partir de la concentration de leurs activités dans ce qu'ils perçoivent comme leur quartier de résidence<sup>83</sup>. Un **score de concentration des activités** (normalement distribué) dans le quartier de résidence a ainsi été calculé ; il varie de 0 (pour les personnes ayant déclaré faire toutes les activités proposées *en dehors* de leur quartier de résidence) à 1 (pour les personnes ayant déclaré faire toutes les activités proposées *dans* leur quartier de résidence). Parmi les personnes interrogées, 17 % ont un score égal ou supérieur à 0,8 ; une part non négligeable des habitants de l'agglomération parisienne déclare donc concentrer ses activités quotidiennes dans son quartier de résidence. Cette mesure de l'espace d'activité – qui se base sur le quartier perçu comme unité spatiale de référence – permet d'identifier les habitants qui vivent centrés « sur des territoires de repli »<sup>89</sup> et de constater également que ce sont les habitants socialement et culturellement défavorisés qui ont tendance à avoir une mobilité quotidienne spatialement restreinte<sup>83</sup>.

## ***La mesure des déterminants contextuels du renoncement aux soins***

### ***Caractéristiques socioéconomiques***

Plusieurs caractéristiques socioéconomiques du quartier de résidence ont été considérées. En combinant la typologie socioprofessionnelle des IRIS de l'espace francilien élaborée par Edmond Préteceille<sup>84</sup> et le classement en ZUS de l'IRIS de résidence, nous avons créé une variable à trois modalités pour caractériser le ***type de quartier*** : ZUS, type ouvrier non-ZUS, type moyen ou supérieur non-ZUS.

Nous avons également calculé le ***revenu moyen*** de chaque zone comprenant l'IRIS de résidence et les IRIS adjacents pour chacun des 50 « quartiers » de SIRS, d'après des données de la Direction générale des impôts (« Revenus fiscaux des ménages » de 2005 et 2007). Des quartiles ont ensuite été calculés.

Nous avons également créé des indicateurs à partir des données du recensement de 2006 au niveau de l'IRIS de résidence. En utilisant la distribution par centile au niveau de la zone géographique de référence (Paris et la petite couronne de départements), nous avons attribué la valeur 1 si, par exemple, la ***proportion d'individus de moins de 25 ans*** dans le quartier de résidence se situait au-delà du 75<sup>ème</sup> percentile, 0 sinon. Nous avons procédé de même pour la ***proportion de chômeurs, d'étrangers, de personnes sorties du système scolaire sans diplôme et de familles monoparentales***.

### ***Caractéristiques sanitaires***

Enfin, en utilisant la Base Permanente des Équipements de l'Insee, nous avons pu calculer la ***densité médicale*** dans chaque zone comprenant l'IRIS de résidence et les IRIS adjacents, pour chacun des 50 « quartiers » de SIRS – et ce pour les services suivants : médecin généraliste, médecin spécialiste, dentiste, ophtalmologiste, laboratoire d'analyse, et pharmacie.

## **Résultats**

### ***Description de la population***

L'échantillon de la cohorte SIRS interrogé en 2010<sup>10</sup> (tableau 2) était composé majoritairement de femmes (53,1 %), d'âge médian de 43 ans (intervalle interquartile (IIQ)=[31-58]), de personnes de nationalité Française ayant des parents Français (66,5 %), ayant fait des études supérieures (56,5 %) et en situation d'emploi (55,7 %). Le revenu mensuel moyen des ménages était de 1 733 euros (IIQ=[1 115-2 605]) et un peu plus de la moitié des personnes estimait leur situation financière comme bonne (55,8 %).

Parmi l'ensemble des personnes interrogées en 2010, 83,6 % étaient couvertes à la fois par la Sécurité sociale (à travers un régime général, un régime spécial ou la CMU de Base) et par une mutuelle, une assurance santé privée et/ou l'exonération pour Affection de longue durée (ALD). Les questions n'étant pas mutuellement exclusives et le système ALD ne s'appliquant

---

<sup>10</sup> Rappelons qu'il s'agit ici de l'échantillon pondéré et redressé. L'ensemble des pourcentages présentés dans la section suivante concerne donc les personnes interrogées après pondération.

qu'aux soins en lien avec une maladie chronique, nous avons décidé de ne pas distinguer les bénéficiaires de l'ALD uniquement. Près de 6 % des franciliens interrogés étaient couverts par la CMUc et seulement 0,3 % par l'AME. Malgré les aides proposées par le gouvernement (CMUc ou ACS), près de 9 % n'étaient couverts que par la Sécurité sociale (c'est-à-dire sans couverture complémentaire ou supplémentaire). Enfin, 0,4 % des franciliens affirmaient ne posséder aucune couverture santé.

La majorité des personnes interrogées s'estimait en bonne santé (78,0 %) même si 66,8 % déclaraient au moins un problème de santé. D'une manière générale, les perceptions de santé étaient relativement positives (moyenne de 2,880, écart-type de 0.012, 85,6 % ayant un score supérieur à 2,5) ; étant donné, rappelons-le, que les représentations de santé sont d'autant plus « négatives » que le ratio est proche de 1 et d'autant plus « positives » que le ratio s'approche de 4). La majorité des répondants affirme ne pas se sentir seuls (86,5 %) et ne pas avoir vécu d'expériences difficiles, tant au cours de leur enfance (60,1 %) qu'à l'âge adulte (78,4 %).

Concernant les caractéristiques du quartier de résidence, le revenu annuel médian des ménages était de 25 179 euros (IIQ=[18 818-30 668]). Au total, 68,9 % des personnes interrogées résidaient dans un quartier de type moyen/supérieur (non ZUS), 16,2 % dans un quartier de type ouvrier (non ZUS) et 14,9 % dans un quartier ZUS (quel que soit le type – ouvrier, moyen ou supérieur).

**Tableau 2 - Description de la population interrogée (cohorte SIRS, 2005-2010, données pondérées)**

	2005 n=3023		2010 n=3003			2005 n=3023		2010 n=3003	
	n	%	n	%		n	%	n	%
<b>Facteurs individuels</b>					<b>Facteurs individuels</b>				
<b>Sexe</b>					<b>Couverture maladie</b>				
Hommes	1180	47.1	1186	46.9	Sécurité Sociale et (Mutuelle ou ALD)	2504	83.6	2535	83.6
Femmes	1843	52.9	1817	53.1	CMU-C	183	5.2	202	5.9
<b>Groupe d'âge</b>					<b>Niveau d'études</b>				
18-29 ans	523	23.3	374	21.8	AME	15	0.5	8	0.3
30-44 ans	955	30.4	874	31.9	Sécurité Sociale seule	284	9.4	220	8.9
45-59 ans	796	23.6	835	23.2	Aucune couverture	15	0.6	12	0.4
60 ans et plus	749	22.6	920	23.1	<b>Statut d'emploi</b>				
<b>Origine</b>					<b>Revenus mensuels du ménage par UC</b>				
Français de parents Français	2030	68.4	1993	66.5	Actif	1642	55.0	1603	55.7
Français avec double nationalité et/ou de parent(s) étranger(s)	588	18.7	610	20.8	Étudiant	172	8.4	129	9.4
Etranger	399	12.8	377	12.1	Chômeur	272	9.4	212	7.6
<b>Besoin de santé</b>					<b>Perception de sa propre situation financière</b>				
Aucune	893	34.3	879	33.2	Retraité	665	19.3	796	19.8
Au moins un	2130	65.7	2124	66.8	Inactif	272	7.9	237	6.6
<b>Médecin régulier</b>					<b>Facteurs contextuels</b>				
Non	395	15.2	256	10.7	<b>Type de quartier de résidence</b>				
Oui	2624	84.6	2706	88.1	ZUS	725	14.4	720	14.9
<b>Représentations de santé - Moyenne (Ecart-type)</b>					<b>Revenus mensuels des ménages dans le quartier de résidence</b>				
Difficultés vécues pendant l'enfance	2.866	0.013	2.880	0.012	Non ZUS - Ouvrier	661	16.5	665	16.2
Aucune	1303	45.9	1749	60.1	Non ZUS - Moyen et Supérieur	1637	69.1	1618	68.9
De 1 à 2	1254	40.5	928	30.2	<b>Revenus mensuels des ménages dans le quartier de résidence</b>				
De 3 à 10	464	13.7	324	9.6	Groupe de revenus élevé	732	24.2	720	26.0
<b>Difficultés vécues pendant l'enfance</b>					<b>Type de quartier de résidence</b>				
Aucune	2386	82.9	2238	78.4	Groupe de revenus moyen-élevé	722	23.9	779	24.0
1	334	9.6	405	11.8	Groupe de revenus moyen-bas	788	26.1	722	25.9
De 2 à 6	291	7.3	355	9.6	Groupe de revenus bas	781	25.8	782	24.1
<b>Isolement social</b>					<b>Facteurs contextuels</b>				
Se sent (plutôt) entouré	2473	86.0	2467	86.5	<b>Type de quartier de résidence</b>				
Se sent (plutôt) seul	535	13.6	524	13.2	ZUS	725	14.4	720	14.9
<b>Score de mobilité (Concentration des activités dans le quartier de résidence de 0 à 1)</b>					<b>Revenus mensuels des ménages dans le quartier de résidence</b>				
< 0.8	2491	82.3	2424	81.0	Non ZUS - Ouvrier	661	16.5	665	16.2
≥ 0.8	520	17.4	566	18.8	Non ZUS - Moyen et Supérieur	1637	69.1	1618	68.9

## *Les différents types de renoncement aux soins*

En 2010, 30,9 % des habitants de l'agglomération parisienne déclaraient avoir renoncé à au moins un type de soin de santé au cours des douze mois précédant l'enquête, quelle qu'en soit la raison (tableau 3).

**Tableau 3 : Renoncement aux soins (%) au cours des douze derniers mois en 2010 (n=3006)  
Cohorte SIRS**

	%	IC 95 %*
<b>Toutes causes confondues</b>	30,9 %	29,3 - 32,6
<b>Raisons financières</b>	15,7 %	14,4 - 17,1
<b>Délai d'attente</b>	2,0 %	1,5 - 2,5
<b>Trop compliqué / ne savait pas où aller</b>	1,4 %	1,0 - 1,8
<b>Autres soucis / pas le temps</b>	14,9 %	13,5 - 16,0
<b>Autre</b>	7,9 %	7,0 - 8,9

\* Intervalle de confiance à 95 %

Les raisons de ce renoncement aux soins pouvaient être multiples. Le renoncement « choisi » (qui renvoie à la notion d'acceptabilité décrite précédemment) apparaissait comme l'une des raisons principales : près de 15 % des personnes interrogées affirment ne pas avoir eu le temps ou avoir eu d'autres soucis. Il est toutefois important de noter que ces « choix » sont en réalité très fortement contraints socialement.

Concernant le renoncement « subi », les données de 2010 montrent un fort contraste entre les problèmes de disponibilité (3,4 %) et d'accessibilité pour raisons financières (15,7 %). Ainsi, le délai d'attente pour accéder aux soins ne semble pas dissuader les individus de se soigner (2,0 %), contrairement au Canada par exemple où il s'agit de la plus importante raison de renoncement aux soins<sup>59</sup>. De même, les difficultés à s'orienter dans le système de soins (par manque d'information et/ou du fait de la complexité de l'organisation) sont évoquées par seulement 1,4 % de la population. Il est toutefois difficile de savoir si cette faible proportion correspond réellement à une connaissance adéquate du système par l'ensemble de la population ou si, au contraire, elle est largement sous estimée du fait d'une méconnaissance du système. En effet, ce type de renoncement aux soins peut être sous-estimé si les personnes ne connaissent pas l'offre de soins dans toute sa diversité (et ne suspecte donc même pas qu'une offre de soins spécifique peut répondre à leurs besoins). Elle peut également être sous-estimée si, mal informées sur les possibilités d'être soignées sans dépassement d'honoraires, certaines personnes attribuent leur renoncement à des raisons financières plutôt qu'à des problèmes d'organisation et d'équité du système.

Enfin, en termes d'accessibilité, nous n'avons interrogé que le renoncement aux soins pour raisons financières (et non la distance géographique par exemple) : c'est la raison la plus fréquemment évoquée, qui concerne 15,7 % de la population.

En raison du format d'interrogation, plusieurs raisons concomitantes pouvaient être indiquées par les individus (tableau 4). Parmi les personnes qui ont renoncé à des soins pour raisons financières, 4,8 % ont également renoncé pour des raisons de délais d'attente, 23,9 % du fait d'autres soucis ou de manque de temps, 4,3 % du fait de la complexité de l'offre ou du parcours de soins (« c'était trop compliqué ou ne savait pas où aller ») et 17,3 % pour d'autres raisons.

**Tableau 4 - Autres causes de renoncement parmi les personnes renonçant aux soins pour les différents types de raisons étudiées - Cohorte SIRS 2010**

<i>Parmi les personnes renonçant pour...</i>					
	Raisons financières	Délai d'attente	Trop compliqué / NSP où aller	Autres soucis / pas le temps	Autres raisons
Raisons financières	-	37,6 %	47,6 %	25,4 %	34,2 %
Délai d'attente	4,8 %	-	12,1 %	7,3 %	7,8 %
Trop compliqué / ne sait pas où aller	4,3 %	8,5 %	-	4,8 %	7,8 %
Autres soucis / pas le temps	23,9 %	53,9 %	50,5 %	-	40,1 %
Autres raisons	17,3 %	30,7 %	43,8 %	21,5 %	-

**Lecture** : parmi les personnes ayant renoncé à des soins (tous types confondus) pour raisons financières, 4,8 % ont également renoncé à cause des délais d'attente.

À titre de comparaison, une étude canadienne a estimé que le renoncement aux soins touchait 11,7 % de la population en 2003. Parmi les personnes concernées, la disponibilité des services était la première raison évoquée pour justifier ce renoncement (54,9 %), suivi de l'acceptation personnelle (42,8 %) et enfin de l'accessibilité (12,7 %). Ces différences majeures dans la justification du renoncement aux soins traduisent le fait que ces deux systèmes de santé font face à des problèmes bien distincts : la gratuité des soins aux dépens des délais d'attente au Canada, contre une gestion des ressources relativement efficace mais avec en contre partie une charge financière plus importante laissée aux patients en France. De ce point de vue, le renoncement aux soins paraît plus inégalitaire en France (car principalement lié aux ressources économiques des personnes). Ceci, ajouté au fait que c'est ce type de renoncement qui est le plus fréquemment cité, justifie de s'intéresser plus spécifiquement au renoncement aux soins pour raisons financières.

### *Fréquence du renoncement aux soins pour raisons financières*

#### *Évolution de la fréquence du renoncement aux soins pour raisons financières*

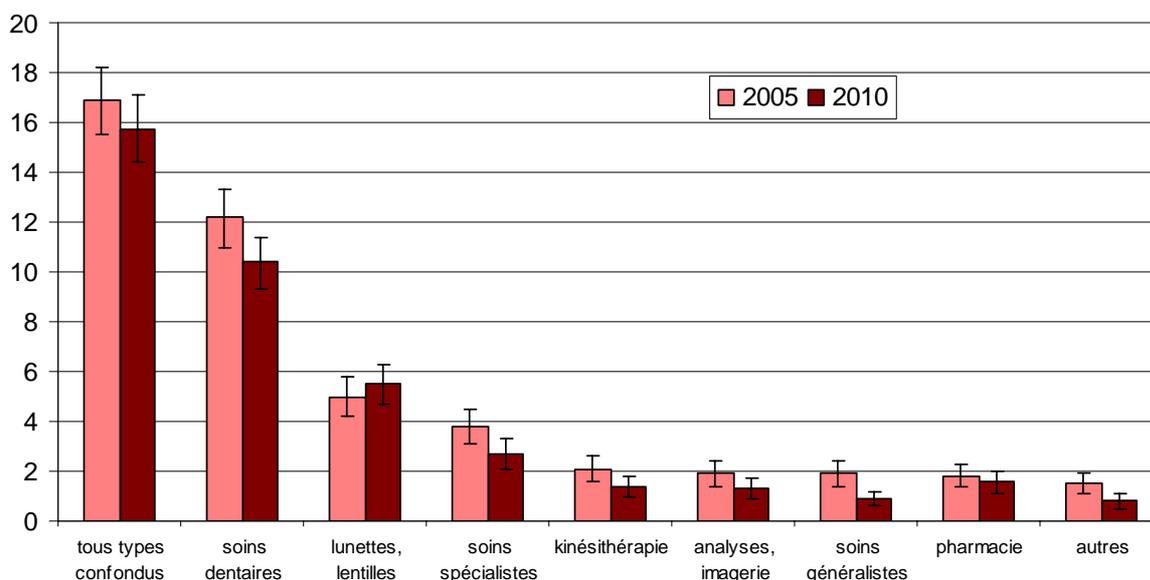
Les données issues des vagues 1 et 3 de la cohorte SIRS nous permettent d'estimer l'évolution du renoncement aux soins pour raisons financières.

En 2005, 16,9 % des enquêtés déclaraient avoir déjà renoncé à des soins pour raisons financières. En 2010, cette proportion s'élevait à 15,7 % (tableau 5 et figure 2). Cette faible diminution (non significative :  $p=0,212$ ) de 1,2 point de pourcentage du renoncement aux soins entre 2005 et 2010 reste toutefois à prendre avec prudence compte tenu des différences de mode d'interrogation évoquées précédemment.

**Tableau 5 - Renoncement aux soins pour raisons financières (%) au cours des douze derniers mois en 2005 et 2010 - Cohorte SIRS**

	2005 (n=3023)		2010 (n=3006)		Différence en point de %	p_value
	%	Rang	%	Rang		
<b>Tous types de soins confondus</b>	<b>16.9</b>	<b>-</b>	<b>15.7</b>	<b>-</b>	<b>1.2</b>	<b>0.212</b>
Soins dentaires	12.2	1	10.4	1	1.8	0.025
Lunettes, lentilles	5.1	2	5.5	2	-0.4	0.521
Consultations, visites ou soins de <u>spécialistes</u>	3.8	3	2.7	3	1.1	0.006
Séances de kinésithérapie	2.1	4	1.4	5	0.7	0.049
Analyses de laboratoire, prises de sang, imagerie ou radiologie	1.9	5	1.3	6	0.6	0.057
Consultations, visites ou soins de <u>généralistes</u>	1.9	6	0.9	7	1.0	0.001
Pharmacie, médicaments	1.8	7	1.6	4	0.3	0.443
Autres soins	1.6	8	0.8	8	0.8	0.005

**Figure 2- Renoncement aux soins pour raisons financières (%) au cours des douze derniers mois en 2005 et 2010 - Cohorte SIRS**



En moyenne, le renoncement aux soins pour raisons financières a diminué entre 2005 et 2010, toutefois la diminution n'est pas statistiquement significative. Par ailleurs, des contrastes sont à noter concernant différents types de soins. D'une manière générale, la proportion de renoncement aux soins pour raisons financières a diminué significativement pour la majorité des soins interrogés et les mêmes types de soins étaient les plus mentionnés en 2005 et 2010. Ainsi, les soins dentaires étaient les plus affectés à la fois en 2005 et 2010 malgré une baisse significative (respectivement 12,2 % et 10,4 %,  $p=0,025$ ). Une diminution significative était également observée quant au renoncement, pour raisons financières, à des recours aux soins spécialistes (diminution de près d'un tiers, passant de 3,8 % en 2005 à 2,7 % en 2010,  $p=0,006$ ). En revanche, la proportion de renoncement aux soins pour appareillage visuel (lunettes ou lentilles) a subi une légère augmentation (mais non significative,  $p=0,521$ ), passant de 5,1 % à 5,5 % entre 2005 et 2010.

Le renoncement à d'autres types de soins était bien moins fréquemment mentionné par les franciliens (2 % ou moins, avec une diminution de près de moitié entre 2005 et 2010), mais une particularité majeure est à noter concernant les médicaments. En effet, contrairement à la majorité des autres soins de santé, le renoncement aux soins pharmaceutiques ou médicaments est resté constant entre 2005 à 2010 (respectivement 1,8 % et 1,6 %, p=0,443), passant ainsi du 7<sup>ème</sup> au 4<sup>ème</sup> rang des soins ayant fait l'objet de renoncement pour raisons financières. Ce changement de rang notable est probablement à mettre en lien avec les politiques de déremboursement des médicaments mis en place au cours des dix dernières années et plus particulièrement depuis 2006<sup>90</sup> pour faire face aux dépenses croissantes en soins pharmaceutiques et pour réduire le déficit de l'assurance maladie. Rappelons également qu'une franchise médicale s'applique sur les boîtes de médicaments (comme sur les actes paramédicaux et les transports) depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2008.

### *Fréquence du renoncement aux soins pour raisons financières par type de couverture santé*

En considérant le fait d'être couvert à la fois par une couverture de base (Sécurité sociale ou la CMU de base) et par une couverture additionnelle (mutuelle, assurance privée ou ALD) comme la référence en terme de protection de santé, on s'aperçoit que seul ce groupe se situe en dessous de la moyenne de renoncement aux soins pour raisons financières, et ce pour tous les types de soins interrogés (tableau 6 et figure 3).

**Tableau 6 - Renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 par type de soin et de couverture maladie (pourcentage, n=3006) - Cohorte SIRS**

	Moyenne	Mutuelle	CMUc	AME	Sécurité sociale seule	Aucune couverture	Valeur manquante
<b>Effectifs pondérés</b>	3006	2512	177	10	267	11	30
<b>Pourcentage</b>	100	83,6	5,9	0,3	8,9	0,4	1,0
<b>Tous types de soins confondus</b>	15,7 (14,4 – 17,1)	13,0 (11,7 -14,3)	32,4 (25,4 – 39,4)	33,9 (0 – 70,8)	27,0 (22,6 – 32,4)	51,5 (17,1 – 86,0)	30,4 (12,9 – 48,0)
<b>Soins dentaires</b>	10,3 (9,3 – 11,4)	8,6 (7,5 – 9,7)	17,6 (11,9 – 23,2)	13,3 (0 – 39,8)	20,1 (15,2 – 24,9)	45,3 (11,0 – 80,0)	13,6 (0,5 – 26,6)
<b>Lunettes, lentilles</b>	5,5 (4,7 – 6,3)	4,5 (3,7 – 5,3)	14,2 (9,0 – 19,3)	0,0	8,0 (4,8 – 11,3)	9,2 (0 – 29,1)	13,5 (0,5 – 26,6)
<b>Soins de spécialistes</b>	2,7 (2,1 – 3,3)	1,9 (1,3 – 2,4)	6,0 (2,5 – 10,1)	20,6 (0 – 52,1)	5,8 (3,0 – 8,6)	45,3 (11,0 – 80,0)	6,5 (0 – 16,1)
<b>Kinésithérapie</b>	1,4 (1,0 – 1,8)	1,1 (0,7 – 1,5)	2,7 (0,3 – 5,1)	0	2,7 (0,8 – 4,7)	9,2 (0 – 29,1)	4,5 (0 – 12,3)
<b>Analyses, imagerie</b>	1,3 (0,9 – 1,7)	0,9 (0,5 – 1,3)	5,3 (2,0 – 8,7)	0	1,7 (0,1 – 3,2)	7,8 (0 – 26,3)	3,1 (0 – 10,0)
<b>Soins de généralistes</b>	0,9 (0,6 – 1,2)	0,6 (0,3 – 0,9)	3,0 (0,5 – 5,5)	0	1,5 (0,0 - 2,9)	18,7 (0 – 45,6)	4,7 (0 – 12,7)
<b>Pharmacie</b>	1,6 (1,1 – 2,0)	0,9 (0,5 – 1,2)	8,4 (4,2 – 12,5)	20,6 (0 – 52,1)	1,6 (0,0 – 3,1)	21,6 (0 – 50,0)	9,6 (0 – 20,9)
<b>Autres ou inconnus</b>	0,8 (0,5 – 1,1)	0,6 (0,3 – 0,9)	3,2 (0,5 – 6,0)	0	1,0 (0 – 2,3)	0	3,1 (0 – 10,0)

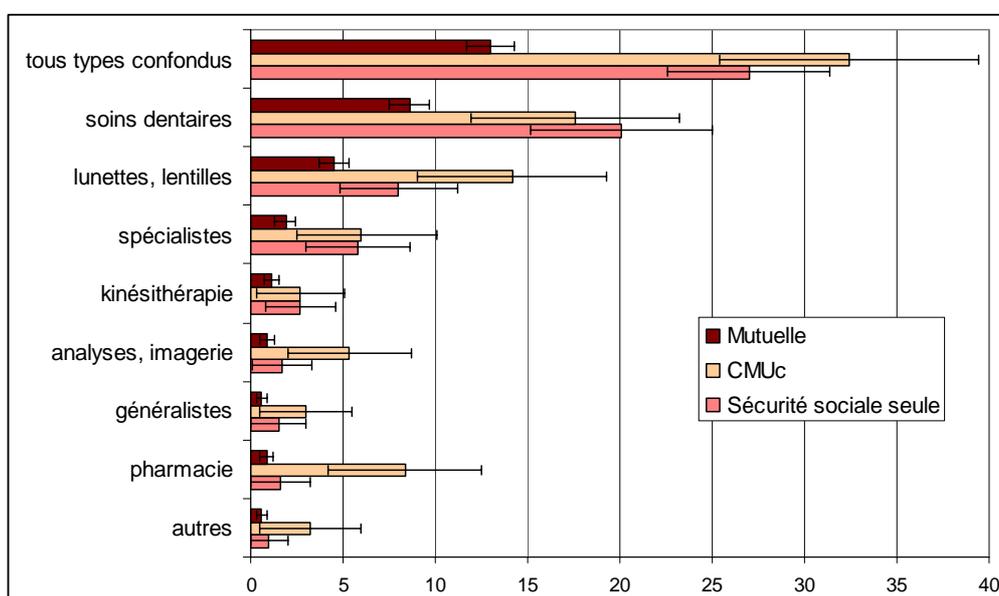
**Note :** les pourcentages sont calculés sur les données pondérées ; entre parenthèses sont indiqués les intervalles de confiance à 95 %.

Il est difficile d'interpréter et comparer les résultats concernant les bénéficiaires de l'AME, étant donné le faible effectif de ce groupe (seulement 8 personnes incluses dans la Cohorte SIRS), mais d'une manière générale, le renoncement aux soins pour raisons financières concerne en premier lieu les personnes sans aucune couverture, suivies des bénéficiaires de la CMUc et enfin des personnes n'ayant pas de couverture additionnelle. De manière

descriptive, ce renoncement est donc plus fréquemment rapporté par les bénéficiaires de la CMUc que par les personnes sans couverture complémentaire. Il sera important de préciser ces résultats descriptifs en ajustant sur d'autres facteurs de type démographiques et socioéconomiques.

Enfin, il paraît intéressant de noter ici que la proportion de renoncement aux soins pour raisons financières était relativement élevée chez les personnes n'ayant pas répondu à l'une ou l'autre des questions utilisées pour la création de cette variable « couverture maladie ». Leur pattern de renoncement aux soins pour raisons financières se rapproche de celui des personnes couvertes par la CMUc, et renoncent aux soins plus fréquemment que la moyenne.

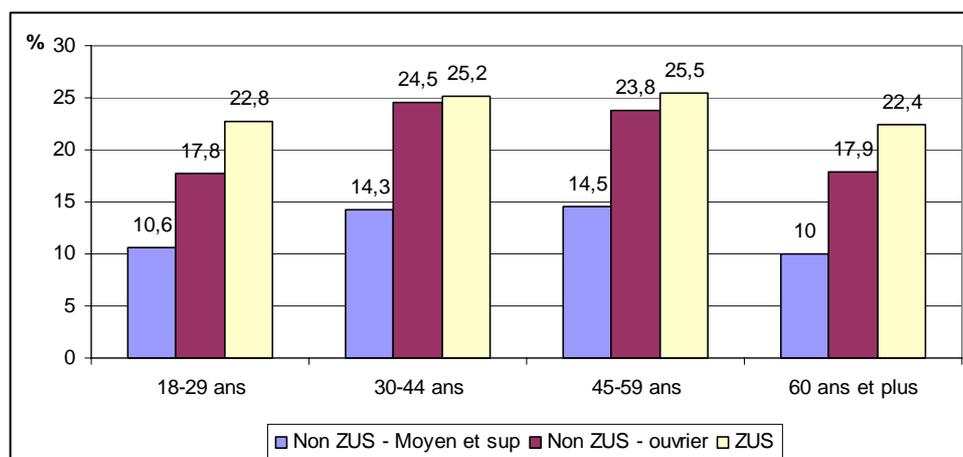
**Figure 3 - Renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 par type de soin et certains types de couverture maladie (pourcentage) - Cohorte SIRS**



### ***Fréquence du renoncement aux soins pour raisons financières par type de quartier de résidence***

La proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours de 12 derniers mois était significativement différente selon le quartier de résidence ( $p < 0,001$ ), passant de 12,5 % dans les quartiers de type moyen ou supérieur, à 21,7 % et 24,1 % dans les quartiers ouvriers et ZUS respectivement. Le graphique ci-dessous (figure 4) indique aussi des différences significatives en prenant en compte la distribution par groupes d'âge.

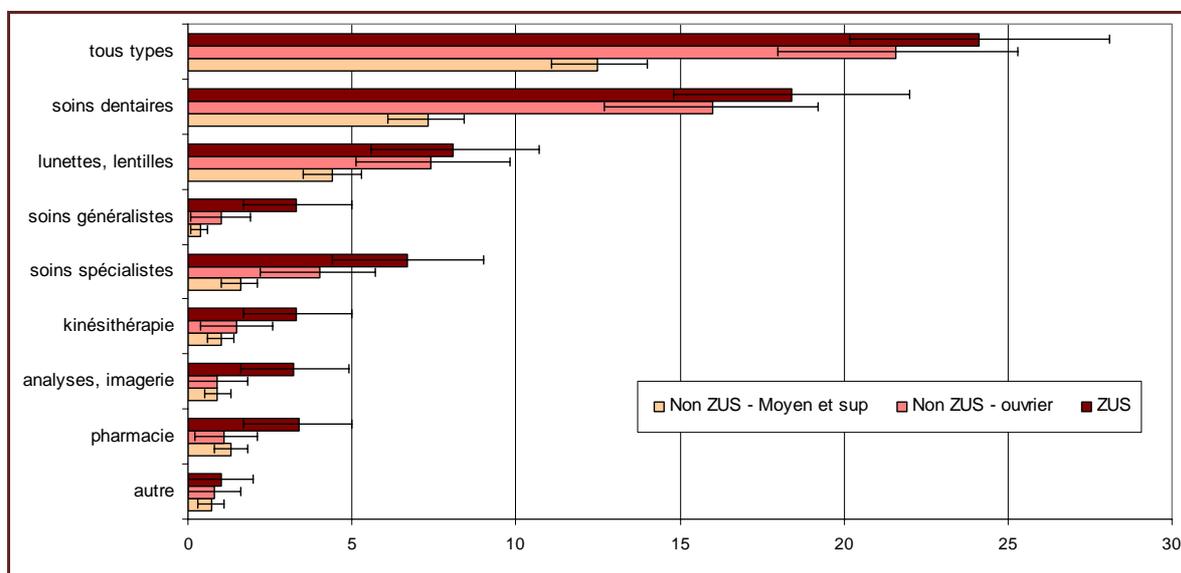
**Figure 4 - Renoncement aux soins pour raisons financières (%) en 2010 selon l'âge et le type de quartier de résidence - Cohorte SIRS**



**Note :** Au sein de chaque classe d'âge, les différences entre types de quartier sont significatives ( $p$  compris entre 0,005 et  $10^{-3}$ )

En comparant les taux de renoncement par type d'IRIS de résidence, on observe de manière descriptive que les personnes résidant dans des quartiers de type ZUS renoncent plus souvent à des soins pour raisons financières – et ce, quelque soit le type de soins considéré – que les résidents quartiers dit 'moyens ou supérieurs' (figure 5).

**Figure 5 - Renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 par type de soin et quartier de résidence (pourcentage, n=3006) - Cohorte SIRS**



La situation des personnes vivant dans un quartier ouvrier non classé comme ZUS est moins claire, se rapprochant soit des quartiers ZUS soit des quartiers moyen/supérieur selon le type de soins considéré. Des analyses plus poussées permettront d'affiner ces résultats, en tenant compte également des caractéristiques individuelles des personnes.

Ainsi, la proportion de renoncement aux soins est restée statistiquement stable au cours des cinq dernières années pour le renoncement aux soins tous types confondus, aux appareillages visuels et aux médicaments. Par ailleurs, même si on observe une diminution significative entre 2005 et 2010, les soins dentaires et spécialistes demeurent parmi les soins les plus mentionnés. Les quelques résultats descriptifs présentés indiquent que la fréquence du renoncement aux soins est différente en fonction de facteurs individuels et contextuels. Cependant, ces résultats descriptifs masquent probablement des différences démographiques, socioéconomiques et psychosociales importantes que nous allons tenter de mettre en évidence dans les sections suivantes pour ces cinq indicateurs (par ordre de prévalence : tous types de soins confondus, soins dentaires, soins d'optique, soins spécialistes et médicaments).

### ***Commentaires préalables aux analyses statistiques***

Dans la plupart de nos analyses, la variable principale d'intérêt sera donc dichotomique : avoir renoncé ou non à des soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Il en est de même pour toutes les variables spécifiques à un type de soin particulier (consultations de spécialiste, soins dentaires, etc...). Il convient dès lors d'estimer des modèles de régression logistique pour estimer le risque de renoncer aux soins en fonction de diverses caractéristiques, tant individuelles que contextuelles. Cependant, en raison du type d'échantillonnage (sélection des quartiers, puis des individus), les personnes interrogées dans la cohorte SIRS sont regroupées par quartier de résidence et sont ainsi susceptibles d'être exposées aux mêmes facteurs de risques environnementaux et sociaux, au-delà de leurs propres caractéristiques individuelles. Pour tenir compte de ce schéma d'échantillonnage, nous avons donc estimé des modèles logistiques dits 'multiniveaux', le premier niveau concernant les individus et le second niveau le quartier de résidence.

Afin de tester l'existence d'un effet contextuel, pour chaque analyse un modèle vide (sans paramètre) a été estimé dans un premier temps. Un test de rapport de vraisemblance est alors donné pour la variance de l'effet groupe et une valeur de p inférieure à 0,05 confirme l'existence d'un effet contextuel et la nécessité d'estimer des modèles de régression logistique multiniveau plutôt que de 'simples' modèles de régression logistique. Après avoir estimé les résultats bivariés pour chacun des facteurs (sans aucun ajustement), plusieurs modèles de régression logistique multiniveau (ou hiérarchique) ont successivement été estimés :

Modèle 1 : Facteurs individuels uniquement (niveau 1).

Modèle 2 : Facteurs contextuels uniquement (niveau 2).

Modèle 3 : Modèle 1 + Modèle 2.

Pour chaque modèle, nous avons calculé un Odds ratio médian (ORM) qui exprime la valeur médiane de l'Odds ratio (OR) entre les zones à plus forte probabilité et celles à plus basse probabilité en tirant au sort deux zones dans l'échantillon<sup>91</sup>. Les analyses présentées dans ce rapport ont été réalisées avec la procédure *xtnlogit* du logiciel Stata 11 appliquée à des données non pondérées.

## ***Le renoncement aux soins pour raisons financières tous types de soins confondus***

En 2010, la proportion de renoncement aux soins pour raisons financières s'élevait donc à 15,7 % (intervalle de confiance à 95 % (IC95 %)= $[14,4-17,1]$ ). Le modèle vide indique une variation entre IRIS statistiquement significative (variance=0,190, ORm= 1,51) (Tableau 7). Cette variation est fortement diminuée mais pas totalement expliquée lorsque l'on ajuste sur l'ensemble des facteurs individuels (Modèle 1, Variance=0,048, ORm=1,28) ou sur l'ensemble des facteurs contextuels (Modèle 2, Variance=0,031, ORm=1,18). Soulignons que lors de ces analyses (ainsi que dans les suivantes), très peu des facteurs contextuels étudiés dans le cadre de ce rapport auront un effet significatif (Modèle 2 ou 3) ; cependant, les facteurs pris en compte simultanément permettent de réduire la variation entre les quartiers de résidence. En tenant compte à la fois des facteurs individuels et contextuels, la variabilité entre quartier est encore diminuée mais persiste (Modèle 3, Variance=0,022, ORm=1,15).

### ***Facteurs individuels associés***

À quelques exceptions près, toutes les variables testées étaient significatives à 5 % en analyse bivariée. Sans aucune variable d'ajustement donc, il apparaît que renoncent plus fréquemment que les autres à des soins pour raisons financières : les femmes, les personnes d'âge moyen (entre 30 et 59 ans), de nationalité française nés de parent(s) étranger(s), de nationalité étrangère, n'ayant pas d'assurance santé privée ni de mutuelle, n'ayant pas fait d'études supérieures, les chômeurs, retraités et inactifs, aux faibles revenus (on observe un gradient très prononcé dans les forces d'association entre revenus et renoncement), les personnes ayant au moins un problème de santé, des perceptions de santé négatives, ayant vécu des événements difficiles durant l'enfance et à l'âge adulte, s'estimant seules et faisant la majorité de leurs activités quotidiennes dans leur quartier de résidence. Seule variable non « significative » au seuil 25 % (OR=1,22, IC95 %= $[0,85-1,78]$ ,  $p=0,279$ ), nous avons tout de même ajusté nos modèles multivariés sur le fait d'avoir ou non un médecin régulier, car il s'agit d'un élément important dans le processus de recours aux soins et peut avoir un impact sur le renoncement aux soins<sup>69</sup>.

Ajusté sur l'ensemble des variables présentées, les facteurs démographiques semblent avoir un impact seulement marginal sur la probabilité de renoncer aux soins pour raisons financières. Ainsi, les femmes ont tendance à plus renoncer aux soins que les hommes (OR=1,23 ; IC95 %= $[0,98-1,56]$ ), mais la différence n'est significative qu'à un seuil de 10 %. Ce résultat peut en partie s'expliquer par le fait que les femmes sont plus soucieuses de leur santé<sup>92</sup> et ont, globalement, un meilleur suivi médical probable que les hommes (grâce au suivi gynécologique notamment) ; toutes choses égales par ailleurs, leur risque de renoncer à des soins est donc supérieur à celui des hommes.

Si le renoncement aux soins apparaît comme plus fréquent chez les personnes âgées de 30 ans ou plus (en comparaison avec les 18-29 ans), les différences sont parfois seulement marginalement significatives (à 10 % ou 15 %).

Une différence intéressante est à noter au sujet de l'origine migratoire au sens défini précédemment. La probabilité de renoncer aux soins ne diffère pas entre les Français nés de deux parents Français et les personnes de nationalité étrangère. Il est possible que cette

absence de différence résulte d'un effet *healthy migrant* (selon lequel les personnes récemment immigrées sont en général en meilleure santé que la population du pays hôte du même âge). Il se peut aussi qu'elle soit le signe d'attentes différentes en matière de santé et/ou vis-à-vis du système de santé : les attentes des immigrés seraient en l'occurrence plus faibles que celles des Français (par exemple du fait d'une moindre acculturation aux normes « françaises »<sup>11</sup>) et se traduiraient donc par un sentiment de renoncer aux soins plus rare à état de santé, couverture maladie et ressources financières équivalentes. En revanche, les personnes françaises nées de parents étrangers (issues de l'immigration, mais mieux acculturés) ont plus de risques, toutes choses égales par ailleurs, de renoncer aux soins que les Français nés de parents Français (OR=1,36, IC95 %=[1,04-1,77]).

Les estimations ne sont que marginalement et ponctuellement significatives, mais le fait que les personnes actives renoncent en moyenne plus fréquemment à des soins pour raisons financières que les personnes retraitées ou inactives pourrait s'expliquer par le fait d'une majoration des attentes chez les actifs (les personnes inactives, aux faibles ressources, ayant intériorisé les obstacles financiers à des soins qu'ils n'envisagent même pas ou plus).

---

<sup>11</sup> La prise en compte de l'ancienneté d'arrivée en France des immigrés, disponible dans les enquêtes SIRS, pourrait ultérieurement permettre d'explorer plus avant cette hypothèse.

**Tableau 7 - Facteurs associés au renoncement aux soins (tous types de soins confondus)  
pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %])  
Cohorte SIRS**

	2010 (n=2770)				2005 (n=2950)	
	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèles bivariés OR [IC 95%]	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]	Modèle 3 ORa [IC95%]	Modèle Final ORa [IC95%]
<b>Facteurs individuels</b>						
<b>Sexe</b>						
Hommes	13.8%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
Femmes	17.1%	<b>1,40 [1,13-1,72]**</b>	1,25 [0,99-1,57]†		1,23 [0,98-1,56]†	<b>1,57 [1,26-1,96]**</b>
<b>Groupe d'âge</b>						
18-29 ans	14.1%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
30-44 ans	18.2%	<b>1,49 [1,06-2,11]*</b>	<b>1,59 [1,04-2,41]*</b>		<b>1,59 [1,04-2,42]*</b>	1,28 [0,92-1,78]†
45-59 ans	17.0%	1,35 [0,97-1,96]‡	1,47 [0,95-2,28]†		1,46 [0,94-2,27]†	1,15 [0,81-1,65]
60 ans et plus	11.9%	0,94 [0,66-1,36]	1,59 [0,86-2,92]†		1,58 [0,86-2,92]†	0,75 [0,42-1,32]
<b>Origine</b>						
Français de parents Français	12.3%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
Français de parent(s) étranger(s)	24.7%	<b>1,83 [1,45-2,32]**</b>	<b>1,31 [1,01-1,71]*</b>		<b>1,36 [1,04-1,77]*</b>	1,04 [0,80-1,35]
Etranger	17.8%	<b>1,52 [1,12-2,05]**</b>	0,96 [0,67-1,36]		1,00 [0,71-1,43]	0,81 [0,58-1,13]‡
<b>Couverture maladie</b>						
Sécurité Sociale + Mutuelle (ou ALD)	13.1%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
CMU-C	30.9%	<b>2,23 [1,57-3,17]**</b>	1,26 [0,84-1,90]		1,26 [0,84-1,91]	<b>0,63 [0,41-0,97]*</b>
AME	23.7%	2,28 [0,40-12,84]	1,06 [0,17-6,66]		1,09 [0,17-6,87]	0,45 [0,09-2,23]
Sécurité Sociale seule	28.3%	<b>2,59 [1,87-3,59]**</b>	<b>2,11 [1,45-3,07]**</b>		<b>2,17 [1,49-3,16]**</b>	<b>1,86 [1,35-2,55]**</b>
Aucune couverture	49.4%	<b>6,11 [1,80-20,71]**</b>	<b>4,85 [1,18-19,95]*</b>		<b>5,36 [1,32-21,79]**</b>	2,44 [0,70-8,51]‡
<b>Revenus mensuels du ménage par UC (Quartiles)</b>						
Revenus élevé	6.3%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
Revenus moyen-élevé	13.9%	<b>2,60 [1,78-3,80]**</b>	<b>1,98 [1,29-3,04]**</b>		<b>1,95 [1,29-2,95]**</b>	1,10 [0,76-1,60]
Revenus moyen-bas	19.9%	<b>3,93 [2,72-5,68]**</b>	<b>2,03 [1,31-3,14]**</b>		<b>2,11 [1,38-3,22]**</b>	<b>1,40 [1,02-2,18]*</b>
Revenus bas	24.8%	<b>6,59 [4,57-9,48]**</b>	<b>2,93 [1,84-4,65]**</b>		<b>2,72 [1,71-4,30]**</b>	<b>2,02 [1,33-3,06]**</b>
<b>Perception de sa propre situation financière</b>						
Bonne	7.0%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
Mauvaise	27.4%	<b>5,56 [4,38-7,04]**</b>	<b>3,39 [2,59-4,44]**</b>		<b>3,34 [2,56-4,37]**</b>	<b>3,09 [2,41-3,98]**</b>
<b>Niveau d'études</b>						
Primaire ou inférieur	20.0%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
Secondaire	17.7%	0,97 [0,70-1,34]	1,05 [0,72-1,51]		1,03 [0,71-1,49]	0,96 [0,69-1,35]
Supérieur	13.7%	<b>0,68 [0,49-0,96]*</b>	1,34 [0,89-2,01]‡		1,29 [0,85-1,96]‡	0,96 [0,65-1,42]
<b>Statut d'emploi</b>						
Actif	15.6%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
Étudiant	11.5%	0,82 [0,48-1,42]	0,76 [0,39-1,48]		0,79 [0,41-1,53]	0,61 [0,35-1,05]‡
Chômeur	27.1%	<b>2,19 [1,57-3,07]**</b>	1,00 [0,67-1,49]		1,03 [0,69-1,53]	1,07 [0,76-1,52]
Retraité	11.1%	<b>0,73 [0,57-0,94]*</b>	0,66 [0,39-1,11]‡		0,66 [0,39-1,11]‡	<b>0,58 [0,35-0,97]*</b>
Inactif	21.1%	<b>1,43 [1,01-2,03]*</b>	0,74 [0,49-1,12]‡		0,77 [0,51-1,16]‡	0,85 [0,59-1,23]
<b>Problème de santé (au moins un)</b>						
Non	10.4%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
Oui	18.1%	<b>1,77 [1,40-2,25]**</b>	<b>1,35 [1,02-1,78]*</b>		<b>1,35 [1,02-1,78]*</b>	<b>1,41 [1,10-1,82]**</b>
<b>Médecin régulier</b>						
Non	10.7%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
Oui	16.1%	1,22 [0,85-1,78]	1,20 [0,79-1,81]		1,21 [0,80-1,83]	1,05 [0,76-1,45]
<b>Représentations de santé négatives (moyenne)</b>						
	2,737	<b>2,19 [1,76-2,73]**</b>	<b>1,56 [1,21-2,01]**</b>		<b>1,58 [1,23-2,04]**</b>	2,768 <b>1,50 [1,17-1,92]**</b>
<b>Difficultés vécues pendant l'enfance</b>						
Aucune	12.8%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
De 1 à 2	17.2%	<b>1,48 [1,18-1,85]**</b>	1,24 [0,97-1,59]†		1,22 [0,96-1,56]†	1,23 [0,98-1,55]†
De 3 à 10	28.4%	<b>3,22 [2,41-4,29]**</b>	<b>2,03 [1,47-2,80]**</b>		<b>1,97 [1,43-2,73]**</b>	<b>2,38 [1,78-3,19]**</b>
<b>Difficultés vécues à l'âge adulte</b>						
Aucune	13.0%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
1	22.6%	<b>2,16 [1,66-2,82]**</b>	<b>1,48 [1,10-1,99]**</b>		<b>1,47 [1,09-1,97]*</b>	<b>1,57 [1,17-2,11]**</b>
De 2 à 6	28.0%	<b>2,87 [2,20-3,75]**</b>	<b>1,65 [1,22-2,23]**</b>		<b>1,65 [1,22-2,24]**</b>	<b>1,81 [1,33-2,46]**</b>
<b>Isolement social</b>						
Se sent (plutôt) entouré	13.6%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
Se sent (plutôt) seul	28.0%	<b>2,32 [1,84-2,93]**</b>	<b>1,63 [1,26-2,12]**</b>		<b>1,62 [1,25-2,10]**</b>	<b>1,46 [1,14-1,87]**</b>
<b>Score de mobilité (Concentration des activités dans le quartier de résidence)</b>						
< 0,8	15.1%	Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
≥ 0,8	17.8%	1,26 [0,98-1,62]‡	1,10 [0,83-1,46]		1,10 [0,83-1,46]	0,98 [0,74-1,30]

<sup>a</sup> Proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois (données pondérées et redressées)

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

**Tableau 7 - Facteurs associés au renoncement aux soins (tous types de soins confondus)  
pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %])  
Cohorte SIRS (suite)**

	2010 (n=2770)					2005 (n=2950)	
	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèles bivariés OR [IC 95%]	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]	Modèle 3 ORa [IC95%]	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèle Final ORa [IC95%]
<b>Facteurs contextuels</b>							
<b>Type de quartier de résidence</b>							
Non ZUS - Moyen et Supérieur	12.4%	Ref.		Ref.	Ref.	13.9%	Ref.
Non ZUS - Ouvrier	21.0%	<b>1,69 [1,23-2,34]***</b>		1,32 [0,90-1,94]‡	1,30 [0,86-1,95]‡	20.9%	1,20 [0,82-1,76]
ZUS	24.5%	<b>1,98 [1,45-2,69]***</b>		1,37 [0,93-2,06]‡	1,35 [0,89-2,06]‡	26.2%	1,34 [0,93-1,94]‡
<b>Revenus mensuels des ménages dans le quartier de résidence (Quartiles)</b>							
Revenus élevé	9.0%	Ref.		Ref.	Ref.	10.9%	Ref.
Revenus moyen-élevé	16.4%	<b>2,00 [1,37-2,93]***</b>		<b>1,85 [1,29-2,65]***</b>	1,26 [0,86-1,86]‡	16.2%	1,06 [0,76-1,47]
Revenus moyen-bas	19.1%	<b>2,32 [1,58-3,40]***</b>		1,54 [0,99-2,38]‡	0,96 [0,60-1,54]	21.0%	0,78 [0,50-1,19]‡
Revenus bas	21.5%	<b>2,51 [1,72-3,65]***</b>		1,43 [0,73-2,78]	0,88 [0,43-1,78]	22.4%	0,60 [0,32-1,12]‡
<b>Proportion élevée de personnes sans diplôme dans le quartier de résidence</b>							
Non	14.0%	Ref.		Ref.	Ref.	15.0%	Ref.
Oui	21.7%	<b>1,62 [1,20-2,18]**</b>		0,99 [0,64-1,55]	0,94 [0,59-1,48]	24.4%	1,19 [0,79-1,79]
<b>Proportion élevée de chômeurs dans le quartier de résidence</b>							
Non	13.1%	Ref.		Ref.	Ref.	14.3%	Ref.
Oui	22.7%	<b>1,72 [1,30-2,28]***</b>		1,41 [0,96-2,08]‡	1,18 [0,79-1,77]	24.3%	1,38 [0,98-1,95]‡
<b>Proportion élevée de personnes âgées de moins de 25 ans dans le quartier de résidence</b>							
Non	14.4%	Ref.		Ref.	Ref.	15.2%	Ref.
Oui	18.6%	1,32 [0,97-1,80]‡		0,92 [0,66-1,27]	0,86 [0,61-1,21]	21.0%	0,96 [0,72-1,29]
<b>Proportion élevée de familles monoparentales dans le quartier de résidence</b>							
Non	13.8%	Ref.		Ref.	Ref.	15.3%	Ref.
Oui	19.9%	<b>1,57 [1,17-2,12]**</b>		1,13 [0,85-1,50]	0,96 [0,72-1,30]	20.6%	0,92 [0,71-1,19]
<b>Proportion élevée de personnes étrangères dans le quartier de résidence</b>							
Non	14.2%	Ref.		Ref.	Ref.	15.2%	Ref.
Oui	19.3%	<b>1,40 [1,03-1,91]*</b>		1,03 [0,71-1,49]	0,96 [0,65-1,43]	21.2%	0,98 [0,70-1,37]
<b>Variation inter-quartiers</b>							
	<b>Modèle vide</b>		<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle vide</b>	<b>Modèle 3</b>
Variance (std. error)	0.190 (0.068)		0,048 (0,041)	0,031 (0,033)	0,022 (0,035)	0.140 (0.052)	0 (0)
ORm	1.51		1.23	1.18	1.15	1.43	1

<sup>a</sup> Proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois (données pondérées et redressées)

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

L'estimation bivariée de l'association entre le niveau de revenus du ménage et le renoncement aux soins montrait un gradient social très prononcé : plus le niveau de revenu est faible, plus la probabilité de renoncer aux soins est forte. En ajustant sur l'ensemble des autres covariables, et notamment la couverture maladie, cette association reste significative (les trois OR sont chacun significativement différents de la référence) mais le gradient ne l'est plus. En effet, la probabilité de renoncer aux soins pour raisons financières ne diffère pas significativement entre les personnes ayant un niveau de revenus compris dans les trois quartiles les plus bas (les estimations tombent dans les intervalles de confiance des autres catégories). Ainsi, à couverture maladie identique, seul le fait d'être dans la catégorie de revenus la plus élevée protège contre le risque de renoncer aux soins (un modèle alternatif regroupant les trois premiers quartiles, non présenté dans ce rapport, permet d'estimer l'effet à OR=2,11, IC95 %=[1,43-3,11], l'estimation des autres paramètres restant inchangée). Au-delà même du niveau de revenu, percevoir sa propre situation financière comme mauvaise – que les revenus soient objectivement faibles ou non par ailleurs – augmente de manière très importante le risque de renoncer aux soins (OR=3,34, IC95 %=[2,56-4,37]). La mesure subjective de sa situation financière permet en effet de saisir d'éventuelles difficultés qui n'apparaissent pas à la seule lumière des revenus (du fait par exemple d'un endettement, d'une faible insertion dans des réseaux d'aide, etc.). On soulignera parallèlement que la corrélation entre situation subjective et renoncement aux soins pourrait jouer dans l'autre sens de la causalité, dans la mesure où le fait d'avoir renoncé à des soins pour raisons financières pourrait inciter à estimer sa situation économique de manière négative. Quoiqu'il en soit, ce résultat confirme l'importance de prendre en compte à la fois des mesures objectives et subjectives pour comprendre de manière plus précise l'impact de la situation financière sur le renoncement aux soins car ces deux effets se cumulent.

Par ailleurs, les bénéficiaires de la CMUc tendent à renoncer plus fréquemment à des soins de santé pour raisons financières, mais cette différence n'est plus significative en ajustant sur les caractéristiques individuelles socioéconomiques et sanitaires (OR=1,26, IC95 %=[0,84-1,91]). En estimant le même modèle sur le sous-échantillon des bénéficiaires de la CMUc (tableau 8), les seules caractéristiques significativement associées au renoncement aux soins sont une mauvaise perception financière (OR=8,04, IC95 %=[2,33-27,77]) et l'isolement social (OR=2,61, IC95 %=[1,08-6,31]). En revanche, le risque de renoncer à des soins pour raisons financières est bien plus élevé chez les personnes n'ayant pas de couverture complémentaire (OR=2,17, IC95 %=[1,49-3,16]) ou celles n'ayant aucune couverture santé (OR=5,36, IC95 %=[1,32-21,979]). La protection des plus pauvres par la CMUc semble donc remplir son rôle puisque les barrières financières ne diffèrent pas entre les récipiendaires de la CMUc et les personnes couvertes par une assurance privée ou une mutuelle. C'est donc bien le manque de couverture complémentaire ainsi que le niveau de revenu qui font une différence importante. Toutefois, ces résultats portent sur le renoncement aux soins, quel que soit le type de soins : il sera important de vérifier s'ils se confirment pour des types de soins spécifiques et coûteux.

**Tableau 8 - Facteurs associés au renoncement aux soins (tous types de soins confondus) pour raisons financières au cours des 12 derniers mois – Sous-échantillon des bénéficiaires de la CMUc. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS**

	2005 (n=177)	2010 (n=180)
<b>Facteurs individuels</b>		
<b>Origine</b>		
Français de parents Français	Ref.	Ref.
Français de parent(s) étranger(s)	<b>3,36 [1,13-9,95]*</b>	2,34 [0,79-6,97]†
Etranger	0,96 [0,31-3,01]	1,53 [0,50-4,62]
<b>Revenus mensuels du ménage par UC (Quartiles)</b>		
Revenus élevé		Ref.
Revenus moyen-élevé	Ref.	3,68 [0,26-52,87]
Revenus moyen-bas	2,66 [0,20-34,68]	2,46 [0,17-35,20]
Revenus bas	6,61 [0,60-72,97]†	1,12 [0,09-13,22]
<b>Perception de sa propre situation financière</b>		
Bonne	-	Ref.
Mauvaise	-	<b>8,04 [2,33-27,77]***</b>
<b>Problème de santé (au moins un)</b>		
Non	Ref.	Ref.
Oui	2,30 [0,81-6,54]†	1,77 [0,68-4,63]‡
<b>Isolement social</b>		
Se sent (plutôt) entouré	Ref.	Ref.
Se sent (plutôt) seul	1,41 [0,56-3,56]	<b>2,61 [1,08-6,31]**</b>
<b>Facteur contextuel</b>		
<b>Type de quartier de résidence</b>		
Non ZUS - Moyen et Supérieur	Ref.	Ref.
Non ZUS - Ouvrier	2,89 [0,81-10,38]†	0,72 [0,24-2,12]
ZUS	<b>4,14 [1,34-12,76]*</b>	0,83 [0,31-2,23]†

\* Modèles ajustés sur : sexe, âge, niveau d'étude, avoir un médecin régulier, difficultés à l'âge adulte et au cours de l'enfance, scores de perceptions de santé et de mobilité quotidienne

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

Au-delà de l'impact des facteurs socioéconomiques, la probabilité de renoncer à des soins est plus importante chez les personnes atteintes de maladie(s) chronique(s) (OR=1,35, IC95 %=[1,02-1,78]). Ayant des besoins de santé plus importants et face au coût croissant des soins de santé, ces personnes sont effectivement plus à même d'y renoncer. Il s'agit d'un résultat important dans le débat émergent de la refonte du système de prise en charge des affections de longue durée. Toutefois, ces analyses ne permettent pas de distinguer entre les soins en lien avec le problème de santé chronique reconnu (souvent pris en charge à 100 %) et les autres soins (couverts au même niveau que la population générale).

Enfin, notre modèle montre que les personnes se sentant seules renoncent également plus fréquemment à des soins pour raisons financières (OR=1,62, IC95 %=[1,25-2,10]).

Il est possible qu'une part de l'explication soit d'ordre matériel, le revenu, même corrigé par unité de consommation, n'étant qu'un indicateur approximatif du revenu *disponible* d'un ménage (celui-ci, après dépenses obligatoires et impôts, pouvant être inférieur pour une personne seule que pour un couple bénéficiant d'économies d'échelle – notamment pour le logement – et d'abattements fiscaux).

Il peut s'agir également d'un exemple supplémentaire des relations qui existent entre les insertions sociales des individus et leurs attitudes et comportements en lien avec la santé : les personnes isolées pourraient renoncer plus souvent à des soins faute de contacts sociaux et d'incitations à « surmonter » un obstacle financier ou à reconsidérer leurs priorités. Des analyses précédentes conduites dans la cohorte SIRS avaient d'ailleurs montré que – en moyenne et « toutes choses égales par ailleurs » (notamment l'état de santé ressenti et/ou les antécédents de maladies chroniques) – les personnes seules recourraient moins aux soins.

De surcroît, la dimension psychosociale apparaît comme extrêmement importante puisque la probabilité de renoncement aux soins pour raisons financières est plus élevée chez les personnes ayant des représentations de santé plutôt négatives (OR=1,58, IC95 %=[1,23-2,04]) et ayant vécu des événements de vie difficiles, tant durant l'enfance qu'à l'âge adulte (voir l'encadré 3 qui présente une analyse plus détaillée des facteurs psychosociaux).

À niveau socio-économique comparable donc, l'écart entre les attentes de soins médicaux et l'accès aux soins effectif peut parfois être perçu comme une frustration qui semble s'exprimer plus fréquemment chez les personnes exprimant des perceptions négatives de leur niveau socio-économique et de la santé en général, ayant connu des trajectoires de vie difficiles, isolées socialement et/ou ayant une forte attente et demande de soins.

Enfin, un dernier résultat important est que l'hypothèse que nous avons soulevée d'une association entre mobilité quotidienne des personnes et renoncement aux soins n'est pas vérifiée. En effet, certains de nos travaux précédents avaient montré que la mobilité quotidienne des personnes (en dehors de leurs quartiers de résidence pour les activités de la vie courante) était associée à certains recours aux soins (notamment les dépistages des cancers féminins<sup>83</sup>) et à certains états de santé (notamment la dépression<sup>93</sup>), d'une part, et que, par ailleurs, cette mobilité était un facteur d'interaction avec les caractéristiques de leur quartier de résidence (celles-ci influant davantage, et très logiquement, sur les personnes peu mobiles). On pouvait imaginer que des espaces d'activité non restreint au quartier de résidence auraient pu avoir un effet indirect sur la probabilité de renoncer aux soins en augmentant les besoins de soins ressentis en diminuant les obstacles géographiques d'accès aux soins et la diversité des contacts sociaux, sources d'informations, de normes et, par là, d'attentes en santé. Ce n'est pas le cas.

### ***Facteurs contextuels associés***

Par ailleurs, les analyses bivariées (non ajustées, ni sur les autres facteurs contextuels, ni sur les facteurs individuels qui pourraient induire un effet de composition) montrent que la

plupart des facteurs contextuels étudiés sont significativement associés au renoncement aux soins pour raisons financières.

Ainsi, vivre dans un quartier ZUS ou ouvrier, dans un quartier autre que très aisé (en termes de revenus moyens annuels), et composé d'une proportion importante de personnes sans diplôme, au chômage, de nationalité étrangère, de moins de 25 ans (ce dernier étant « significatif » à 10 %) ou de familles monoparentales, augmente le risque de renoncer aux soins pour raisons financières. Ces résultats, certes descriptifs, pourraient conduire à la définition de territoires prioritaires ou la mise en place des politiques spécifiques dans des territoires à haut risque d'un tel renoncement. En ajustant sur toutes les variables contextuelles (Modèle 2), seuls le revenu moyen, la proportion de chômeurs et le type de quartier sont significativement associés au renoncement aux soins (seuil de 5 % à 15 %). Enfin, dans le modèle final (modèle 3, ajustant simultanément sur les caractéristiques individuelles et contextuelles), le fait de résider dans un quartier ZUS ou ouvrier n'a un impact que très marginal ( $p=0,25$ , respectivement  $OR=1,35$ ,  $IC95 \%=[0,89-2,06]$  et  $OR=1,30$ ,  $IC95 \%=[0,86-1,95]$ ) et les autres facteurs contextuels ne sont plus significatifs.

Des modèles intermédiaires ont également été estimés : en ne conservant comme variable contextuelle que le niveau de revenu ou le type de quartier de résidence, aucune n'était significativement associée au renoncement aux soins pour raisons financières au seuil de 5 %. Il semble donc que les facteurs individuels ont un pouvoir explicatif beaucoup plus marqué (traduisant un fort effet de composition) que ces caractéristiques contextuelles dans le cadre du renoncement aux soins pour raisons financières dans l'agglomération parisienne.

### Encadré 3 - Modélisation des facteurs psychosociaux

#### Modélisation de facteurs psychosociaux

Les données de la Cohorte SIRS sont riches en facteurs psychosociaux. Nous présentons ici une analyse complémentaire plus détaillée notamment pour distinguer les six variables utilisées pour créer l'indicateur de perceptions de santé. Nous avons également complété la dimension de l'isolement social en tenant compte à la fois du type de ménage (personne vivant seule), de l'isolement perçu et d'avoir, ou non, dans son entourage proche une personne atteinte d'une maladie grave. Le tableau ci-dessous présente dans la première colonne les estimations pour chaque variable prises une à une. Après avoir intégré l'ensemble des variables dans un modèle complet, nous avons procédé à une sélection pas à pas descendante pour ne retenir que les variables significativement associées au renoncement aux soins pour raisons financières. Tous les modèles sont ajustés à minima sur les caractéristiques démographiques (sexe et âge), la situation socioéconomique (niveau de revenus et couverture maladie) et l'état de santé et montrent des associations très fortes avec la majorité des facteurs testés.

Comme nous l'avons vu précédemment, le risque de renoncer aux soins est plus élevé chez les personnes percevant leur situation économique comme mauvaise plutôt que bonne et celles qui se sentent seules plutôt que entourées. De surcroît, ce risque est plus élevé chez les personnes vivant seules ou ayant un proche gravement malade. Seules deux des six indicateurs de perceptions et représentations de santé ne semblent pas significativement associés au renoncement aux soins pour raisons financières : estimer se soucier d'avantage de sa santé que la plupart des gens et préférer connaître un diagnostic de maladie grave le plus tard possible. Le modèle final montre que les principaux facteurs psychosociaux en lien avec le renoncement aux soins sont ceux utilisés dans les modèles plus complets présentés au cours de ce rapport : se sentir seul, une perception négative de sa situation financière ainsi que des perceptions négatives de santé, caractérisées plus particulièrement par le fait d'être facilement inquiet et penser que sa santé va s'empirer.

#### Facteurs associés au renoncement aux soins (tous types de soins confondus) pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Modèles univariés et multivariés ajustés (n=2 696) - Cohorte SIRS 2010

	ORa [IC95%]	ORa [IC95%]
<b>Perception de sa propre situation financière</b>		
Bonne	Ref.	Ref.
Mauvaise	4,04 [3,10-5,27]***	3,77 [2,88-4,93]***
<b>Personne atteinte d'une maladie grave dans l'entourage</b>		
Non	Ref.	-
Oui	1,24 [1,01-1,53]*	
<b>Isolement social</b>		
<b>Vivre seul</b>		
Ménage de plusieurs personnes	Ref.	-
Ménage d'une seule personne	1,50 [1,19-1,90]**	
<b>Se sent (plutôt)...</b>		
Entouré	Ref.	Ref.
Seul	2,11 [1,65-2,68]***	1,90 [1,48-2,45]***
<b>Représentations de santé</b>		
<b>Tombe malade plus facilement que les autres</b>		
Non	Ref.	-
Oui	1,43 [1,07-1,92]*	
<b>Est facilement inquiet dès que quelque chose ne va pas</b>		
Non	Ref.	Ref.
Oui	1,54 [1,24-1,90]***	1,34 [1,07-1,68]**
<b>A déjà été sérieusement malade ou déjà eu un grave problème de santé</b>		
Non	Ref.	-
Oui	1,40 [1,13-1,74]**	
<b>Pense que sa santé sera pire dans l'avenir que maintenant</b>		
Non	Ref.	Ref.
Oui	1,51 [1,22-1,87]***	1,39 [1,11-1,74]**
<b>Se soucie davantage de ma santé que la plupart des gens</b>		
Non	Ref.	-
Oui	1,23 [0,98-1,54]†	
<b>Si devait avoir un cancer, préférerait le savoir le plus tard possible</b>		
Non	Ref.	-
Oui	0,99 [0,75-1,31]	

a Modèles ajustés sur le sexe, l'âge, le niveau de revenus, la couverture maladie et l'état de santé; \*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15

#### Comparaison des facteurs en 2005 et 2010

Des analyses identiques sur les données de 2005 (avec, rappelons le un mode d'interrogation du renoncement aux soins plus restrictifs : uniquement pour raisons financières, et une fréquence un peu plus élevée : 16,9 % (IC95 %=[15,5-18,2]) donnent des résultats quelque peu différents.

En 2005, l'effet du genre était significatif alors que l'effet origine migratoire ne l'était pas. La situation financière, tant objective que subjective, était significativement associée au renoncement aux soins mais dans une moindre mesure qu'en 2010 (OR légèrement plus faibles). La différence majeure concerne la couverture maladie : alors qu'en 2005 les bénéficiaires de la CMUc avaient moins de risque de renoncer aux soins que les personnes couvertes par une mutuelle (OR=0,63, IC95 %=[0,41-0,97]), la différence n'était plus significative en 2010 (OR=1,26, IC95 %=[0,84-1,91]). On peut faire l'hypothèse que les attentes de ces bénéficiaires se sont rapprochées de celle des autres personnes, ce qui traduirait alors une forme de « normalisation » de cette forme de couverture maladie. Mais ce rapprochement semble plutôt traduire une dégradation de la situation des bénéficiaires de la CMUc. En effet, si la proportion de renoncement aux soins est restée relativement stable chez les personnes couvertes par une couverture complémentaire privée (environ 13 % et 15 %), elle est passée de 19,7 % à 30,9 % entre 2005 et 2010 chez les bénéficiaires de la CMUc.

Par ailleurs, le fait de déclarer un problème de santé semblait un facteur légèrement plus important en 2005 qu'en 2010. Les associations avec les facteurs psychosociaux étaient globalement comparables.

Concernant les variables contextuelles, comme en 2010, seul le fait de vivre dans un quartier classé en ZUS était marginalement associé à une plus forte probabilité de renoncement aux soins. Enfin, l'ajustement sur l'ensemble des facteurs individuels et contextuels permettait d'expliquer complètement les différences entre quartiers, alors qu'une partie de la variation inter-quartier restait inexplicée en 2010.

Le tableau 8 indique également que, parmi les bénéficiaires de la CMUc, les principaux facteurs associés au renoncement aux soins ont changé entre 2005 et 2010. En 2005, les Français de parent(s) étranger(s), les personnes vivant dans un quartier de type ZUS et, plus marginalement, ayant un problème de santé ou aux revenus très faibles présentaient un plus grand risque de renoncer aux soins que les autres CMUistes. En 2010, les perceptions – tant de sa propre situation financière que de l'isolement social – étaient les facteurs principalement associés au renoncement aux soins.

### ***Incidence du renoncement aux soins entre 2005 et 2010***

Enfin, dans la mesure où l'analyse des facteurs associés au renoncement aux soins en 2005 et 2010 montrent à la fois des similitudes et des différences, nous avons voulu nous pencher plus en détail sur l'évolution du renoncement aux soins, au niveau individuel. L'incidence du renoncement aux soins pour raisons financières – tous types de soins confondus – entre 2005 et 2010 s'élevait à 10,6 % : parmi les personnes n'ayant pas renoncé en 2005, une sur dix déclarait cinq ans plus tard avoir été confrontée à un tel renoncement dans les 12 mois précédant l'enquête (tableau 9). Parmi les personnes ayant déclaré avoir renoncé à des soins en 2005, près de la moitié (44,1 %) affirmait avoir également renoncé en 2010.

**Tableau 9 - Évolution du renoncement aux soins entre 2005 et 2010, Cohorte SIRS**

		2010	
		Renoncement	Pas de renoncement
2005	Renoncement	115 (44,1%)	146 (55,9%)
	Pas de renoncement	115 (10,6%)	975 (89,4%)

Ne disposant que de deux mesures au cours du temps pour un nombre d'évènements relativement rare, il nous a été impossible de modéliser l'évolution du renoncement aux soins de manière complète et satisfaisante. Nous avons toutefois pu estimer les facteurs associés aux cas incidents de renoncement aux soins pour raisons financières. Nous avons donc estimé la probabilité d'incidence du renoncement en fonction de facteurs démographiques (fixes au cours du temps) et de l'évolution de la situation économique, sanitaire et psychosociale des individus.

Le modèle final (tableau 10) indique que les femmes et les personnes de nationalité étrangères ont plus de risque d'être des cas incidents (ce qui va dans le même sens que les analyses présentées précédemment). Par ailleurs, certaines évolutions « négatives » des facteurs psychosociaux semblent associées à l'incidence du renoncement aux soins. Même si les différences ne sont généralement pas significatives (vue la faiblesse des effectifs), on observe par exemple que les personnes qui s'estiment seules en 2010 alors qu'elles s'estimaient entourées en 2005 – ce que nous avons appelé dans le tableau 10 une « dégradation de l'isolement social » – ont un risque presque 3 fois plus élevé de renoncer aux soins en 2010 (alors qu'elles ne renonçaient pas aux soins en 2005) : OR=2,89, IC95 %=[1,49-5,63]).

Par ailleurs, la dégradation de la situation financière objective et subjective, la détérioration de l'état de santé, la perte de couverture complémentaire ou de la CMUc<sup>12</sup> comme les caractéristiques contextuelles sont tous associés à la survenue de tels cas incidents (valeurs ponctuels des OR>1) même si, là non plus, ce n'est pas de manière significative vu la faiblesse des effectifs étudiés.

Globalement donc, même si nos analyses ne permettent pas de montrer de manière significative que la dégradation de la situation psychosociale, socioéconomique ou de l'état de santé joue un rôle dans l'incidence du renoncement aux soins (à l'exception notable de l'isolement social), les associations vont toutes dans le sens de l'impact délétère de ces détériorations sur le renoncement aux soins. Une étude comparable menée sur les données ESPS entre 1996 et 2002 avait montré des effets délétères de l'évolution négative des facteurs tant socioéconomique que psychosociaux<sup>94</sup>.

---

<sup>12</sup> Les effectifs sont trop faibles pour pouvoir estimer l'effet d'être resté bénéficiaire de la CMUc au cours de la période.

**Tableau 10 : Incidence du renoncement aux soins (tous types de soins confondus) pour raisons financières entre 2005 et 2010. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) Cohorte SIRS (n=1052)**

<b>Facteurs individuels</b>			
<b>Sexe</b>			<b>Perte couverture complémentaire</b>
Hommes	Ref,		Non Ref,
Femmes	<b>2,19 [1,35-3,55]**</b>		Oui 1,23 [0,49-3,06]
<b>Groupe d'âge</b>			<b>Perte CMU-C</b>
18-29 ans	Ref,		Non Ref,
30-44 ans	1,16 [0,56-2,38]		Oui 1,28 [0,14-11,52]
45-59 ans	1,08 [0,52-2,25]		<b>Dégradation des revenus mensuels du ménage par UC</b>
60 ans et plus	0,49 [0,21-1,15]‡		Non Ref,
<b>Origine</b>			Oui 1,22 [0,74-2,01]
Français de parents Français	Ref,		<b>Dégradation de la perception de sa propre situation financière</b>
Français de parent(s) étranger(s)	<b>1,93 [1,16-3,19]*</b>		Non Ref,
Etranger	1,68 [0,80-3,50]‡		Oui 1,34 [0,74-2,44]
<b>Niveau d'études</b>			<b>Dégradation du statut d'emploi</b>
Primaire ou inférieur	Ref,		Non Ref,
Secondaire	0,79 [0,38-1,64]		Oui 1,59 [0,79-3,18]‡
Supérieur	0,60 [0,27-1,31]‡		<b>Dégradation de l'état de santé</b>
			Non Ref,
<b>Facteurs contextuels</b>			Oui 1,23 [0,69-2,22]
<b>Type de quartier de résidence</b>			<b>Nouvel évènement difficile</b>
Non ZUS - Moyen et Supérieur	Ref,		Non Ref,
Non ZUS - Ouvrier	1,45 [0,66-3,21]		Oui 1,66 [0,98-2,81]‡
ZUS	1,52 [0,70-3,29]		<b>Dégradation de l'isolement social</b>
<b>Revenus des ménages du quartier (Quartiles)</b>			Non Ref,
Revenus élevé	Ref,		Oui <b>2,89 [1,49-5,63]**</b>
Revenus moyen-élevé	1,40 [0,71-2,78]		
Revenus moyen-bas	1,03 [0,44-2,43]		
Revenus bas	0,74 [0,28-1,99]		

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

Après avoir appréhendé le renoncement à l'ensemble des types de soins confondus, il nous semblait important d'étudier si des spécificités existaient selon les différents types de soins. Nous allons donc évaluer plus précisément les facteurs associés (en 2010) aux types de renoncement aux soins les plus fréquents, en particulier les soins dentaires, les prothèses visuelles, les soins spécialistes et les actes pharmaceutiques.

### ***Le renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 – Le cas des soins dentaires***

Les soins les plus fréquemment mentionnés en ce qui concerne le renoncement aux soins pour raisons financières sont les soins dentaires. Comme nous l'avons vu précédemment, cela était mentionné par 12,2 % (IC95 %=[11,0-13,3]) et 10,4 % (IC95 %=[9,3-11,4]) des personnes interrogées en 2005 et 2010 respectivement.

Le modèle vide indique une variation entre IRIS statistiquement significative (variance=0,249, ORm= 1,61) (Tableau 11). Cette variation est fortement diminuée mais pas totalement expliquée lorsque l'on ajuste sur l'ensemble des facteurs individuels (Modèle 1, Variance=0,080, ORm=1,31) ou sur l'ensemble des facteurs contextuels (Modèle 2, Variance=0,026, ORm=1,17). Contrairement au modèle de renoncement 'général' présenté précédemment, il semble que pour les soins dentaires, les facteurs contextuels ont un pouvoir explicatif plus important que les facteurs individuels. En tenant compte à la fois des facteurs individuels et contextuels, la variabilité entre quartier est encore diminuée mais persiste (Modèle 3, Variance=0,018, ORm=1,14).

Les estimations des modèles bivariés sont très comparables au cas du renoncement tous types de soins confondus. Quelques exceptions sont à noter toutefois : l'état de santé et les représentations de santé présentent des forces d'associations moins importantes, alors que l'effet du type de quartier semble plus prononcé. Il apparaît également que le nombre de dentistes dans le quartier de résidence n'est pas significativement associé au renoncement à des soins dentaires pour raisons financières. L'effet du contexte pourrait ainsi renvoyer à des normes partagées entre voisins, concernant par exemple le coût (réel ou supposé) des soins dentaires – le sentiment partagé de soins coûteux pouvant ainsi dissuader les habitants d'un même quartier d'y recourir.

Le modèle final multivarié comprenant à la fois les facteurs individuels et contextuels présente cette fois plus de particularités. Le renoncement aux soins dentaires augmente avec l'âge. Cela semble cohérent avec d'une part le fait que l'état bucco-dentaire se détériore avec l'avancée en âge et d'autre part le fait que les soins les plus chers (tels que les couronnes ou les dentiers notamment), lesquels concernent majoritairement les plus âgés, sont très peu remboursés. En effet, si les soins préventifs ou de routine sont relativement bien couverts en France, le mauvais remboursement des soins plus complexes semble historique<sup>13,95-97</sup>. D'une part, les dépassements d'honoraires pour une consultation chez le dentiste ne sont pas pris en charge par la Sécurité sociale<sup>98</sup>. D'autre part, le tarif de référence sur lequel s'applique le remboursement de la Sécurité sociale (70 %) est bien inférieur au coût réel pour les soins complexes. Dans ce contexte de faible remboursement, un nombre croissant de mutuelles et d'assurances santé privées offrent d'ailleurs des plans spécifiques pour les soins hors nomenclature, et notamment pour les soins dentaires hors nomenclature<sup>99-101</sup>.

Par ailleurs, il apparaît que les personnes de nationalité française nées de parent(s) étranger(s) renoncent plus aux soins dentaires que les personnes de nationalité française (OR=1,42; IC95 %=[1,06-1,91]) alors que les étrangers ont tendance à moins renoncer aux soins dentaires que les Français mais ce résultat n'était pas significatif (OR=0,77; IC95 %=[0,51-1,16] ; p=0,217).

Concernant le type de couverture santé, les données ne montrent pas de différence significative selon que les personnes sont couvertes par une assurance privée ou par la CMUc. Cela pourrait être dû au fait que ces assurés n'ont pas à avancer les frais<sup>96, 102, 103</sup> et que les médecins et chirurgiens-dentistes ne peuvent pas leur appliquer de dépassement d'honoraire pour les bénéficiaires de la CMU (sauf en cas de demande de soins spécifiques par les patients)<sup>97,103</sup>. En revanche, les personnes sans complémentaire ou sans aucune couverture ont beaucoup plus de risques de renoncer à des soins dentaires pour raisons financières (respectivement OR=1,70; IC95 %=[1,12-2,58] et OR=7,05; IC95 %=[1,68-29,53]). Le même effet est observé pour les bénéficiaires de l'AME, mais le résultat n'est pas significatif à cause du faible nombre d'individus dans notre échantillon. L'effet de la situation économique, tant objective (niveau de revenu du ménage) que subjective (perception de sa propre situation financière) est comparable au modèle portant sur le renoncement tous types de soins confondus – à savoir qu'une situation défavorisée augmente le risque de renoncer.

Comme les analyses bivariées le laissaient présager, les associations avec l'état de santé perçu et les perceptions de santé ne sont plus significatives en ajustant sur l'ensemble des autres covariables. En revanche, les facteurs psychosociaux indiquent une probabilité de

renoncement aux soins dentaires plus importants chez les personnes se percevant seules ou ayant vécu des traumatismes au cours de leur vie.

Enfin, comme nous l'avons remarqué au cours des analyses sur le renoncement aux soins tous types confondus, la majorité des facteurs contextuels était significativement associés au renoncement aux soins dentaires en analyses non ajustées. Le modèle final, quant à lui, montre que seul le type de quartier était significativement associé : les personnes résidant dans un quartier de type moyen ou supérieur présentaient un risque moins important de renoncement. La densité de dentistes dans le quartier de résidence et ceux adjacents ne semblait pas avoir de lien avec le renoncement aux soins dentaires pour raisons financières.

### *Comparaison des facteurs associés en 2005 et 2010*

Les différences majeures entre 2005 et 2010 concernant le renoncement aux soins dentaires pour raisons financières sont les suivantes. D'une part, les effets de l'avancée en âge, de l'origine migratoire et du type de quartier de résidence n'étaient pas des facteurs significativement associés en 2005 alors qu'ils l'étaient en 2010. D'autre part, les bénéficiaires de la CMUc renonçaient moins fréquemment aux soins dentaires en 2005 alors que la différence n'était pas significative en 2010. Comme dans les analyses précédentes, la fréquence de renoncement aux soins dentaires chez les bénéficiaires de la CMUc a augmenté d'environ 50 % entre 2005 et 2010 (passant de 9,5 % à 15,4 %). Cela laisse penser que la situation des adultes les plus fragiles et les plus à risque s'est dégradée au cours des cinq dernières années, alors même que des politiques publiques mettaient l'accent sur la prévention de la santé bucco-dentaire des plus jeunes<sup>104</sup>. Cette évolution semble inquiétante. En effet, si en moyenne le renoncement aux soins dentaires pour raisons financières a diminué de manière significative entre 2005 et 2010 (respectivement 12,2 % et 10,4 %,  $p=0.025$ ), il semble évident ici que cela se fait au détriment des plus démunis, puisque la fréquence a augmenté chez les bénéficiaires de la CMUc, de l'AME et les personnes sans aucune couverture maladie. Il apparaît primordial de mettre en place de nouvelles politiques publiques pour les protéger des coûts importants des soins dentaires ou revoir les tarifs de référence utilisés pour le remboursement de la Sécurité sociale.

**Tableau 11 - Facteurs associés au renoncement aux soins dentaires pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS**

	2010 (n=2769)					2005 (n=2943)	
	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèles bivariés OR [IC 95%]	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]	Modèle 3 ORa [IC95%]	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèle Final ORa [IC95%]
<b>Facteurs individuels</b>							
<b>Sexe</b>							
Hommes	9.7%	Ref.	Ref.		Ref.	10.7%	Ref.
Femmes	10.8%	<b>1,28 [1,00-1,63]*</b>	1,12 [0,86-1,46]		1,12 [0,86-1,46]	13.4%	1,27 [0,99-1,62]†
<b>Groupe d'âge</b>							
18-29 ans	8.3%	Ref.	Ref.		Ref.	10.7%	Ref.
30-44 ans	12.5%	<b>1,83 [1,21-2,79]**</b>	<b>1,91 [1,17-3,12]**</b>		<b>1,97 [1,21-3,21]**</b>	14.8%	<b>1,48 [1,01-2,17]*</b>
45-59 ans	12.4%	<b>1,65 [1,08-2,53]*</b>	<b>1,66 [1,00-2,77]*</b>		<b>1,76 [1,05-2,93]*</b>	14.3%	1,26 [0,83-1,90]
60 ans et plus	7.0%	1,01 [0,64-1,57]	1,90 [0,95-3,81]†		<b>2,03 [1,01-4,07]*</b>	7.7%	1,18 [0,63-2,23]
<b>Origine</b>							
Français de parents Français	7.7%	Ref.	Ref.		Ref.	10.3%	Ref.
Français de parent(s) étranger(s)	17.6%	<b>1,90 [1,45-2,48]**</b>	<b>1,39 [1,04-1,87]*</b>		<b>1,42 [1,06-1,91]*</b>	16.6%	1,16 [0,87-1,55]
Etranger	11.9%	1,23 [0,86-1,77]	0,75 [0,50-1,13]†		0,77 [0,51-1,16]†	15.6%	1,06 [0,74-1,51]
<b>Couverture maladie</b>							
Sécurité Sociale + Mutuelle (ou ALD)	8.6%	Ref.	Ref.		Ref.	10.5%	Ref.
CMU-C	15.4%	<b>1,63 [1,08-2,47]*</b>	0,92 [0,57-1,47]		0,92 [0,57-1,48]	9.5%	<b>0,40 [0,24-0,68]**</b>
AME	23.7%	3,62 [0,63-20,85]†	1,96 [0,31-12,38]		2,07 [0,33-12,92]	12.6%	0,29 [0,04-2,36]†
Sécurité Sociale seule	21.3%	<b>2,23 [1,54-3,22]**</b>	<b>1,65 [1,09-2,51]*</b>		<b>1,70 [1,12-2,58]*</b>	27.4%	<b>1,86 [1,33-2,61]**</b>
Aucune couverture	42.9%	<b>6,66 [1,94-22,86]**</b>	<b>6,48 [1,55-27,10]**</b>		<b>7,05 [1,68-29,53]**</b>	26.5%	2,26 [0,65-7,86]†
<b>Revenus mensuels du ménage par UC (Quartiles)</b>							
Revenu élevé	4.4%	Ref.	Ref.		Ref.	6.6%	Ref.
Revenu moyen-élevé	7.8%	<b>2,17 [1,39-3,37]**</b>	1,39 [0,86-2,24]†		1,38 [0,85-2,23]†	8.8%	1,11 [0,71-1,72]
Revenu moyen-bas	14.2%	<b>3,49 [2,28-5,33]**</b>	1,52 [0,94-2,47]†		1,52 [0,94-2,49]†	15.0%	<b>1,62 [1,04-2,51]*</b>
Revenu bas	16.6%	<b>5,39 [3,54-8,20]**</b>	<b>1,86 [1,11-3,12]*</b>		<b>1,84 [1,08-3,11]*</b>	19.6%	<b>1,99 [1,23-3,21]**</b>
<b>Perception de sa propre situation financière</b>							
Bonne	3.9%	Ref.	Ref.		Ref.	5.9%	Ref.
Mauvaise	19.1%	<b>6,07 [4,53-8,14]**</b>	<b>4,03 [2,90-5,59]**</b>		<b>3,91 [2,81-5,42]**</b>	19.9%	<b>2,88 [2,15-3,85]**</b>
<b>Niveau d'études</b>							
Primaire ou inférieur	15.3%	Ref.	Ref.		Ref.	16.4%	Ref.
Secondaire	12.8%	1,07 [0,74-1,56]	1,03 [0,67-1,56]		1,04 [0,68-1,59]	14.8%	0,78 [0,54-1,13]†
Supérieur	8.0%	<b>0,63 [0,42-0,93]*</b>	0,95 [0,60-1,51]		1,00 [0,62-1,62]	9.4%	0,82 [0,53-1,26]
<b>Statut d'emploi</b>							
Actif	11.1%	Ref.	Ref.		Ref.	12.9%	Ref.
Étudiant	6.4%	0,57 [0,28-1,16]†	0,68 [0,30-1,55]		0,67 [0,29-1,53]	8.7%	0,77 [0,41-1,42]
Chômeur	18.9%	<b>2,00 [1,38-2,90]**</b>	1,09 [0,70-1,68]		1,09 [0,70-1,68]	19.6%	1,03 [0,70-1,51]
Retraité	5.8%	<b>0,59 [0,44-0,81]**</b>	<b>0,52 [0,29-0,93]*</b>		<b>0,52 [0,29-0,93]*</b>	7.1%	<b>0,44 [0,24-0,78]**</b>
Inactif	12.7%	1,21 [0,81-1,82]	0,74 [0,47-1,18]†		0,72 [0,45-1,16]†	14.3%	0,88 [0,58-1,33]
<b>Problème de santé (au moins un)</b>							
Non	8.2%	Ref.	Ref.		Ref.	8.8%	Ref.
Oui	11.3%	<b>1,49 [1,14-1,96]**</b>	1,20 [0,88-1,64]†		1,20 [0,88-1,63]†	13.9%	<b>1,45 [1,09-1,93]*</b>
<b>Médecin régulier</b>							
Non	8.1%	Ref.	Ref.		Ref.	13.7%	Ref.
Oui	10.5%	1,17 [0,76-1,80]	1,10 [0,69-1,76]		1,1 [0,70-1,79]	11.9%	0,87 [0,61-1,24]
<b>Représentations de santé négatives (moyenne)</b>							
	2,737	<b>1,63 [1,27-2,10]**</b>	1,14 [0,85-1,52]		1,15 [0,86-1,53]	2,768	<b>1,47 [1,12-1,94]**</b>
<b>Difficultés vécues pendant l'enfance</b>							
Aucune	8.1%	Ref.	Ref.		Ref.	9.2%	Ref.
De 1 à 2	11.7%	<b>1,42 [1,09-1,84]**</b>	1,21 [0,92-1,61]†		1,20 [0,90-1,59]†	12.6%	1,26 [0,97-1,64]†
De 3 à 10	20.3%	<b>3,04 [2,20-4,21]**</b>	<b>1,99 [1,39-2,85]**</b>		<b>1,96 [1,37-2,81]**</b>	20.8%	<b>1,97 [1,41-2,74]**</b>
<b>Difficultés vécues à l'âge adulte</b>							
Aucune	8.5%	Ref.	Ref.		Ref.	10.2%	Ref.
1	16.9%	<b>2,07 [1,53-2,81]**</b>	<b>1,44 [1,03-2,01]*</b>		<b>1,44 [1,03-2,00]*</b>	22.0%	<b>1,50 [1,08-2,09]*</b>
De 2 à 6	16.8%	<b>2,46 [1,81-3,34]**</b>	<b>1,47 [1,05-2,07]*</b>		<b>1,45 [1,04-2,04]*</b>	21.3%	<b>1,48 [1,05-2,08]*</b>
<b>Isolement social</b>							
Se sent (plutôt) entouré	9.0%	Ref.	Ref.		Ref.	11.3%	Ref.
Se sent (plutôt) seul	18.8%	<b>2,13 [1,64-2,78]**</b>	<b>1,56 [1,16-2,08]**</b>		<b>1,56 [1,16-2,09]**</b>	17.7%	1,13 [0,85-1,49]
<b>Score de mobilité (Concentration des activités dans le quartier de résidence)</b>							
< 0,8	9.8%	Ref.	Ref.		Ref.	12.1%	Ref.
≥ 0,8	12.6%	1,32 [0,99-1,75]†	1,23 [0,90-1,69]†		1,26 [0,92-1,74]†	12.4%	0,98 [0,71-1,35]

<sup>a</sup> Proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois (données pondérées et redressées)

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

**Tableau 11 - Facteurs associés au renoncement aux soins dentaires pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS (suite)**

	2010 (n=2769)			2005 (n=2943)			
	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèles bivariés OR [IC 95%]	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]	Modèle 3 ORa [IC95%]	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèle Final ORa [IC95%]
<b>Facteurs contextuels</b>							
<b>Type de quartier de résidence</b>							
Non ZUS - Moyen et Supérieur	7.2%	Ref.		Ref.	Ref.	10.3%	Ref.
Non ZUS - Ouvrier	15.9%	2,09 [1,48-2,94]***		1,75 [1,12-2,74]*	1,75 [1,10-2,80]*	14.7%	1,10 [0,72-1,67]
ZUS	18.6%	2,39 [1,72-3,31]***		2,10 [1,33-3,33]**	2,12 [1,31-3,42]**	18.0%	0,91 [0,58-1,42]
<b>Revenus mensuels des ménages dans le quartier de résidence (Quartiles)</b>							
Revenus élevé	5.0%	Ref.		Ref.	Ref.	7.5%	Ref.
Revenus moyen-élevé	11.7%	2,18 [1,39-3,44]***		1,21 [0,71-2,06]	1,15 [0,74-1,81]	11.5%	1,19 [0,81-1,75]
Revenus moyen-bas	10.4%	2,17 [1,37-3,44]***		1,46 [0,67-3,17]	0,72 [0,41-1,26]‡	15.8%	1,08 [0,66-1,77]
Revenus bas	17.3%	3,02 [1,93-4,71]***		1,29 [0,79-2,09]	0,87 [0,39-1,96]	16.3%	1,02 [0,48-2,15]
<b>Proportion élevée de personnes sans diplôme dans le quartier de résidence</b>							
Non	8.5%	Ref.		Ref.	Ref.	10.9%	Ref.
Oui	17.4%	1,97 [1,42-2,71]***		1,29 [0,79-2,09]	1,28 [0,77-2,14]	17.3%	1,04 [0,65-1,64]
<b>Proportion élevée de chômeurs dans le quartier de résidence</b>							
Non	8.7%	Ref.		Ref.	Ref.	10.3%	Ref.
Oui	14.8%	1,69 [1,20-2,37]**		1,00 [0,63-1,58]	0,83 [0,51-1,34]	17.5%	1,21 [0,81-1,82]
<b>Proportion élevée de personnes âgées de moins de 25 ans dans le quartier de résidence</b>							
Non	8.8%	Ref.		Ref.	Ref.	10.9%	Ref.
Oui	14.0%	1,53 [1,08-2,17]*		0,94 [0,65-1,36]	0,88 [0,60-1,29]	15.3%	0,98 [0,70-1,38]
<b>Proportion élevée de familles monoparentales dans le quartier de résidence</b>							
Non	8.7%	Ref.		Ref.	Ref.	11.1%	Ref.
Oui	14.4%	1,64 [1,16-2,32]**		1,13 [0,82-1,56]	0,95 [0,67-1,34]	14.8%	0,98 [0,73-1,31]
<b>Proportion élevée de personnes étrangères dans le quartier de résidence</b>							
Non	8.8%	Ref.		Ref.	Ref.	10.9%	Ref.
Oui	14.4%	1,57 [1,11-2,23]*		0,91 [0,59-1,41]	0,84 [0,53-1,32]	15.4%	0,93 [0,63-1,36]
<b>Nombre de dentiste(s) dans l'IRIS de résidence et les IRIS adjacents</b>							
Aucun	12.5%	Ref.		Ref.	Ref.	13.7%	Ref.
1	10.06%	0,82 [0,53-1,27]		1,18	1,15	12.15%	1
2 ou plus	8.5%	0,75 [0,49-1,16]‡		1,18 [0,80-1,73]	1,18 [0,79-1,76]	10.7%	0,99 [0,70-1,40]
<b>Variation inter-quartiers</b>							
	<b>Modèle vide</b>		<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle vide</b>	<b>Modèle 3</b>
Variance (std. error)	0.248 (0.092)		0,080 (0,059)	0,026 (0,040)	0,018 (0,043)	0.111 (0.054)	0 (0)
ORm	1.61		1.31	1.17	1.14	1.37	1

<sup>a</sup> Proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois (données pondérées et redressées)

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

### **Incidence du renoncement aux soins entre 2005 et 2010**

La persistance du renoncement aux soins dentaires semble moins fréquente que lors de l'analyse 'tous types de soins confondus' (un tiers des personnes ayant renoncé en 2005 affirment avoir aussi renoncé également en 2010). Cette « non-persistance » peut éventuellement s'expliquer par le fait que les problèmes dentaires sont plus ponctuels. L'incidence du renoncement aux soins dentaires entre 2005 et 2010 est de 8,3 % (tableau 12).

**Tableau 12 - Évolution du renoncement aux soins entre 2005 et 2010, Cohorte SIRS**

		2010	
		Renoncement	Pas de renoncement
2005	Renoncement	58 (33,3%)	116 (66,7%)
	Pas de renoncement	98 (8,3%)	1079 (91,7%)

Les analyses multiniveaux n'ont permis de mettre en évidence que deux résultats significatifs (tableau 13) : le risque d'incidence de renoncement aux soins dentaires était plus important chez les femmes (OR=2,19; IC95 %=[1,30-3,69]) et les personnes vivant en quartier classé ZUS (OR=3,30; IC95 %=[1,38-7,90]).

Si les autres associations ne semblent pas statistiquement significatives, la plupart d'entre elles indique toutefois un impact négatif potentiel de la dégradation de la situation psychosociale, socioéconomique ou de l'état de santé sur l'incidence du renoncement aux soins dentaires.

**Tableau 13 - Incidence du renoncement aux soins dentaires pour raisons financières entre 2005 et 2010. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS (n=1133)**

<b>Facteurs individuels</b>			
<b>Sexe</b>		<b>Perte couverture complémentaire</b>	
Hommes	Ref,	Non	Ref,
Femmes	<b>2,19 [1,30-3,69]**</b>	Oui	0,58 [0,17-2,00]
<b>Groupe d'âge</b>		<b>Perte CMU-C</b>	
18-29 ans	Ref,	Non	Ref,
30-44 ans	1,13 [0,54-2,37]	Oui	1,61 [0,18-14,64]
45-59 ans	0,93 [0,44-1,99]	<b>Dégradation des revenus mensuels du ménage par UC</b>	
60 ans et plus	<b>0,29 [0,11-0,76]*</b>	Non	Ref,
<b>Origine</b>		Oui	1,23 [0,72-2,09]
Français de parents Français	Ref,	<b>Dégradation de la perception de sa propre situation financière</b>	
Français de parent(s) étranger(s)	1,21 [0,69-2,10]	Non	Ref,
Etranger	0,91 [0,40-2,09]	Oui	1,32 [0,68-2,57]
<b>Niveau d'études</b>		<b>Dégradation du statut d'emploi</b>	
Primaire ou inférieur	Ref,	Non	Ref,
Secondaire	0,87 [0,39-1,95]	Oui	1,38 [0,65-2,94]
Supérieur	0,57 [0,24-1,35]‡	<b>Dégradation de l'état de santé</b>	
<b>Facteurs contextuels</b>		Non	Ref,
<b>Type de quartier de résidence</b>		Oui	0,94 [0,49-1,80]
Non ZUS - Moyen et Supérieur	Ref,	<b>Nouvel évènement difficile</b>	
Non ZUS - Ouvrier	2,07 [0,83-5,15]†	Non	Ref,
ZUS	<b>3,30 [1,38-7,90]**</b>	Oui	1,41 [0,81-2,48]‡
<b>Revenus des ménages du quartier (Quartiles)</b>		<b>Dégradation de l'isolement social</b>	
Revenus élevé	Ref,	Non	Ref,
Revenus moyen-élevé	1,08 [0,49-2,36]	Oui	1,89 [0,87-4,09]‡
Revenus moyen-bas	0,58 [0,21-1,60]		
Revenus bas	0,62 [0,21-1,84]		

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

### ***Le renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 – Le cas des appareillages visuels***

Le second type de soins pour lesquels les franciliens affirment renoncer le plus pour des raisons financières concerne les prothèses visuelles (lunettes ou lentilles) – ce renoncement étant passé de 5,1 % (IC95 %=[4,2-5,8]) en 2005 à 5,5 % (IC95 %=[4,7-6,3]) en 2010. Notons qu'il s'agit d'un des seul type de soins pour lequel une très légère augmentation est observée, même si elle n'est pas significative (p=0,521). En raison d'effectifs insuffisants, nous avons dû réduire notre échantillon d'étude en ne tenant pas compte des bénéficiaires de l'AME ni des personnes n'ayant aucune couverture santé<sup>13</sup>. Notons également que l'absence de significativité pour de nombreux résultats des modèles ci-dessous est probablement due à des questions de puissance statistique.

Le modèle vide indique une variation entre IRIS statistiquement significative (variance=0,287, ORm= 1,67) (tableau 14). Cette variation est fortement diminuée mais n'est pas totalement expliquée lorsque l'on ajuste sur l'ensemble des facteurs individuels (Modèle 1, Variance=0,115, ORm=1,38) et encore plus sur l'ensemble des facteurs contextuels (Modèle 2, Variance=0,021, ORm=1,15). En tenant compte à la fois des facteurs individuels et contextuels, la variabilité entre quartiers est cette fois presque complètement expliquée (Modèle 3, Variance=0,007, ORm=1,08).

<sup>13</sup> Nous avons, de la même façon, ré-estimé les modèles précédents (renoncement aux soins dentaires ou tous types de soins confondu) sur un sous-échantillon comparable (ne contenant pas les bénéficiaires de l'AME ni les personnes n'ayant aucune couverture santé) : les estimations restaient inchangées.

Les facteurs démographiques semblent peu expliquer le renoncement pour raisons financières aux soins visuels (renoncement plus fréquent à partir de 45 ans, âge où la vue se dégrade en raison de la presbytie notamment, mais l'effet est seulement marginalement significatif). Les bénéficiaires de la CMUc et les personnes ayant uniquement la Sécurité sociale (ou la CMU de base) semblaient renoncer plus fréquemment aux correctifs visuels, mais la différence n'était « significative » qu'à 15 % pour les premiers (respectivement  $OR=1,54$ ;  $IC95\%=[0,88-2,72]$  et ( $OR=2,3$  ;  $IC95\%=[1,17-3,52]$ ). À l'inverse de ce que nous avons vu précédemment, les personnes ayant fait des études supérieures évoquent significativement plus souvent ce type de renoncement, ce qui s'explique très probablement par le fait que le besoin d'appareillages visuels est plus souvent perçu dans ces catégories de la population ( $OR=1,90$ ;  $IC95\%=[1,00-3,61]$ ). La situation financière a un effet encore plus important (en force et en significativité) que pour les autres types de renoncement aux soins ( $OR$  compris entre 5,8 et 13,4 en analyse univariée et entre 4,6 et 6,6 en analyse multivariée).

Seules quelques associations avec des indicateurs contextuels persistent après ajustement sur l'ensemble des facteurs contextuels (modèle 2) et individuels (modèle 3). Le modèle final montre notamment un léger gradient en lien avec le niveau de revenu moyen des ménages dans le quartier de résidence (effet significatif opposant les groupes au dessus et en dessous de la médiane). Vivre dans un quartier où la proportion de familles monoparentales est élevée était également associé à une fréquence plus importante de renoncement aux soins. En revanche, le nombre d'ophtalmologistes exerçant dans le quartier ne semblait pas avoir d'impact particulier. Il serait toutefois peut-être nécessaire de prendre en compte la densité d'opticiens pour avoir une image plus précise de l'effet de l'offre de soins et de services en lien avec la santé ophtalmologique – ce qui pourrait être réalisé ultérieurement (ces données ne sont pas disponibles actuellement dans le système d'information géographique de SIRS).

**Tableau 14 - Facteurs associés au renoncement aux appareillages visuels pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS**

	2010 (n=2750)					2005 (n=2911)	
	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèles bivariés OR [IC 95%]	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]	Modèle 3 ORa [IC95%]	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèle Final ORa [IC95%]
<b>Facteurs individuels</b>							
<b>Sexe</b>							
Hommes	4.4%	Ref.	Ref.		Ref.	3.0%	Ref.
Femmes	6.0%	1,17 [0,84-1,62]	0,99 [0,70-1,40]		0,99 [0,69-1,40]	6.7%	<b>1,92 [1,33-2,75]***</b>
<b>Groupe d'âge</b>							
18-29 ans	4.8%	Ref.	Ref.		Ref.	4.5%	Ref.
30-44 ans	4.9%	1,25 [0,68-2,30]	1,19 [0,59-2,40]		1,17 [0,58-2,37]	3.8%	1,5 [0,83-2,88]‡
45-59 ans	7.0%	1,79 [0,99-3,23]‡	1,85 [0,91-3,77]‡		1,78 [0,87-3,62]‡	8.1%	<b>3,32 [1,77-6,26]***</b>
60 ans et plus	4.3%	1,46 [0,80-2,67]‡	2,39 [0,94-6,08]‡		2,33 [0,91-5,97]‡	3.5%	2,07 [0,82-5,23]‡
<b>Origine</b>							
Français de parents Français	4.3%	Ref.	Ref.		Ref.	4.5%	Ref.
Français de parent(s) étranger(s)	7.9%	<b>1,68 [1,16-2,43]**</b>	1,31 [0,88-1,96]‡		1,36 [0,91-2,03]‡	6.9%	1,01 [0,69-1,50]
Etranger	5.9%	<b>1,67 [1,06-2,65]**</b>	1,28 [0,76-2,13]		1,36 [0,81-2,27]‡	4.2%	<b>0,57 [0,33-0,99]*</b>
<b>Couverture maladie</b>							
Sécurité Sociale + Mutuelle (ou ALD)	4.5%	Ref.	Ref.		Ref.	4.2%	Ref.
CMU-C	12.6%	<b>2,54 [1,55-4,14]***</b>	1,62 [0,92-2,86]‡		1,54 [0,88-2,72]‡	8.4%	0,76 [0,40-1,42]
Sécurité Sociale seule	23.7%	<b>2,20 [1,34-3,59]**</b>	<b>2,07 [1,19-3,59]*</b>		<b>2,03 [1,17-3,52]*</b>	9.4%	<b>1,73 [1,07-2,79]*</b>
<b>Revenus mensuels du ménage par UC (Quartiles)</b>							
Revenus élevé	1.3%	Ref.	Ref.		Ref.	2.1%	Ref.
Revenus moyen-élevé	4.5%	<b>5,77 [2,40-13,85]***</b>	<b>5,08 [2,07-12,48]***</b>		<b>4,60 [1,86-11,36]***</b>	3.7%	1,31 [0,68-2,51]
Revenus moyen-bas	7.8%	<b>10,29 [4,38-24,17]***</b>	<b>7,16 [2,90-17,71]***</b>		<b>6,78 [2,73-16,88]***</b>	6.5%	1,76 [0,93-3,32]‡
Revenus bas	8.5%	<b>13,37 [5,69-31,42]***</b>	<b>6,82 [2,64-17,58]***</b>		<b>6,55 [2,51-17,04]***</b>	8.3%	<b>2,48 [1,25-4,91]**</b>
<b>Perception de sa propre situation financière</b>							
Bonne	2.3%	Ref.	Ref.		Ref.	1.5%	Ref.
Mauvaise	9.4%	<b>5,14 [3,45-7,65]***</b>	<b>2,68 [1,73-4,14]***</b>		<b>2,60 [1,68-4,03]***</b>	9.2%	<b>5,77 [3,55-9,39]***</b>
<b>Niveau d'études</b>							
Primaire ou inférieur	5.1%	Ref.	Ref.		Ref.	7.5%	Ref.
Secondaire	6.5%	1,13 [0,67-1,91]	1,58 [0,90-2,78]‡		1,51 [0,85-2,65]‡	5.4%	1,10 [0,67-1,80]
Supérieur	4.5%	0,72 [0,41-1,24]‡	<b>2,02 [1,08-3,77]*</b>		<b>1,90 [1,00-3,61]*</b>	4.1%	1,61 [0,90-2,85]‡
<b>Statut d'emploi</b>							
Actif	4.6%	Ref.	Ref.		Ref.	5.0%	Ref.
Étudiant	3.9%	0,82 [0,32-2,10]	0,82 [0,27-2,47]		0,79 [0,26-2,38]	5.7%	1,42 [0,60-3,33]
Chômeur	10.4%	<b>1,87 [1,09-3,20]**</b>	0,86 [0,47-1,57]		0,87 [0,47-1,60]	6.5%	0,85 [0,50-1,47]
Retraité	4.6%	1,14 [0,77-1,67]	0,83 [0,39-1,78]		0,82 [0,38-1,76]	3.4%	0,58 [0,27-1,26]‡
Inactif	8.9%	<b>1,97 [1,18-3,29]*</b>	1,10 [0,61-1,99]		1,13 [0,63-2,05]	5.8%	0,77 [0,45-1,33]
<b>Problème de santé (au moins un)</b>							
Non	2.3%	Ref.	Ref.		Ref.	2.7%	Ref.
Oui	6.7%	<b>2,76 [1,76-4,34]***</b>	<b>1,97 [1,20-3,22]**</b>		<b>1,96 [1,20-3,20]**</b>	6.1%	1,45 [0,95-2,22]‡
<b>Médecin régulier</b>							
Non	2.4%	Ref.	Ref.		Ref.	2.8%	Ref.
Oui	5.6%	1,55 [0,80-3,00]‡	1,43 [0,71-2,90]		1,43 [0,71-2,89]	5.3%	1,41 [0,78-2,53]
<b>Représentations de santé négatives (moyenne)</b>							
	2.677	<b>2,28 [1,63-3,19]***</b>	1,34 [0,92-1,95]‡		1,32 [0,90-1,92]‡	2.732	1,37 [0,95-1,99]‡
<b>Difficultés vécues pendant l'enfance</b>							
Aucune	2.737	Ref.	Ref.		Ref.	2.768	Ref.
De 1 à 2	6.9%	<b>1,61 [1,13-2,29]**</b>	1,31 [0,90-1,91]‡		1,25 [0,86-1,82]‡	4.4%	1,04 [0,71-1,52]
De 3 à 10	9.8%	<b>2,86 [1,85-4,41]***</b>	<b>1,85 [1,15-2,97]*</b>		<b>1,79 [1,11-2,87]*</b>	10.2%	<b>2,35 [1,53-3,62]***</b>
<b>Difficultés vécues à l'âge adulte</b>							
Aucune	4.2%	Ref.	Ref.		Ref.	3.5%	Ref.
1	7.0%	<b>1,74 [1,13-2,67]**</b>	1,18 [0,74-1,87]		1,19 [0,75-1,88]	11.1%	<b>1,75 [1,14-2,68]**</b>
De 2 à 6	11.6%	<b>3,02 [2,05-4,43]***</b>	<b>1,76 [1,15-2,69]*</b>		<b>1,81 [1,18-2,77]**</b>	12.6%	<b>1,65 [1,06-2,55]*</b>
<b>Isolement social</b>							
Se sent (plutôt) entouré	4.4%	Ref.	Ref.		Ref.	4.4%	Ref.
Se sent (plutôt) seul	10.7%	<b>2,62 [1,86-3,70]***</b>	<b>1,68 [1,15-2,44]**</b>		<b>1,67 [1,15-2,43]**</b>	8.4%	1,19 [0,82-1,73]
<b>Score de mobilité (Concentration des activités dans le quartier de résidence)</b>							
< 0.8	5.2%	Ref.	Ref.		Ref.	4.6%	Ref.
≥ 0.8	5.5%	1,12 [0,75-1,67]	0,87 [0,56-1,34]		0,86 [0,55-1,33]	6.6%	1,15 [0,76-1,76]

<sup>a</sup> Proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois (données pondérées et redressées)

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

**Tableau 14 - Facteurs associés au renoncement aux appareillages visuels pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS (suite)**

	2010 (n=2750)			2005 (n=2911)			
	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèles bivariés OR [IC 95%]	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]	Modèle 3 ORa [IC95%]	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèle Final ORa [IC95%]
<b>Facteurs contextuels</b>							
<b>Type de quartier de résidence</b>							
Non ZUS - Moyen et Supérieur	4.3%	Ref.		Ref.	Ref.	3.8%	Ref.
Non ZUS - Ouvrier	6.2%	1,40 [0,83-2,39]‡		0,72 [0,41-1,28]	0,61 [0,33-1,11]‡	5.8%	1,00 [0,53-1,90]
ZUS	8.5%	1,64 [0,99-2,71]‡		0,83 [0,46-1,50]	0,73 [0,39-1,36]	9.6%	<b>2,44 [1,30-4,61]**</b>
<b>Revenus mensuels des ménages dans le quartier de résidence (Quartiles)</b>							
Revenus élevé	2.5%	Ref.		Ref.	Ref.	2.6%	Ref.
Revenus moyen-élevé	5.5%	<b>2,14 [1,15-3,98]*</b>		<b>1,92 [1,07-3,44]*</b>	1,30 [0,71-2,39]	5.8%	1,11 [0,65-1,92]
Revenus moyen-bas	7.8%	<b>3,12 [1,70-5,74]***</b>		<b>3,08 [1,59-5,96]***</b>	1,98 [0,99-3,96]‡	4.8%	0,81 [0,39-1,70]
Revenus bas	6.4%	<b>2,63 [1,43-4,84]**</b>		<b>4,96 [1,77-13,93]**</b>	<b>3,31 [1,13-9,65]*</b>	7.9%	2,23 [0,82-6,08]‡
<b>Proportion élevée de personnes sans diplôme dans le quartier de résidence</b>							
Non	5.1%	Ref.		Ref.	Ref.	4.3%	Ref.
Oui	5.7%	1,31 [0,83-2,07]‡		0,70 [0,36-1,33]	0,74 [0,38-1,45]	8.1%	1,77 [0,94-3,33]‡
<b>Proportion élevée de chômeurs dans le quartier de résidence</b>							
Non	4.4%	Ref.		Ref.	Ref.	4.2%	Ref.
Oui	7.8%	<b>1,70 [1,11-2,56]*</b>		1,19 [0,66-2,13]	0,88 [0,49-1,61]	7.7%	0,67 [0,39-1,14]‡
<b>Proportion élevée de personnes âgées de moins de 25 ans dans le quartier de résidence</b>							
Non	5.1%	Ref.		Ref.	Ref.	4.8%	Ref.
Oui	5.7%	1,19 [0,76-1,85]		0,80 [0,48-1,32]	0,76 [0,45-1,29]	5.7%	<b>0,50 [0,30-0,81]**</b>
<b>Proportion élevée de familles monoparentales dans le quartier de résidence</b>							
Non	4.4%	Ref.		Ref.	Ref.	4.6%	Ref.
Oui	7.4%	<b>1,99 [1,34-2,96]***</b>		<b>1,95 [1,28-2,97]**</b>	<b>1,75 [1,12-2,72]*</b>	6.1%	1,15 [0,76-1,74]
<b>Proportion élevée de personnes étrangères dans le quartier de résidence</b>							
Non	5.0%	Ref.		Ref.	Ref.	4.5%	Ref.
Oui	5.8%	1,18 [0,75-1,85]		0,68 [0,37-1,26]‡	0,62 [0,33-1,17]‡	6.4%	<b>0,50 [0,28-0,91]*</b>
<b>Nombre d'ophtalmologiste(s) dans l'IRIS de résidence et les IRIS adjacents</b>							
Aucun	5.3%	Ref.		Ref.	Ref.	4.7%	Ref.
Au moins 1	4.4%	0,78 [0,34-1,82]		1,05 [0,49-2,23]	0,96 [0,44-2,09]	6.9%	<b>2,03 [1,03-3,99]*</b>
<b>Variation inter-quartiers</b>							
	<b>Modèle vide</b>		<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle vide</b>	<b>Modèle 3</b>
Variance (std. error)	0.287 (0.133)		0.115 (0.098)	0.021 (0.073)	0.007 (0.070)	0.334 (0.137)	0 (0)
ORm	1.67		1.38	1.15	1.08	1.74	1

<sup>a</sup> Proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois (données pondérées et redressées)  
\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

### Comparaison des facteurs associés en 2005 et 2010

En 2005, le renoncement aux appareillages visuels pour raisons financières touchait, toutes choses égales par ailleurs, davantage les femmes que les hommes alors que les modèles ne montrent pas de différence en 2010. Les personnes de nationalité étrangère avaient tendance à moins renoncer aux soins que les autres en 2005, tandis qu'il n'y avait plus de différence significative en 2010. Même si les différences ne sont pas significatives ni en 2005 ni en 2010, la situation des bénéficiaires de la CMUc semble s'être inversée : ils renonçaient moins fréquemment en 2005 à ce type de soins que les personnes couvertes par une mutuelle ou assurance privée mais plus fréquemment en 2010. Pour les personnes étant couvertes par la Sécurité sociale uniquement, le risque a également augmenté (OR passant de 1,70 à 2,04 mais les intervalles de confiance se chevauchent). L'effet du niveau d'éducation n'était pas significatif en 2005. Enfin, les personnes résidant dans un quartier classé ZUS renonçaient plus en 2005 à ce type de soins alors que la différence n'était pas significative en 2010.

Tout comme les soins dentaires, les appareillages visuels pâtissent, historiquement, d'un mauvais remboursement<sup>13,95-97</sup>. Si le taux de remboursement par la Sécurité sociale s'élève à 65 % du tarif de référence, ce dernier est tellement faible par rapport au coût réel que plusieurs auteurs estiment que la couverture publique pour la population générale est, de fait, inexistante<sup>13, 95</sup>. De plus, les lentilles de contact ne sont remboursées par la Sécurité sociale que dans des cas très spécifiques (tels que l'astigmatisme irrégulier ou la myopie égale ou supérieure à 8 dioptries, par exemple)<sup>105</sup>.

Dans ce contexte de faible remboursement, un nombre croissant de mutuelles et d'assurances santé privées offrent des plans spécifiques pour les soins hors nomenclature, et notamment pour les soins visuels hors nomenclature ou très peu remboursés par la Sécurité sociale<sup>99-101</sup>. Il

est important de noter ici que si les bénéficiaires de la CMUc bénéficient d'une couverture gratuite des lunettes (et en théorie sans avance de frais)<sup>96,102,103</sup>, celle-ci est en réalité limitée<sup>95,96</sup> : par exemple en 2011, les montures de lunettes sont prises en charge jusqu'à hauteur de 22,90 euros et les verres entre 54,60 euros et 137,20 euros en fonction du degré de correction<sup>103</sup>. Ainsi, malgré la possibilité de recourir à des plans spéciaux (mutuelle ou assurance privée) et une prise en charge plus importante pour les bénéficiaires de la CMUc, le coût des appareillages visuels restant à la charge des individus est très important. On comprend alors pourquoi l'effet du niveau de revenu est si marqué et que la situation est encore plus difficile, à niveau de revenus égal, pour les personnes qui n'ont aucune couverture additionnelle.

La situation risque de s'aggraver dans les années à venir puisque le taux de remboursement est passé de 65 % à 60 % en mai 2011. S'il apparaît nécessaire de modifier le processus de remboursement des appareillages visuels, un changement drastique serait peut-être plus bénéfique. Pourquoi ne pas envisager de supprimer totalement la couverture par le régime général telle qu'elle existe aujourd'hui et proposer d'autres types plus ciblés et de meilleure qualité ? En effet, la couverture actuelle est si faible qu'elle paraît inexistante pour les patients, alors même qu'elle engendre un coût certain de traitement administratif. Il serait peut-être intéressant de concentrer les efforts sur les bénéficiaires de la CMUc et les personnes au-dessus du seuil d'éligibilité mais vivant des situations financières précaires.

#### ***Incidence du renoncement aux soins entre 2005 et 2010***

L'incidence du renoncement aux appareillages visuels est relativement faible (4,8 %), de même que sa persistance (28,0 %) (tableau 15). Comme le laissait présager la comparaison entre 2005 et 2010, l'origine des personnes (en référence aux Français nés de parents Français : OR=2,08; IC95 %=[1,07-4,01] pour les Français de parents étrangers et OR=2,65; IC95 %=[1,04-6,74] pour les étrangers) ainsi qu'une dégradation de la situation financière (OR=1,95; IC95 %=[1,05-3,64]) étaient significativement associées à un risque plus élevé de renoncement aux soins pour aides visuelles (tableau 16).

**Tableau 15 - Évolution du renoncement aux appareillages visuels entre 2005 et 2010, Cohorte SIRS**

		2010	
		Renoncement	Pas de renoncement
2005	Renoncement	26 (28,0%)	67 (72,0%)
	Pas de renoncement	60 (4,8%)	1197 (95,2%)

**Tableau 16 - Incidence du renoncement aux appareillages visuels pour raisons financières entre 2005 et 2010. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS (n=1197)**

<b>Facteurs individuels</b>			
<b>Sexe</b>		<b>Perte couverture complémentaire</b>	
Hommes	Ref.	Non	Ref.
Femmes	1,25 [0,69-2,28]	Oui	1,68 [0,58-4,90]
<b>Groupe d'âge</b>		<b>Perte CMU-C</b>	
18-29 ans	Ref.	Non	Ref.
30-44 ans	0,51 [0,20-2,30]‡	Oui	1,90 [0,20-18,28]
45-59 ans	0,80 [0,33-1,94]	<b>Dégradation des revenus mensuels du ménage par UC</b>	
60 ans et plus	0,61 [0,22-1,67]	Non	Ref.
<b>Origine</b>		Oui	1,95 [1,05-3,64]*
Français de parents Français	Ref.	<b>Dégradation de la perception de sa propre situation financière</b>	
Français de parent(s) étranger(s)	2,08 [1,07-4,01]*	Non	Ref.
Etranger	2,65 [1,04-6,74]*	Oui	0,71 [0,28-1,79]
<b>Niveau d'études</b>		<b>Dégradation du statut d'emploi</b>	
Primaire ou inférieur	Ref.	Non	Ref.
Secondaire	1,20 [0,47-3,08]	Oui	1,71 [0,77-3,79]‡
Supérieur	0,68 [0,24-1,93]	<b>Dégradation de l'état de santé</b>	
<b>Facteurs contextuels</b>		Non	Ref.
<b>Type de quartier de résidence</b>		Oui	1,62 [0,80-3,30]‡
Non ZUS - Moyen et Supérieur	Ref.	<b>Nouvel évènement difficile</b>	
Non ZUS - Ouvrier	0,95 [0,35-2,60]	Non	Ref.
ZUS	0,77 [0,28-2,13]	Oui	1,29 [0,63-2,64]
<b>Revenus des ménages du quartier (Quartiles)</b>		<b>Dégradation de l'isolement social</b>	
Revenus élevé	Ref.	Non	Ref.
Revenus moyen-élevé	1,55 [0,61-3,95]	Oui	2,23 [0,95-5,20]‡
Revenus moyen-bas	1,40 [0,47-4,18]		
Revenus bas	0,86 [0,23-3,19]		

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

### ***Le renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 – Le cas des consultations & soins de spécialistes***

Bien que le renoncement aux soins de spécialistes pour raisons financières a significativement diminué entre 2005 (3,8 % IC95 %=[3,1-4,5]) et 2010 (2,7 % IC95 %=[2,1-3,3]), il n'en reste pas moins qu'il se place au troisième rang des motifs de renoncement.

Le modèle vide indique une forte variation entre IRIS statistiquement significative (variance=0,675, ORm= 2,19) (tableau 17). Cette variation est fortement diminuée mais pas totalement expliquée lorsque l'on ajuste sur l'ensemble des facteurs individuels (Modèle 1, Variance=0,398, ORm=1,83) et encore plus sur l'ensemble des facteurs contextuels (Modèle 2, Variance=0,096, ORm=1,34). En tenant compte à la fois des facteurs individuels et contextuels, la variabilité entre quartier est encore diminuée mais persiste (Modèle 3, Variance=0,075, ORm=1,30).

Concernant les facteurs démographiques, les personnes de nationalité étrangère et les Français de parent(s) étranger(s) avaient tendance à renoncer plus fréquemment aux soins spécialistes en 2010 que les Français nés de parents Français mais l'effet n'était « significatif » qu'à 10 %. De même, l'effet de la couverture santé semble seulement marginal : OR=0,56, IC05 %=[0,23-1,38] pour les bénéficiaires de la CMUc et OR=1,85, IC95 %=[0,88-3,89] pour les personnes sans couverture complémentaires en comparaison des personnes bénéficiant d'une assurance privée (significatif à 25 % et 10 % respectivement). Cela peut renvoyer au fait que, contrairement aux soins dentaires ou optiques, le tarif de remboursement fixé pour les consultations correspond au tarif réel pour tous les médecins en secteur 1 qui restent majoritaires en France (du moins dans les spécialités non chirurgicales) même si, pour ceux

du secteur 2, les taux de dépassement ne cessent d'augmenter depuis le milieu des années 1990 (à l'exception notable des cardiologues) et sont particulièrement élevés en région parisienne<sup>106</sup>. De plus, ces dépassements d'honoraires sont en général couverts la plupart des mutuelles et interdits auprès des bénéficiaires de la CMUc. En revanche, l'aspect financier semble une barrière majeure pour accéder à des soins spécialisés. Les OR sont compris entre 4,4 et 5,7 pour les personnes faisant partie des trois catégories les moins aisées et celles estimant leur situation financière comme difficile. De manière surprenante, l'état de santé était seulement à la limite de la significativité (à un seuil de 5 %) mais les perceptions de santé ainsi que l'ensemble des variables psychosociales étaient significativement associées à un risque accru de renoncement aux soins.

Contrairement aux autres cas, le type du quartier de résidence a ici un effet très important : le fait de vivre dans un quartier de type moyen ou supérieur diminue significativement la probabilité de renoncer à des soins de spécialistes. Enfin, si une plus grande densité médicale dans le quartier de résidence semblait réduire la probabilité de renoncement à des soins spécialisés en analyses bivariées, après ajustement sur l'ensemble des autres facteurs contextuels et individuels, l'effet n'était plus significatif. Au total, plutôt qu'un effet direct de la densité de spécialistes et donc de leur accessibilité géographique<sup>14</sup>, c'est plutôt, globalement, le type socioéconomique du quartier de résidence qui semble jouer. Même si les deux ne sont pas indépendants (l'installation des spécialistes répondant également à une logique de marché), on observe donc globalement des inégalités territoriales fortes de renoncement aux soins de spécialistes qui ne se résument pas à des effets de composition socioéconomique différent des populations qui y vivent mais fait intervenir également des normes d'usages de la médecine spécialisée différents entre groupes sociaux et entre territoires.

En 2005, le renoncement à des soins de spécialistes pour raisons financières était bien plus fréquent chez les femmes que chez les hommes (la différence étant non significative en 2010). L'effet marginal de l'origine migratoire était également constaté. Une différence majeure par rapport à 2010 réside dans l'effet très significatif de l'absence de couverture maladie en 2005 (OR=2,44, IC95 %=[1,44-4,11]) mais un effet plus nuancé de l'effet du revenu en 2005 qu'en 2010 (OR compris entre 1,42 et 2,76). Par ailleurs, le type de quartier n'était pas associé en 2005 alors que l'effet apparaît très marqué en 2010.

---

<sup>14</sup> Soulignons que leur accessibilité financière n'a pas été étudiée de façon contextuelle puisque nous ne disposons pas, dans le système d'information géographique de SIRS, de données spatialisées sur le secteur d'activité des médecins.

**Tableau 17 - Facteurs associés au renoncement aux soins spécialistes pour raisons financières au cours des 12 derniers mois: Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS**

	2010 (n=2747)					2005 (n=2911)	
	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèles bivariés OR [IC 95%]	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]	Modèle 3 ORa [IC95%]	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèle Final ORa [IC95%]
<b>Facteurs individuels</b>							
<b>Sexe</b>							
Hommes	2.2%	Ref.	Ref.		Ref.	2.3%	Ref.
Femmes	2.8%	<b>1,64 [1,02-2,64]*</b>	1,35 [0,80-2,27]		1,33 [0,79-2,24]	5.2%	<b>2,03 [1,30-3,18]**</b>
<b>Groupe d'âge</b>							
18-29 ans	2.4%	Ref.	Ref.		Ref.	5.1%	Ref.
30-44 ans	3.3%	1,33 [0,63-2,78]	1,18 [0,49-2,82]		1,20 [0,50-2,85]	3.9%	0,85 [0,47-1,53]
45-59 ans	2.4%	1,21 [0,57-2,57]	1,06 [0,42-2,64]		1,05 [0,42-2,62]	4.0%	0,85 [0,45-1,61]
60 ans et plus	1.6%	0,75 [0,33-1,67]	0,61 [0,14-2,66]		0,66 [0,15-2,85]	2.3%	0,85 [0,29-2,50]
<b>Origine</b>							
Français de parents Français	1.7%	Ref.	Ref.		Ref.	3.6%	Ref.
Français de parent(s) étranger(s)	4.3%	<b>2,05 [1,24-3,38]**</b>	1,62 [0,94-2,81]†		1,66 [0,96-2,87]†	4.7%	0,98 [0,62-1,57]
Etranger	4.0%	<b>1,90 [1,02-3,56]*</b>	1,72 [0,85-3,48]†		1,69 [0,84-3,42]†	3.6%	0,63 [0,33-1,21]‡
<b>Couverture maladie</b>							
Sécurité Sociale + Mutuelle (ou ALD)	1.9%	Ref.	Ref.		Ref.	2.9%	Ref.
CMU-C	5.4%	1,36 [0,62-2,97]	0,61 [0,25-1,49]		0,56 [0,23-1,38]‡	7.0%	0,73 [0,36-1,50]
Sécurité Sociale seule	23.7%	<b>2,31 [1,22-4,37]*</b>	1,82 [0,87-3,82]†		1,85 [0,88-3,89]†	10.9%	<b>2,44 [1,44-4,11]***</b>
<b>Revenus mensuels du ménage par UC (Quartiles)</b>							
Revenus élevé	0.2%	Ref.	Ref.		Ref.	1.3%	Ref.
Revenus moyen-élevé	1.7%	<b>7,66 [1,74-33,63]**</b>	4,47 [0,97-20,54]†		4,44 [0,95-20,72]†	1.9%	1,42 [0,63-3,18]
Revenus moyen-bas	4.1%	<b>13,54 [3,18-57,63]***</b>	<b>4,98 [1,09-22,72]*</b>		<b>4,64 [1,00-21,43]*</b>	5.6%	1,86 [0,84-4,11]†
Revenus bas	4.8%	<b>20,47 [4,85-86,48]***</b>	<b>6,02 [1,28-28,37]*</b>		<b>5,71 [1,19-27,41]*</b>	7.3%	<b>2,76 [1,18-6,42]*</b>
<b>Perception de sa propre situation financière</b>							
Bonne	0.6%	Ref.	Ref.		Ref.	1.4%	Ref.
Mauvaise	5.2%	<b>10,96 [5,23-22,98]***</b>	<b>5,41 [2,48-11,82]**</b>		<b>5,32 [2,44-11,61]***</b>	6.8%	<b>2,40 [1,45-3,96]***</b>
<b>Niveau d'études</b>							
Primaire ou inférieur	3.1%	Ref.	Ref.		Ref.	3.5%	Ref.
Secondaire	3.4%	1,85 [0,82-4,15]†	1,64 [0,68-3,98]		1,75 [0,72-4,26]‡	5.3%	1,91 [0,95-3,86]†
Supérieur	1.9%	0,94 [0,39-2,24]	1,56 [0,59-4,12]		1,79 [0,66-4,85]	2.8%	1,95 [0,88-4,33]†
<b>Statut d'emploi</b>							
Actif	2.5%	Ref.	Ref.		Ref.	2.9%	Ref.
Étudiant	1.0%	0,92 [0,28-3,07]	0,99 [0,47-2,11]		0,91 [0,22-3,73]	5.5%	1,16 [0,48-2,80]
Chômeur	6.5%	<b>1,93 [1,00-3,74]*</b>	1,62 [0,46-5,70]		0,93 [0,44-1,96]	10.9%	<b>2,15 [1,23-3,76]**</b>
Retraité	2.0%	0,80 [0,46-1,40]	0,53 [0,21-1,34]‡		1,51 [0,44-5,24]	1.9%	0,35 [0,12-1,02]‡
Inactif	1.8%	0,96 [0,42-2,19]	0,89 [0,21-3,72]		0,50 [0,20-1,26]‡	5.0%	1,08 [0,57-2,04]
<b>Problème de santé (au moins un)</b>							
Non	1.5%	Ref.	Ref.		Ref.	1.8%	Ref.
Oui	3.0%	<b>2,91 [1,52-5,56]***</b>	1,89 [0,93-3,83]†		<b>2,03 [1,00-4,14]*</b>	4.8%	1,17 [0,71-1,92]
<b>Médecin régulier</b>							
Non	2.4%	Ref.	Ref.		Ref.	4.0%	Ref.
Oui	2.5%	1,27 [0,54-2,97]	1,21 [0,48-3,08]		1,27 [0,49-3,24]	3.8%	1,45 [0,75-2,83]
<b>Représentations de santé négatives (moyenne)</b>							
	2.730	<b>2,61 [1,65-4,11]***</b>	1,64 [0,96-2,78]†		<b>1,70 [1,00-2,89]*</b>	2.625	<b>2,54 [1,63-3,98]***</b>
<b>Difficultés vécues pendant l'enfance</b>							
Aucune	2.737	Ref.	Ref.		Ref.	2.768	Ref.
De 1 à 2	3.6%	<b>2,27 [1,38-3,74]***</b>	1,63 [0,95-2,79]†		1,69 [0,99-2,89]†	3.4%	1,09 [0,68-1,76]
De 3 à 10	4742.0%	<b>3,94 [2,17-7,14]***</b>	<b>1,94 [1,01-3,74]*</b>		<b>2,01 [1,04-3,87]*</b>	8.8%	<b>3,24 [1,94-5,39]***</b>
<b>Difficultés vécues à l'âge adulte</b>							
Aucune	1.8%	Ref.	Ref.		Ref.	2.8%	Ref.
1	4.9%	<b>3,04 [1,73-5,35]***</b>	<b>1,96 [1,07-3,59]*</b>		<b>1,98 [1,08-3,63]*</b>	6.7%	1,50 [0,88-2,57]†
De 2 à 6	5.6%	<b>5,33 [3,20-8,86]***</b>	<b>3,06 [1,74-5,36]***</b>		<b>3,12 [1,79-5,46]***</b>	11.4%	<b>1,92 [1,16-3,16]*</b>
<b>Isolement social</b>							
Se sent (plutôt) entouré	1.9%	Ref.	Ref.		Ref.	3.1%	Ref.
Se sent (plutôt) seul	6.4%	<b>2,95 [1,86-4,68]***</b>	<b>1,69 [1,01-2,82]*</b>		1,64 [0,98-2,74]†	8.2%	<b>1,72 [1,12-2,63]**</b>
<b>Score de mobilité (Concentration des activités dans le quartier de résidence)</b>							
< 0.8	2.6%	Ref.	Ref.		Ref.	3.6%	Ref.
≥ 0.8	2.2%	0,80 [0,43-1,48]	0,68 [0,35-1,32]		0,68 [0,34-1,33]	4.9%	1,24 [0,75-2,05]

<sup>a</sup> Proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois (données pondérées et redressées)

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

**Tableau 17 - Facteurs associés au renoncement aux soins spécialistes pour raisons financières au cours des 12 derniers mois: Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS (suite)**

	2010 (n=2747)			2005 (n=2911)			
	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèles bivariés OR [IC 95%]	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]	Modèle 3 ORa [IC95%]	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèle Final ORa [IC95%]
<b>Facteurs contextuels</b>							
<b>Type de quartier de résidence</b>							
Non ZUS - Moyen et Supérieur	1.3%	Ref.		Ref.	Ref.	3.0%	Ref.
Non ZUS - Ouvrier	4.2%	2,73 [1,40-5,29]**		2,42 [1,00-5,90]*	2,75 [1,06-7,10]*	5.0%	1,4 [0,70-2,90]
ZUS	6.2%	4,16 [2,27-7,64]***		3,04 [1,19-7,75]*	3,34 [1,25-8,90]*	6.5%	1,66 [0,81-3,41]‡
<b>Revenus mensuels des ménages dans le quartier de résidence (Quartiles)</b>							
Revenus élevé	1.6%	Ref.		Ref.	Ref.	1.6%	Ref.
Revenus moyen-élevé	2.0%	1,58 [0,59-4,18]		1,19 [0,45-3,16]	0,65 [0,24-1,78]	4.4%	1,42 [0,73-2,76]
Revenus moyen-bas	2.9%	3,10 [1,23-7,79]*		0,90 [0,29-2,82]	0,44 [0,14-1,39]†	5.3%	1,00 [0,41-2,42]
Revenus bas	4.7%	3,08 [1,23-7,69]**		0,53 [0,10-2,79]	0,19 [0,03-1,05]‡	4.7%	0,65 [0,17-2,42]
<b>Proportion élevée de personnes sans diplôme dans le quartier de résidence</b>							
Non	1.8%	Ref.		Ref.	Ref.	3.5%	Ref.
Oui	5.4%	2,44 [1,31-4,54]**		1,20 [0,50-2,86]	1,28 [0,50-3,27]	4.9%	1,1 [0,52-2,48]
<b>Proportion élevée de chômeurs dans le quartier de résidence</b>							
Non	1.8%	Ref.		Ref.	Ref.	3.1%	Ref.
Oui	4.5%	2,41 [1,32-4,41]**		1,49 [0,61-3,62]	1,20 [0,48-3,01]	5.9%	1,19 [0,61-2,35]
<b>Proportion élevée de personnes âgées de moins de 25 ans dans le quartier de résidence</b>							
Non	1.8%	Ref.		Ref.	Ref.	3.7%	Ref.
Oui	4.5%	2,61 [1,46-4,67]**		1,81 [0,91-3,62]†	2,04 [0,99-4,20]†	4.1%	0,88 [0,50-1,53]
<b>Proportion élevée de familles monoparentales dans le quartier de résidence</b>							
Non	2.1%	Ref.		Ref.	Ref.	3.7%	Ref.
Oui	3.5%	2,12 [1,16-3,89]*		1,02 [0,52-1,99]	0,76 [0,38-1,53]	3.9%	0,53 [0,31-0,89]*
<b>Proportion élevée de personnes étrangères dans le quartier de résidence</b>							
Non	2.1%	Ref.		Ref.	Ref.	3.6%	Ref.
Oui	3.8%	1,58 [0,82-3,05]‡		0,85 [0,34-2,13]	0,81 [0,31-2,12]	4.3%	0,74 [0,36-1,52]
<b>Nombre de spécialiste(s) dans l'IRIS de résidence et les IRIS adjacents</b>							
Aucun	2.8%	Ref.		Ref.	Ref.	4.5%	Ref.
De 1 à 3	2.8%	0,90 [0,44-1,88]		1,28 [0,68-2,4]	1,63 [0,84-3,18]†	4.0%	0,97 [0,60-1,59]
4 ou plus	1.9%	0,44 [0,18-1,07]‡		1,00 [0,36-2,76]	1,00 [0,35-2,87]	2.7%	0,81 [0,42-1,58]
<b>Variation inter-quartiers</b>							
	<b>Modèle vide</b>		<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle vide</b>	<b>Modèle 3</b>
Variance (std. error)	0.675 (0.316)		0,398 (0,254)	0,096 (0,136)	0,075 (0,145)	0.063 (0.093)	0 (0)
ORm	2.19		1.83	1.34	1.30	1.27	1

<sup>a</sup> Proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois (données pondérées et redressées)

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

Ces résultats semblent confirmer la loi inverse de l'accès aux soins qui s'observe au niveau des consultations auprès de médecins généralistes et spécialistes. De nombreux pays ont organisé leurs systèmes de santé autour d'un principe de *gatekeeping*, selon lequel l'accès aux spécialistes doit être limité aux patients préalablement référés par un médecin généraliste. Si les patients plus défavorisés sont plus à risque de morbidité, ils devraient être plus nombreux à recevoir des soins spécialisés suite à une consultation avec un médecin généraliste. Or une étude de l'Organisation de coopération et de développements économiques (OCDE) portant sur les taux annuels de consultations (en 2002) montre des résultats bien différents en ce qui concerne les généralistes et les spécialistes<sup>107</sup>. En France, comme dans la plupart des autres pays de l'OCDE, les taux de consultations de médecins généralistes sont distribués de manière assez égalitaire dans toutes les catégories de revenus de la population. À l'inverse, à besoin de santé comparable, il s'avère que les personnes ayant de hauts revenus ont significativement plus de chance d'avoir recours à un médecin spécialiste que des personnes plus pauvres.

Plus récemment, une étude réalisée en Ontario a également montré qu'une couverture gratuite et équitable n'induit pas nécessairement un accès équitable aux spécialistes. En effet, si les auteurs n'y ont pas mis en évidence de différence significative entre le niveau de revenus et les taux de consultations avec un médecin (généraliste ou spécialiste), un gradient persiste pour les consultations de spécialistes en fonction du niveau d'éducation<sup>108</sup>. Si les patients socio-économiquement privilégiés ont davantage recours à des médecins spécialistes, il n'est pas certain que cela traduise un réel besoin différentiel. À l'inverse, les patients les plus désavantagés socialement ne semblent pas en mesure d'accéder aussi facilement à ce type de soins, ce qui pourrait avoir pour effet d'accroître les inégalités<sup>107</sup>.

## Incidence du renoncement aux soins entre 2005 et 2010

Si l'incidence de renoncement aux soins spécialistes pour raisons financières est très faible (2,2 %), nos analyses suggèrent que des difficultés de vie (perte d'emploi, isolement social ou autre évènement difficile) ont un impact particulier sur la survenue d'un tel renoncement : les forces d'associations observées ici sont particulièrement élevées. Ce résultat est assez logique : si on admet que les usages de recours aux spécialistes sont largement différenciés entre groupes sociaux et correspondent à des besoins et des normes qui, une fois établies, sont assez « fixés » chez un individu, ce sont ce type d'accidents biographiques qui influent sur les capacités financières à y accéder désormais qui jouent un rôle particulièrement important.

**Tableau 18 - Évolution du renoncement aux soins spécialistes entre 2005 et 2010, Cohorte SIRS**

		2010	
		Renoncement	Pas de renoncement
2005	Renoncement	17 (28,3%)	43 (71,7%)
	Pas de renoncement	28 (2,2%)	1261 (97,7%)

**Tableau 19 - Incidence du renoncement aux soins spécialistes pour raisons financières entre 2005 et 2010. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS (n=1224)**

Facteurs individuels		Facteurs contextuels	
<b>Sexe</b>		<b>Perte couverture complémentaire</b>	
Hommes		Non	
Femmes	2,34 [0,79-6,91]†	Oui	0,71 [0,08-6,14]
<b>Groupe d'âge</b>		<b>Dégradation des revenus mensuels du ménage par UC</b>	
18-29 ans		Non	
30-44 ans	0,33 [0,09-1,25]†	Oui	0,56 [0,17-1,85]
45-59 ans	0,47 [0,13-1,77]	<b>Dégradation de la perception de sa propre situation financière</b>	
60 ans et plus	0,25 [0,05-1,27]†	Non	
<b>Origine</b>		Oui	1,19 [0,32-4,43]
Français de parents Français		<b>Dégradation du statut d'emploi</b>	
Français de parent(s) étranger(s)	1,49 [0,52-4,31]	Non	
Etranger	1,57 [0,34-7,26]	Oui	3,46 [1,09-10,96]*
<b>Niveau d'études</b>		<b>Dégradation de l'état de santé</b>	
Primaire ou inférieur		Non	
Secondaire	1,15 [0,30-4,37]	Oui	0,41 [0,08-2,10]
Supérieur	0,23 [0,05-1,14]†	<b>Nouvel évènement difficile</b>	
<b>Facteurs contextuels</b>		Non	
<b>Type de quartier de résidence</b>		Oui	6,22 [2,56-15,11]***
Non ZUS - Moyen et Supérieur		<b>Dégradation de l'isolement social</b>	
Non ZUS - Ouvrier	1,44 [0,27-7,72]	Non	
ZUS	3,29 [0,71-15,37]†	Oui	4,51 [1,56-13,02]**
<b>Revenus des ménages du quartier (Quartiles)</b>			
Revenus élevé			
Revenus moyen-élevé	1,90 [0,45-8,06]		
Revenus moyen-bas	0,47 [0,07-3,05]		
Revenus bas	0,46 [0,06-3,36]		

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

## ***Le renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 – Le cas des médicaments***

Le dernier type de soins que nous aborderons dans ce rapport concerne les médicaments. Si la proportion de renoncement est relativement faible pour ce type de soins (1,8 % IC95 %=[1,4-2,3] et 1,6 % IC95 %=[1,1-2,0] respectivement), la diminution entre 2005 et 2010 était non significative alors que le taux était divisé par deux pour l'ensemble des autres types de soins peu mentionnés (comme les séances de kinésithérapie, les actes diagnostiques ou les consultations avec un médecin généraliste). De ce fait, les médicaments sont passés de la 7<sup>ème</sup> à la 4<sup>ème</sup> position concernant le rang des soins auxquels les Franciliens renoncent le plus fréquemment.

Le modèle vide indique une variation entre IRIS beaucoup plus importante que dans les cas précédents (variance=1,165, ORm= 2,80) (tableau 20). Cette variation est légèrement diminuée lorsque l'on ajuste sur l'ensemble des facteurs individuels (Modèle 1, Variance=1,056, ORm=2,67). En revanche, la variance inter-quartier diminue de manière drastique lorsque l'on ajuste sur l'ensemble des facteurs contextuels (Modèle 2, Variance=0,147, ORm=1,44). En tenant compte à la fois des facteurs individuels et contextuels, la variabilité entre quartiers est encore diminuée mais persiste (Modèle 3, Variance=0,178, ORm=1,50). De nouveau, le faible nombre d'évènements et la taille de l'échantillon ne permettent pas d'avoir une puissance statistique importante – si bien que nous avons dû, notamment, regrouper les deux catégories de revenus les plus hautes pour cause d'effectifs insuffisants.

Contrairement aux analyses précédentes, le renoncement à des médicaments pour raisons financières est plus élevé chez les personnes les plus jeunes (18-29 ans) et l'effet du genre et de l'origine étaient peu ou pas significatifs.

Concernant les facteurs socioéconomiques, la perception de difficultés financières semble prendre le pas sur la situation financière objective (OR=11,24 ; IC95 %=[2,55-49,59]). En effet, bien que très significatif en analyses bivariées, les associations entre renoncement à des médicaments et couverture par la CMUc ou le niveau de revenu du ménage disparaissent après ajustement sur cette perception de la situation financière. L'état de santé ne semble pas influencer ce type de renoncement non plus, toutes choses égales par ailleurs. Cela pourrait renvoyer au fait qu'une partie des médicaments que les personnes ont renoncé à acheter, faute de moyens financiers, était des médicaments non prescrits par des médecins – et par conséquent non remboursés par la Sécurité sociale. En revanche, le fait de se percevoir seul et d'avoir vécu des trajectoires de vie difficiles semblent de nouveau être associés à une plus forte probabilité de renoncement.

Il est bien difficile d'aller plus loin dans l'analyse et l'interprétation de ces résultats très globaux, faute de connaître le type, la classe, les motifs de prescription et le taux de remboursement des médicaments en question. De ce point de vue, il est certain que les données de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) de l'IRDES sont plus riches en enseignement, notamment dans le contexte actuel de déremboursement de nombreux médicaments et d'instauration de franchises par boîte de médicaments. On rappellera ici qu'une analyse des données 2008 de l'ESPS a montré que 12 % de la population des assurés sociaux des trois régimes principaux de l'assurance maladie déclaraient avoir modifié leurs

achats de médicaments suite à la mise en place de ces franchises, avec une probabilité deux fois plus élevée chez ceux ayant de faibles revenus (moins de 870 euros par mois) que chez ceux gagnant plus de 1 167 euros par mois, et une fréquence également légèrement supérieure chez les personnes souffrant d'une maladie chronique <sup>109</sup>. L'impact des déremboursements est, lui, plus difficile à mesurer puisqu'il peut s'accompagner d'une substitution des prescriptions (et des achats) en faveur d'autres médicaments ou classes médicamenteuses encore remboursés (voir par exemple l'augmentation de la prescription des antitussifs et des bronchodilatateurs suite au déremboursement, par ailleurs médicalement discutable, des mucolytiques) <sup>110</sup>. Il est en outre possible que, même dans le cas d'une substitution de prescription expliquée par un médecin, une telle situation provoque un sentiment de renoncement quant à l'achat du médicament initial.

Contrairement aux autres types de renoncement aux soins, le renoncement à des médicaments était plus fréquent dans les quartiers de type moyen et supérieur. Il semblerait que cela soit en partie dû à une modification de l'effet statistique du type du quartier lors de l'ajustement sur le niveau de revenu moyen ou la proportion de jeunes du quartier. Toutefois, nous n'avons pas pu mettre en évidence d'interaction entre ces facteurs. Par ailleurs, vivre dans un quartier où la proportion de personnes de moins de 25 ans est importante semblait protéger contre le risque de renoncement aux soins. Enfin, un niveau élevé de revenu des ménages du quartier de résidence diminuait la fréquence de renoncement aux soins, mais l'effet n'était que marginalement significatif. La présence de pharmacies (2 pharmacies ou plus dans la zone) semblait faiblement associée à une fréquence plus importante de renoncement aux soins.

En comparaison de cette situation de 2010, on notait en 2005 un effet significatif du manque de couverture complémentaire et du fait de résider dans un quartier ouvrier. Par ailleurs, les trajectoires de vie semblaient également associées au renoncement à des médicaments mais l'isolement social ne l'était pas.

Si les estimations de ces modèles sont difficilement interprétables en raison de la faible puissance statistique, il n'en reste pas moins que le renoncement à des médicaments pour raisons financières a connu l'évolution la plus défavorable entre 2005 et 2010 comparativement à tous les autres types de soins interrogés. À l'exception des médicaments prix en charge à 100 % dans le cadre des ALD, deux tarifs de remboursement coexistent en France : 65 % pour les médicaments au service rendu jugé important (vignette blanche) et seulement 35 % pour les médicaments dits de confort (vignette bleu). Depuis le 2 mai 2011, le taux de remboursement a été abaissé de 5 points de pourcentage, passant ainsi à 60 % et 30 % respectivement – ce qui risque d'impacter encore plus négativement le renoncement aux soins. Par ailleurs, bien que les prix des médicaments ont toujours été bien règlementés et remboursés à valeur réelle par la Sécurité sociale (dépassement d'honoraires impossible sur les produits pharmaceutiques prescrits), la liste des médicaments remboursables n'a cessé d'être revue à la baisse aux cours des dix dernières années. On pourra en outre mettre en relation cette évolution du renoncement avec la mise en place, depuis 2006, de politiques successives plus drastiques (certes progressives avec le passage temporaire à la vignette orange offrant une couverture à hauteur de 15 %) de déremboursement de nombreux médicaments au rendement jugé insuffisant.

**Tableau 20 - Facteurs associés au renoncement à des médicaments pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS**

	2010 (n=2739)					2005 (n=2911)	
	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèles bivariés OR [IC 95%]	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]	Modèle 3 ORa [IC95%]	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèle Final ORa [IC95%]
<b>Facteurs individuels</b>							
<b>Sexe</b>							
Hommes	0.7%	Ref.	Ref.		Ref.	1.5%	Ref.
Femmes	2.0%	1,85 [0,91-3,74]†	1,60 [0,74-3,48]‡		1,50 [0,69-3,26]	2.0%	1,22 [0,68-2,22]
<b>Groupe d'âge</b>							
18-29 ans	2.0%	Ref.	Ref.		Ref.	3.6%	Ref.
30-44 ans	0.9%	0,45 [0,17-1,21]‡	<b>0,27 [0,09-0,88]*</b>		<b>0,26 [0,08-0,82]*</b>	1.1%	<b>0,31 [0,14-0,69]**</b>
45-59 ans	1.6%	0,64 [0,25-1,62]	0,34 [0,11-1,09]‡		0,32 [0,10-1,03]‡	1.7%	0,47 [0,21-1,05]‡
60 ans et plus	1.4%	0,59 [0,23-1,53]	0,14 [0,02-1,19]‡		0,11 [0,01-1,08]‡	0.8%	0,69 [0,19-2,56]
<b>Origine</b>							
Français de parents Français	0.8%	Ref.	Ref.		Ref.	1.6%	Ref.
Français de parent(s) étranger(s)	2.5%	<b>2,28 [1,14-4,69]*</b>	1,81 [0,80-4,10]‡		1,77 [0,79-4,00]‡	1.7%	0,60 [0,29-1,25]‡
Etranger	3.2%	2,30 [0,96-5,50]‡	1,80 [0,66-4,90]‡		1,92 [0,71-5,16]‡	2.7%	0,63 [0,28-1,40]
<b>Couverture maladie</b>							
Sécurité Sociale + Mutuelle (ou ALD)	0.9%	Ref.	Ref.		Ref.	1.0%	Ref.
CMU-C	8.7%	<b>3,95 [1,74-8,97]**</b>	1,81 [0,66-4,93]‡		1,83 [0,68-4,93]‡	4.2%	1,47 [0,58-3,72]
Sécurité Sociale seule	23.7%	1,69 [0,57-5,02]	1,07 [0,32-3,61]		1,05 [0,32-3,52]	6.8%	<b>3,92 [1,95-7,89]**</b>
<b>Revenus mensuels du ménage par UC (Quartiles)</b>							
Revenus élevé	0.0%					0.3%	Ref.
Revenus moyen-élevé	0.9%	Ref.	Ref.		Ref.	1.5%	1,52 [0,44-5,27]
Revenus moyen-bas	1.4%	<b>2,90 [1,16-7,29]*</b>	1,34 [0,50-3,63]		1,44 [0,53-3,92]	2.1%	1,0 [0,30-3,82]
Revenus bas	3.9%	<b>5,71 [2,40-13,57]**</b>	1,59 [0,55-4,61]		1,98 [0,67-5,83]‡	3.5%	2,73 [0,76-9,83]‡
<b>Perception de sa propre situation financière</b>							
Bonne	0.1%	Ref.	Ref.		Ref.	0.3%	Ref.
Mauvaise	3.2%	<b>21,18 [5,05-88,80]**</b>	<b>12,45 [2,81-55,21]**</b>		<b>11,24 [2,55-49,59]**</b>	3.5%	<b>6,92 [2,76-17,37]**</b>
<b>Niveau d'études</b>							
Primaire ou inférieur	4.7%	Ref.	Ref.		Ref.	2.8%	Ref.
Secondaire	1.9%	0,61 [0,26-1,42]‡	0,76 [0,28-2,03]		0,66 [0,25-1,74]	1.7%	0,64 [0,28-1,47]
Supérieur	0.6%	<b>0,38 [0,15-0,97]*</b>	0,96 [0,31-2,98]		0,79 [0,24-2,55]	1.6%	1,30 [0,50-3,39]
<b>Statut d'emploi</b>							
Actif	0.8%	Ref.	Ref.		Ref.	1.4%	Ref.
Étudiant	0.2%	0,76 [0,10-5,88]	0,27 [0,03-2,60]		0,21 [0,02-2,05]‡	2.3%	0,57 [0,17-1,85]
Chômeur	3.1%	<b>2,88 [1,08-7,68]*</b>	0,82 [0,26-2,58]		0,79 [0,25-2,50]	4.7%	0,90 [0,38-2,11]
Retraité	1.6%	1,48 [0,69-3,18]	4,18 [0,58-30,18]‡		5,02 [0,63-39,84]‡	0.6%	0,28 [0,07-1,14]‡
Inactif	5.7%	2,21 [0,78-6,24]‡	0,78 [0,23-2,66]		0,74 [0,22-2,52]	3.2%	1,39 [0,61-3,14]
<b>Problème de santé (au moins un)</b>							
Non	1.3%	Ref.	Ref.		Ref.	0.7%	Ref.
Oui	1.5%	2,05 [0,89-4,71]‡	1,15 [0,44-3,01]		1,17 [0,45-3,06]	2.3%	1,58 [0,76-3,26]‡
<b>Médecin régulier</b>							
Non	2.8%	Ref.	Ref.		Ref.	2.6%	Ref.
Oui	1.2%	0,67 [0,25-1,76]	0,58 [0,20-1,74]		0,57 [0,19-1,67]	1.6%	0,8 [0,37-1,87]
<b>Représentations de santé négatives (moyenne)</b>							
	2.658	<b>2,98 [1,55-5,73]**</b>	1,56 [0,71-3,41]		1,41 [0,65-3,06]	2.758	1,38 [0,73-2,60]
<b>Difficultés vécues pendant l'enfance</b>							
Aucune	2.737	Ref.	Ref.		Ref.	2.768	Ref.
De 1 à 2	1.7%	<b>2,31 [1,13-4,72]*</b>	1,64 [0,75-3,59]‡		1,53 [0,70-3,34]	2.2%	1,92 [0,97-3,80]‡
De 3 à 10	2.5%	<b>3,68 [1,55-8,73]**</b>	1,60 [0,59-4,33]		1,60 [0,60-4,25]	2.7%	<b>2,36 [1,04-5,38]*</b>
<b>Difficultés vécues à l'âge adulte</b>							
Aucune	0.9%	Ref.	Ref.		Ref.	1.3%	Ref.
1	2.6%	<b>3,09 [1,35-7,08]**</b>	1,96 [0,79-4,86]‡		2,01 [0,81-4,97]‡	3.5%	1,82 [0,87-3,81]‡
De 2 à 6	3.7%	<b>5,13 [2,47-10,65]**</b>	<b>2,66 [1,13-6,25]*</b>		<b>2,77 [1,17-6,53]*</b>	4.4%	1,90 [0,90-4,01]‡
<b>Isolement social</b>							
Se sent (plutôt) entouré	1.0%	Ref.	Ref.		Ref.	1.4%	Ref.
Se sent (plutôt) seul	3.7%	<b>3,72 [1,94-7,13]**</b>	<b>2,12 [1,01-4,46]*</b>		1,96 [0,93-4,12]‡	3.9%	1,51 [0,81-2,82]‡
<b>Score de mobilité (Concentration des activités dans le quartier de résidence)</b>							
< 0.8	1.2%	Ref.	Ref.		Ref.	1.5%	Ref.
≥ 0.8	2.4%	<b>2,14 [1,07-4,26]*</b>	1,74 [0,79-3,84]‡		1,63 [0,74-3,58]‡	2.8%	1,73 [0,90-3,32]‡

<sup>a</sup> Proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois (données pondérées et redressées)

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

**Tableau 20 - Facteurs associés au renoncement à des médicaments pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS (suite)**

	2010 (n=2739)			2005 (n=2911)			
	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèles bivariés OR [IC 95%]	Modèle 1 ORa [IC95%]	Modèle 2 ORa [IC95%]	Modèle 3 ORa [IC95%]	Renoncement aux soins (%) <sup>a</sup>	Modèle Final ORa [IC95%]
<b>Facteurs contextuels</b>							
<b>Type de quartier de résidence</b>							
Non ZUS - Moyen et Supérieur	1.2%	Ref.		Ref.	Ref.	1.2%	Ref.
Non ZUS - Ouvrier	1.3%	1,14 [0,34-3,79]		0,22 [0,04-1,07]†	<b>0,14 [0,03-0,78]*</b>	2.9%	2,9 [0,89-9,83]‡
ZUS	2.6%	1,89 [0,64-5,59]		0,91 [0,23-3,62]	0,54 [0,13-2,27]	2.9%	2,63 [0,73-9,45]‡
<b>Revenus mensuels des ménages dans le quartier de résidence (Quartiles)</b>							
Revenus élevé	0.2%	Ref.		Ref.	Ref.	0.9%	Ref.
Revenus moyen-élevé	1.3%	<b>6,31 [1,13-35,32]*</b>		<b>5,83 [1,20-28,26]*</b>	4,20 [0,80-22,13]‡	1.7%	0,97 [0,38-2,48]
Revenus moyen-bas	2.4%	<b>7,29 [1,31-40,64]*</b>		4,63 [0,70-30,54]‡	3,02 [0,43-21,48]	2.1%	0,40 [0,09-1,72]‡
Revenus bas	2.3%	<b>6,23 [1,12-34,73]*</b>		<b>16,95 [1,07-268,25]*</b>	12,24 [0,69-218,46]‡	3.0%	1,1 [0,18-6,70]
<b>Proportion élevée de personnes sans diplôme dans le quartier de résidence</b>							
Non	1.2%	Ref.		Ref.	Ref.	1.5%	Ref.
Oui	2.3%	1,62 [0,62-4,23]		3,27 [0,53-20,01]‡	4,31 [0,63-29,54]‡	2.9%	2,47 [0,79-7,73]‡
<b>Proportion élevée de chômeurs dans le quartier de résidence</b>							
Non	0.7%	Ref.		Ref.	Ref.	1.3%	Ref.
Oui	3.3%	<b>2,55 [1,07-6,06]*</b>		2,63 [0,57-12,11]‡	1,88 [0,38-9,39]	3.0%	0,86 [0,32-2,36]
<b>Proportion élevée de personnes âgées de moins de 25 ans dans le quartier de résidence</b>							
Non	1.4%	Ref.		Ref.	Ref.	1.6%	Ref.
Oui	1.4%	0,61 [0,22-1,68]		<b>0,10 [0,02-0,48]**</b>	<b>0,08 [0,02-0,45]**</b>	2.0%	0,48 [0,19-1,18]‡
<b>Proportion élevée de familles monoparentales dans le quartier de résidence</b>							
Non	1.3%	Ref.		Ref.	Ref.	1.8%	Ref.
Oui	1.7%	2,02 [0,77-5,30]‡		1,94 [0,78-4,79]‡	2,23 [0,84-5,92]‡	1.7%	0,55 [0,25-1,21]‡
<b>Proportion élevée de personnes étrangères dans le quartier de résidence</b>							
Non	1.3%	Ref.		Ref.	Ref.	1.7%	Ref.
Oui	1.6%	1,16 [0,44-3,06]		0,54 [0,12-2,35]	0,45 [0,09-2,16]	1.9%	0,36 [0,11-1,19]‡
<b>Nombre de pharmacie(s) dans l'IRIS de résidence et les IRIS adjacents</b>							
Aucun	1.2%	Ref.		Ref.	Ref.	1.7%	Ref.
1	1.3%	1,55 [0,53-4,55]		1,52 [0,55-4,21]	1,74 [0,58-5,22]	1.7%	1,10 [0,50-2,38]
2 ou plus	1.9%	1,16 [0,28-4,81]		2,78 [0,81-9,47]‡	3,34 [0,87-12,76]‡	2.0%	1,07 [0,38-2,99]
<b>Variation inter-quartiers</b>							
	<b>Modèle vide</b>		<b>Modèle 1</b>	<b>Modèle 2</b>	<b>Modèle 3</b>	<b>Modèle vide</b>	<b>Modèle 3</b>
Variance (std. error)	1.165 (0.599)		1,056 (0.599)	0,147 (0.310)	0,178 (0.329)	0.207 (0.191)	0 (0)
ORM	2,80		2,67	1,44	1,50	1,54	1

<sup>a</sup> Proportion de personnes ayant renoncé aux soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois (données pondérées et redressées)  
 \*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

### Incidence du renoncement aux soins entre 2005 et 2010

L'incidence du renoncement à des médicaments était beaucoup trop faible (1,2 %) pour pouvoir espérer mettre en évidence de façon statistiquement significative de nombreux cofacteurs associés. Si, en général, la dégradation économique, la perte de couverture complémentaire, la dégradation de l'état de santé et l'incidence d'évènements difficiles semblent en lien avec un risque accru de renoncement, seul l'isolement social incident semblait avoir un impact significatif (OR=4,59 ; IC95 %=[1,18-17,88]).

**Tableau 21 - Évolution du renoncement à des médicaments entre 2005 et 2010 - Cohorte SIRS**

		2010	
		Renoncement	Pas de renoncement
2005	Renoncement	5 (17,9%)	23 (82,1%)
	Pas de renoncement	16 (1,2%)	1303 (98,5%)

**Tableau 22 - Incidence du renoncement à des médicaments pour raisons financières entre 2005 et 2010. Régression logistique multiniveau (OR [IC95 %]) - Cohorte SIRS (n=1245)**

<b>Facteurs individuels</b>			
<b>Sexe</b>		<b>Perte couverture complémentaire</b>	
Hommes		Non	
Femmes	2,05 [0,52-8,12]	Oui	3,74 [0,64-22,05]††
<b>Groupe d'âge</b>		<b>Dégradation des revenus mensuels du ménage par UC</b>	
18-29 ans		Non	
30-44 ans	1,65 [0,16-17,13]	Oui	1,77 [0,48-6,49]
45-59 ans	2,22 [0,19-25,49]	<b>Dégradation de la perception de sa propre situation financière</b>	
60 ans et plus	4,47 [0,40-50,07]‡	Non	
<b>Origine</b>		Oui	1,10 [0,22-5,60]
Français de parents Français		<b>Dégradation du statut d'emploi</b>	
Français de parent(s) étranger(s)	2,38 [0,65-8,77]‡	Non	
Etranger	3,38 [0,66-17,22]†	Oui	0,73 [0,08-6,90]
<b>Niveau d'études</b>		<b>Dégradation de l'état de santé</b>	
Primaire ou inférieur		Non	
Secondaire	1,24 [0,27-5,67]	Oui	1,51 [0,36-6,32]
Supérieur	0,60 [0,09-3,99]	<b>Nouvel évènement difficile</b>	
<b>Facteurs contextuels</b>		Non	
<b>Type de quartier de résidence</b>		Oui	2,00 [0,56-7,19]
Non ZUS - Moyen et Supérieur		<b>Dégradation de l'isolement social</b>	
Non ZUS - Ouvrier	0,24 [0,02-2,33]‡	Non	
ZUS	0,70 [0,10-4,75]	Oui	4,59 [1,18-17,88]*
<b>Revenus des ménages du quartier (Quartiles)</b>			
Revenus élevé			
Revenus moyen-élevé	0,63 [0,05-8,28]		
Revenus moyen-bas	4,94 [0,57-42,49]†		
Revenus bas	3,12 [0,22-44,90]		

\*\*\* < 0,001; \*\* < 0,01; \* < 0,05; † < 0,15; ‡ < 0,25

## Discussion et conclusion

D'après nos analyses conduites sur des échantillons représentatifs de la population adulte (francophone) de l'agglomération parisienne, le renoncement aux soins pour raisons financières est resté relativement stable ou a même légèrement diminué entre 2005 et 2010 – même si les différences observées peuvent être dues, au moins en partie, à une différence d'interrogation du phénomène entre les deux vagues d'enquête de la cohorte.

Nous avons par ailleurs constaté des particularités selon le type de soins considéré et des variations importantes au sein de différents groupes sociaux. Nos résultats confirment les conclusions de nos travaux précédents concernant les principales populations à risque de renoncement aux soins pour raisons financières<sup>2-6</sup> ou celles relevées dans la littérature internationale. Nos analyses n'ont pas permis de mettre en évidence de déterminants contextuels très consistants même si elles ont souligné l'importance de certaines inégalités territoriales « brutes » (c'est-à-dire avant ajustement sur les caractéristiques individuelles des résidents) entre quartiers au sein de l'agglomération parisienne. En ce qui concerne le renoncement aux soins pour raisons financières, il semble donc que les facteurs individuels jouent un rôle globalement plus marqué que les facteurs dits « contextuels », tout du moins dans l'agglomération parisienne – une région dense et globalement dotée d'une offre de soins diversifiée<sup>15</sup>. On ne retrouve pas non plus d'effet de la mobilité quotidienne des personnes, ni d'interaction avec les facteurs contextuels (que nous avons observés dans d'autres travaux

<sup>15</sup> Même si, à une échelle locale, des problèmes d'accessibilité – pas tant géographique que financière – sont constatés par certains acteurs dans les villes ou les quartiers les plus défavorisés de la région parisienne.

sur le recours aux soins). Une analyse plus complète de l'effet éventuel de l'offre de soins devrait également, comme nous l'avons déjà signalé, prendre en compte le secteur d'exercice des médecins libéraux et/ou le taux de dépassement d'honoraires à une échelle géographique fine, infra communale, mais nous ne disposons pas de ces données dans le système d'information géographique développé dans le programme SIRS.

Quelques limites – que nous avons déjà évoquées au fil de ce rapport – doivent être rappelées ici et gardées à l'esprit lors de la lecture de ces analyses. Tout d'abord, la mesure du renoncement aux soins n'était pas strictement identique lors des deux vagues d'interview des membres de la cohorte SIRS. Par ailleurs, de telles données d'enquêtes en population générale ne permettent pas de mesurer « objectivement » le renoncement aux soins (si tant est que cela soit possible ou ait un sens comme nous l'avons rappelé en introduction), en particulier parce que les besoins de santé ne sont pas détaillés, ni le détail des dépenses auxquelles les personnes déclarent avoir renoncé. Enfin, plusieurs analyses auront souffert d'une faible puissance statistique en raison du faible nombre d'évènements.

L'effet des facteurs démographiques était peu stable au cours du temps et parfois différent selon les types de soins pris en compte, à l'exception notable du genre. Les femmes ont tendance à renoncer plus fréquemment à des soins de santé que les hommes, ce qui est probablement à mettre en relation avec le fait qu'elles sont en moyenne plus soucieuses de leur santé et ont potentiellement un suivi médical plus fréquent (grâce au suivi gynécologique) ; il est possible dès lors qu'elles soient plus nombreuses que les hommes à ressentir et définir un besoin de soins et, par suite, plus susceptibles d'y renoncer.

Les Français d'origine étrangère avaient presque toujours plus de risque de renoncer aux soins que les ceux nés de deux parents Français. Dans le programme de recherche SIRS, cette composante des inégalités sociales de santé est très souvent observée (de manière descriptive mais également, comme ici, en plus et indépendamment des facteurs socioéconomiques « classiques »), notamment quand l'évènement de santé ou le comportement en lien avec la santé (y compris le mode de recours aux soins) comporte une forte composante « culturelle » qui ne se réduit pas aux inégalités en termes de niveau d'étude, de revenus, de situation d'emploi ou de conditions matérielles de vie. En revanche, les résultats étaient parfois inversés pour les personnes de nationalité étrangère selon le type de soins : par exemple, les étrangers renonceraient moins aux soins dentaires que les Français d'origine française. Des résultats comparables ont été trouvés aux États-Unis où les Hispaniques et Afro-Américains renoncent significativement moins aux soins (tous types confondus) que les Caucasiens<sup>66,69</sup>. En réalité, ces résultats traduisent probablement une différence dans les perceptions de santé, la connaissance du système et des « droits », une plus faible tendance à reconnaître un besoin de santé et à le définir comme non satisfait, ainsi que des attentes différentes par rapport au système de santé. D'ailleurs, en comparant une mesure générale de besoin de santé non comblé à une mesure fondée sur des soins spécifiques, ces études montrent que certaines minorités renoncent significativement plus aux soins<sup>66</sup>. Soulignons que la cohorte SIRS n'interroge pas de personnes non francophones et que les différences entre Français et étrangers sont donc probablement plus élevées que celles rapportées ici. De futures analyses pourraient également prendre en compte l'ancienneté du séjour en France pour tenter de vérifier l'hypothèse d'une acculturation croissante des immigrés avec cette durée.

D'une manière générale, le statut d'emploi et le niveau d'éducation n'influençaient que peu le risque de renoncement aux soins. Si on observe un gradient très marqué du niveau de revenus du ménage en analyses bi-variées, les modèles ajustés montrent souvent que seul le fait d'être dans la catégorie de revenus la plus aisée protège contre le renoncement aux soins. Il est possible que cela traduise pour une part la précarisation des classes moyennes et la situation péjorative des « travailleurs pauvres ». Si les associations statistiques avec la situation socioéconomique objective sont donc parfois limitées, la perception de difficultés financières est quant à elle systématiquement associée au renoncement aux soins, et ce pour tous les types de soins, tant en 2005 qu'en 2010. Cette association plus forte avec la situation financière subjective qu'avec la situation objectivement interrogée par le recueil des revenus peut s'expliquer, comme nous l'avons déjà signalé, par les limites de considérer les revenus avant impôts et charges incompressibles obligatoires. Elle peut aussi s'expliquer en partie par un mécanisme de causalité inverse : renoncer à des soins pour raisons financières participe sans doute, pour une part, à considérer sa situation financière comme moins bonne.

Par ailleurs, il semble que les personnes couvertes par la CMUc soient passées d'un risque moindre à un risque plus important (ou comparable) de renoncement aux soins entre 2005 et 2010 comparativement aux personnes assurées par une couverture privée. Nous avons vu que ces différences résultent d'une forte augmentation du renoncement aux soins chez les bénéficiaires de la CMUc. Seules des études complémentaires sur l'évolution des dépenses de santé de ces personnes, comme celles rendues possibles par les données de l'enquête Santé et protection sociale de l'IRDES, pourraient nous éclairer, au moins en partie, sur le fait de savoir si cette évolution s'accompagne d'une augmentation du reste à charge des bénéficiaires et/ou si elle reflète une augmentation de leurs besoins ou de leurs attentes qui se rapprocheraient, en moyenne, de la population majoritaire.

En revanche, les personnes ne disposant pas de couverture complémentaire sont presque systématiquement plus à risque de renoncer aux soins pour raisons financières, ce qui est tout à fait compréhensible au vu de la participation financière demandée aux assurés qui peut être très élevée pour certains services (dentaires et optique notamment). On rappellera ici que pour les 6 % de personnes n'ayant aucune couverture complémentaire à celle de la Sécurité sociale, la raison principale de cette situation est liée à de faibles ressources<sup>80</sup>. De nombreuses entreprises offrent déjà des contrats collectifs de couverture santé en général à des prix plus abordables que les plans individuels<sup>16</sup>), mais des catégories entières de travailleurs (par exemple, les artisans et les personnes travaillant dans des PME) ont rarement accès à ce type de couverture avantageuse. Par ailleurs, comme nous l'avons mentionné au début de ce rapport, une aide à la complémentaire santé a été mise en place en 2005 pour les personnes à la limite du seuil d'éligibilité de la CMUc. Le plafond au départ relativement bas (revenus supérieurs de maximum 10 % au plafond de la CMUc en 2005) a été relevé successivement pour atteindre 26 % en 2011<sup>14</sup>. Il sera important de mesurer l'impact de ces mesures dans les années à venir, tant au niveau de l'étendue de la mesure (nombre de bénéficiaires) que de son efficacité (diminution du renoncement aux soins). Quoiqu'il en soit, toutes les personnes pourtant éligibles à la CMUc ou à l'ACS n'y ont pas recours, que ce soit par peur de discriminations ou d'une moindre qualité de service, par renoncement face aux lourdeurs administratives ou par manque de connaissance et d'information<sup>15,111</sup>. En conséquence,

---

<sup>16</sup> En France, près de la moitié des personnes ont une couverture additionnelle par le biais de leur employeur (associée à des exonérations d'impôts.<sup>80</sup>

certaines personnes préféreraient ne souscrire à aucune couverture tandis que d'autres souscrieraient à des contrats privés en grevant pour cela leur budget.

Au-delà de l'impact des facteurs socioéconomiques, la probabilité de renoncer à des soins est plus importante chez les personnes déclarant un problème de santé. Ayant des besoins plus importants et face au coût croissant des soins de santé, ces personnes sont effectivement plus à même d'y renoncer. Ce résultat semble donc confirmer une extension de la loi inverse exposée par Hart en 1971<sup>57</sup>, selon laquelle les personnes qui en auraient le plus besoin n'ont pas accès aux soins qui leur seraient nécessaires.

Enfin, à niveau socio-économique et de santé comparable donc, l'écart entre les attentes de soins médicaux et l'accès aux soins effectif peut parfois être perçu comme une frustration qui semble s'exprimer plus fréquemment chez les personnes ayant des perceptions négatives de leur situation socio-économique et de leur santé en général, ayant connu des trajectoires de vie difficiles, ou se sentant seules. Les « effets » observés, de façon longitudinale, entre certains événements de vie et la survenue ultérieure de renoncement aux soins pose également question. On peut faire l'hypothèse que ces effets sont à la fois directs et matériels (certains de ces événements s'accompagnant d'une baisse des ressources financières et/ou de la couverture santé), directs et psychosociaux (à situations matérielles identiques, la « frustration » dont nous parlions peut augmenter), ou encore indirects et sanitaires (ces événements pouvant avoir un impact sur la santé physique ou psychologique des personnes – un impact qui augmente leurs besoins « objectifs » de soins). D'autres types d'analyse permettraient, sur les données de SIRS, de tester ces effets directs et indirects et d'estimer éventuellement leur cumul (par exemple, des modèles d'équation structurelle) mais les effectifs restent assez faibles pour bénéficier d'une puissance statistique satisfaisante.

Dans cette perspective, il serait sans doute intéressant de comparer le renoncement aux soins avec d'autres domaines interrogés dans SIRS : ce sentiment de frustration s'accompagne-t-il d'autres perceptions défavorables, par exemple en ce qui concerne la satisfaction vis-à-vis de sa situation professionnelle, de son logement, de son alimentation, l'incertitude du lendemain, la cherté de la vie ? Est-il également associé à des attitudes négatives qui pourraient en être les conséquences (confiance dans les institutions, confiance dans la médecine et dans le système de santé<sup>17</sup>) ? Savoir de quelle manière le renoncement aux soins pour raisons financières s'accompagne et s'inscrit dans d'autres perceptions subjectives de « décrochage » par rapport au reste de la société (ou à ce qu'elle devrait être) est une question qui nous semble pertinente et actuelle, et qui pourrait faire l'objet d'autres analyses à partir des données de cette enquête.

En conclusion, il apparaît donc primordial de poursuivre la surveillance de cet indicateur révélateur d'inégalités importantes dans le domaine de la santé. Dans le contexte actuel de multiplication des mesures de déremboursement, de participation forfaitaire et de baisse du taux de remboursement imposés aux assurés, l'ampleur des inégalités socioéconomiques et psychosociales en lien avec le renoncement aux soins pour raisons financières risque d'augmenter au cours des prochaines années. Les conséquences pourraient en être désastreuses : à la fois d'un point de vue sanitaire – s'il entraîne une dégradation de l'état de santé de certaines populations (au moins les plus défavorisées) ; d'un point de vue

---

<sup>17</sup> Par exemple, 83,0 % de la population enquêtée dans SIRS en 2005 jugeaient qu'il faut de l'argent pour se soigner (37,6 % sont « tout à fait d'accord » et 45,6 % « plutôt d'accord » avec cette proposition). De même, 69,9 % des personnes interrogées sont d'accord avec l'idée qu'« il faut de l'argent pour être en bonne santé ».

économique – si de tels renoncements s’accompagnent de retard aux soins et de complications sanitaires plus coûteuses à prendre en charge *in fine* pour les individus comme pour la collectivité ; comme d’un point de vue sociétal – si la fréquence de ce renoncement, dans ses dimensions objectives comme subjectives, finit par mettre à mal la cohésion sociale et les aspirations de justice sociale qui restent très largement partagées dans notre pays et tout particulièrement en matière de soins de santé).

## Table des illustrations

### Encadrés

Encadré 1 - Module 'Renoncement aux soins', Questionnaire SIRS 2005	23
Encadré 2 - Module 'Renoncement aux soins', Questionnaire SIRS 2010	23
Encadré 3 - Modélisation des facteurs psychosociaux	43

### Figures

Figure 1 - Échantillon d'enquête – Cohorte SIRS	21
Figure 2 - Renoncement aux soins pour raisons financières (%) au cours des douze derniers mois en 2005 et 2010 - Cohorte SIRS	31
Figure 3 - Renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 par type de soin et certains types de couverture maladie (pourcentage) - Cohorte SIRS	33
Figure 4 - Renoncement aux soins pour raisons financières (%) en 2010 selon l'âge et le type de quartier de résidence - Cohorte SIRS	34
Figure 5 - Renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 par type de soin et quartier de résidence (pourcentage, n=3006) - Cohorte SIRS	34

### Tableaux

Tableau 1 - Part des personnes ayant renoncé à des soins pour raisons financières au cours des 12 derniers mois, enquête SPS (IRDES), population âgée de 18 à 64 ans (%)	19
Tableau 2 - Description de la population interrogée (cohorte SIRS, 2005-2010, données pondérées)	28
Tableau 3 - Renoncement aux soins (%) au cours des douze derniers mois en 2010 (n=3006) - Cohorte SIRS	29
Tableau 4 - Autres causes de renoncement parmi les personnes renonçant aux soins pour les différents types de raisons étudiées - Cohorte SIRS 2010	30
Tableau 5 - Renoncement aux soins pour raisons financières (%) au cours des douze derniers mois en 2005 et 2010 - Cohorte SIRS	31
Tableau 6 - Renoncement aux soins pour raisons financières en 2010 par type de soin et de couverture maladie (pourcentage, n=3006) - Cohorte SIRS	32
Tableau 7 - Facteurs associés au renoncement aux soins (tous types de soins confondus) pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS	38
Tableau 8 - Facteurs associés au renoncement aux soins (tous types de soins confondus) pour raisons financières au cours des 12 derniers mois – Sous-échantillon des CMUistes. Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS	40
Tableau 9 - Évolution du renoncement aux soins entre 2005 et 2010, Cohorte SIRS	45
Tableau 10 - Incidence du renoncement aux soins (tous types de soins confondus) pour raisons financières entre 2005 et 2010. Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS (n=1052)	46
Tableau 11 - Facteurs associés au renoncement aux soins dentaires pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS	49
Tableau 12 - Évolution du renoncement aux soins entre 2005 et 2010, Cohorte SIRS	50

Tableau 13 - Incidence du renoncement aux soins (tous types de soins confondus) pour raisons financières entre 2005 et 2010. Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS (n=1133) .....	51
Tableau 14 - Facteurs associés au renoncement aux appareillages visuels pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS .....	53
Tableau 15 - Évolution du renoncement aux appareillages visuels entre 2005 et 2010, Cohorte SIRS .....	55
Tableau 16 - Incidence du renoncement aux appareillages visuels pour raisons financières entre 2005 et 2010. Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS (n=1197) .....	56
Tableau 17 - Facteurs associés au renoncement aux soins spécialistes pour raisons financières au cours des 12 derniers mois: Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS.....	58
Tableau 18 - Évolution du renoncement aux soins spécialistes entre 2005 et 2010, Cohorte SIRS .....	60
Tableau 19 - Incidence du renoncement aux soins spécialistes pour raisons financières entre 2005 et 2010. Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS (n=1224).....	60
Tableau 20 - Facteurs associés au renoncement à des médicaments pour raisons financières au cours des 12 derniers mois. Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS .....	63
Tableau 21 - Évolution du renoncement à des médicaments entre 2005 et 2010, Cohorte SIRS .....	64
Tableau 22 - Incidence du renoncement à des médicaments pour raisons financières entre 2005 et 2010. Régression logistique multiniveau (OR [IC95%]) - Cohorte SIRS (n=1245).....	65

## Références

1. Lebas J, Chauvin P. Précarité et santé. Paris: Flammarion; 1998.
2. Parizot I, Péchoux S, Bazin F, Chauvin P. Enquête sur la santé et le recours aux soins dans les quartiers de la Politique de la ville du 20ème arrondissement de Paris. Paris: Inserm U444, Rapport pour la Mission Ville de la Préfecture de Paris.2004.
3. Bazin F, Jusot F, Parizot I, Chauvin P. Social determinants of forgone healthcare: a longitudinal study of health insured people in France, 1996-2002. Working paper. 2005.
4. Bazin F, Parizot I, Chauvin P. Original approach to the individual characteristics associated with forgone healthcare: a study in underprivileged areas, Paris region, France, 2001-2003. Eur J Public Health. 2005;15:361-7.
5. Bazin F, Parizot I, Chauvin P. Déterminants psychosociaux du renoncement aux soins pour raisons financières dans 5 zones urbaines sensibles de la région parisienne en 2001. Sci Soc Santé. 2006;24:11-31.
6. Bazin F, Parizot I, Chauvin P. Hurdles to healthcare access for the poor in France, the results of a national survey of Minimum Income Recipients in 2001 Working paper. 2006.
7. Conseil national des politiques de lutte contre la pauvreté et l'exclusion sociale. De 1893 à 1999 : De l'Assistance médicale gratuite (AMG) à l'Aide médicale d'État (AME) en passant par l'Aide médicale départementale (AMD). Paris2009 [updated October 10, 2009January 19, 2011]; Available from: <http://www.cnle.gouv.fr/De-1893-a-1999-De-l-assistance.html>.
8. Boisguérin B, Bonnardel C, Claude G, Ruault M. L'aide médicale départementale : bilan 1996-1999. Études et Résultats n°126. Paris: Ministère de l'emploi et de la solidarité DRESS2001.
9. Direction de l'information légale et administrative. Formulaire Cerfa n°12504\*02 - Autre n°S3711d : Couverture maladie universelle complémentaire et aide pour une complémentaire santéSANTÉ. 2010. p. 1-6.
10. La documentation CMU. Bénéficiaires de la CMU complémentaire en France entière. Synthèse France entière - Tous régimes - 2007-2010. 2011; Available from: <http://www.cmu.fr/site/cmu.php4?Id=3&cat=75>.
11. Safon M-O. Historique du ticket modérateur en France. Paris: Institut de recherche et documentation en économie de la santé2011.
12. Grignon M, Perronnin M, Lavis JN. Does free supplementary health insurance help the poor to access health care? Evidence from France. Hamilton: CHEPA (Centre for Health Economics and Policy Analysis)2006 Contract No.: Paper 06-02.
13. Steffen M. The French Health Care System: Liberal Universalism. Journal of Health Politics, Policy and Law,. 2010 June 2010;35(3):353-87.
14. Le Fonds CMU. Aide complémentaire santé [Complementary Health Assistance]. Paris2009 [April 13, 2011]; Available from: <http://replay.waybackmachine.org/20090418133038/http://www.cmu.fr/site/cmu.php4?Id=7&style=&col=&PHPSESSID=60cbd34f418dfae11f51b1a876a8088c>.
15. Guthmuller S, Jusot F, Wittwer J. Le recours à l'Aide complémentaire santé : les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille. Questions d'économie de la santé, Irdes. 2011;162.
16. Bury M. Health and illness in a changing society. London: Routledge; 1997.
17. Alberg AJ, Ford JG, Samet JM. Epidemiology of Lung Cancer. ACCP Evidence-Based Clinical Practice Guidelines (2nd Edition). Chest 2007;132(3 Suppl):29S-55S.

18. Magnusson RS. Rethinking global health challenges: Towards a 'global compact' for reducing the burden of chronic disease. *Public Health*. [Review]. 2009;123(3):265-74.
19. Kuh D, Ben-Shlomo Y. *A Life course approach to chronic disease epidemiology*. 2nd ed. Oxford: Oxford Medical Publications; 2004.
20. House JS. Understanding social factors and inequalities in health: 20th century progress and 21st century prospects. *Journal of Health and Social Behavior*. 2002;43(2):125-42.
21. Lantz PM, House JS, Lepkowski JM, Williams DR, Mero RP, Chen J. Socioeconomic factors, health behaviors, and mortality results from a nationally representative prospective study of US adults. *JAMA*. 1998;279(21):1703-8.
22. Link BG, Phelan J. Social conditions as fundamental causes of disease. *Journal of Health and Social Behavior*. 1995;Special Issue:80-94.
23. Link BG, Phelan J. The social shaping of health and smoking. *Drug and Alcohol Dependence*. 2009;104:S6-S10.
24. Fassin D. Les inégalités de santé. In: Haurays DFeB, editor. *Santé publique, l'état des des savoirs*. Paris: La Découverte; 2010. p. 413-24.
25. Chauvin P, Lebas J. Inégalités et disparités sociales de santé en France. In: al FBe, editor. *Traité de santé publique (2ème édition)*. Paris: Flammarion Médecine Sciences; 2007. p. 331-41.
26. Becker MH. The health belief model and personal health behavior. *Health Educ Monogr*. 1974;2:324-508.
27. Janz NK, Becker MH. The Health Belief Model: a decade later. *Health Educ Q*. 1984;11(1):1-47.
28. Rosenstock IM, Strecher VJ, Becker MH. Social learning theory and the Health Belief Model. *Health Educ Q*. 1988;15(2):175-83.
29. Davey Smith G. *Health inequalities. Lifecourse approaches*. Bristol: The Policy Press; 2003.
30. Lurie N, Dubowitz T. Health Disparities and Access to Health. *JAMA*. 2007;297(10):1118-21.
31. Marmot M, Wilkinson R. *Social determinants of health*. 2nd ed. Oxford: Oxford University Press; 2005.
32. Coburn D. Beyond the income inequality hypothesis: class, neo-liberalism, and health inequalities. *Soc Sci Med*. 2004;58(1):41-56.
33. Lynch JW, Davey Smith G, Kaplan GA, House JS. Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *British Medical Journal*. 2000;320:1200-4.
34. Card D, Dobkin C, Maestas N. The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare. *American Economic Review*. 2008;98(5):2242-58.
35. Espelt A, Borrell C, Rodriguez-Sanz M, Muntaner C, Pasarín M, Benach J, et al. Inequalities in health by social class dimensions in European countries of different political traditions. *Int J Epidemiol*. 2008;37(5):1095-105.
36. Hisnanick JJ, Coddington DA. Measuring Human Betterment Through Avoidable Mortality - A Case for Universal Health-Care in the USA. *Health Policy*. 1995;34(1):9-19.
37. James PD, Wilkins R, Detsky AS, Tugwell P, Manuel DG. Avoidable mortality by neighbourhood income in Canada: 25 years after the establishment of universal health insurance. *Journal of Epidemiology and Community Health*. 2007;61(4):287-96.

38. Macinko JA, Shi LY, Starfield B. Wage inequality, the health system, and infant mortality in wealthy industrialized countries, 1970-1996. *Soc Sci Med.* 2004;58(2):279-92.
39. Shone L, Dick A, Klein J, Zwanziger J, Szilagyi P. Reduction in racial and ethnic disparities after enrollment in the State Children's Health Insurance Program. *Pediatrics.* 2005;115(6):e697-705.
40. Mackenbach JP. An analysis of the role of health care in reducing socioeconomic inequalities in health: The case of the Netherlands. *International Journal of Health Services.* 2003;33(3):523-41.
41. McWilliams JM, Meara E, Zaslavsky AM, Ayanian JZ. Differences in Control of Cardiovascular Disease and Diabetes by Race, Ethnicity, and Education: U. S. Trends From 1999 to 2006 and Effects of Medicare Coverage. *Annals of Internal Medicine.* 2009;150(8):505-15.
42. Dourgnon P, Grignon M. Le tiers-payant est-il inflationniste? Etude de l'influence du recours au tiers-payant sur la dépense de santé. Paris: CREDES; 2000.
43. Barer ML, Evans RG, Stoddart GL. Controlling Health Care Costs by Direct Charges to Patients: Snare or Delusion?: Conseil économique de l'Ontario, Étude hors-série n° 10; 1979.
44. Hurley J, Arbuthnot Johnson N. The Effects of Co-Payments Within Drug Reimbursement Programs. *Analyse de politiques.* 1991;17:473-89.
45. Majnoni d'Intignano B. Analyse des derniers développements et des réformes en matière de financement des systèmes de santé. *Revue internationale de Sécurité sociale.* 1991;44(3):10-1.
46. Newhouse JP, The Insurance Experiment Group. *Free for All? Lessons from the RAND Health Experiment.* Cambridge, MA: Harvard University Press; 1993.
47. CSDH. Closing the gap in a generation: Health equity through action on the social determinants of health. Final Report of the Commission on Social Determinants of Health. Geneva: World Health Organization; 2008.
48. Ayanian JZ, Weissman JS, Schneider EC, Ginsburg JA, Zaslavsky AM. Unmet health needs of uninsured adults in the United States. *JAMA.* 2000;284(16):2061-9.
49. Hadley J. Sicker and poorer - The consequences of being uninsured: A review of the research on the relationship between health insurance, medical care use, health, work, and income. *Med Care Res Rev.* 2003;60(2):3S-75S.
50. Institute of Medicine. *Care without coverage: Too little, too late.* Washington, DC 2002.
51. Quesnel-Vallee A. Is it really worse to have public health insurance than to have no insurance at all? Health insurance and adult health in the United States. *J Health Soc Behav.* 2004;45(4):376-92.
52. McWilliams JM. Health Consequences of Uninsurance among Adults in the United States: Recent Evidence and Implications. *Milbank Q.* 2009;87(2):443-94.
53. Korda RJ, Butler JRG, Clements MS, Kunitz SJ. Differential impacts of health care in Australia: trend analysis of socioeconomic inequalities in avoidable mortality. *Int J Epidemiol.* 2007;36(1):157-65.
54. Kronick R. Health Insurance Coverage and Mortality Revisited. *Health Services Research.* 2009;44(4):1211-31.
55. Wood E, Sallar AM, Schechter MT, Hogg RS. Social inequalities in male mortality amenable to medical intervention in British Columbia. *Soc Sci Med.* 1999;48(12):1751-8.
56. Townsend P, Davidson N, editors. *Inequalities in Health: The Black Report.* 2nd ed. London: Pelican Books; 1982.

57. Hart JT. The inverse care law. *Lancet*. 1971;1(7696):405-12.
58. Allin S, Grignon M, Le Grand J. Subjective unmet need and utilization of health care services in Canada: What are the equity implications? *Soc Sci Med*. 2010;70:465-72.
59. Sibley LM, Glazier RH. Reasons for self-reported unmet healthcare needs in Canada: a population-based provincial comparison. *Health Policy*. 2009 2009;5(1):87-101.
60. Chen J, Hou F. Unmet needs for health care. *Health Reports*. 2002;13(2).
61. Schoen C, Osborn R, Squires D, Doty MM, Pierson R, Applebaum S. How health insurance design affects access to care and costs, by income, in eleven countries. *Health Affairs*. 2010
62. Centers for Disease Control and Prevention (CDC). Vital signs: health insurance coverage and health care utilization --- United States, 2006--2009 and January-March 2010. *MMWR* 2010;59(44):1448-54.
63. Clark CR, Soukup J, Govindarajulu U, Riden HE, Tovar DA, Johnson PA. Lack Of Access Due To Costs Remains A Problem For Some In Massachusetts Despite The State's Health Reforms. *Health Affairs*. 2011;30(2):247-55.
64. Levesque J-F, Pineault R, Robert L, Hamel M, Roberge D, Kapetanakis C, et al. Les besoins non comblés de services médicaux : Une reflet de l'accessibilité des services de première ligne? *Gouvernement du Québec*; 2007.
65. Cost-related access problems among the chronically ill (2008) [database on the Internet]. International Health Policy Center. Available from: <http://www.commonwealthfund.org/Topics/International-Health-Policy/Table.aspx?ind=231>.
66. Cunningham PJ, Hadley J. Differences between symptom-specific and general survey questions of unmet need in measuring insurance and racial/ethnic disparities in access to care. *Medical Care*. 2007;45(9):842-50.
67. Devoe JE, Tillotson CJ, Wallace LS. Usual Source of Care as a Health Insurance Substitute for US Adults With Diabetes? *Diabetes Care*. 2009;32(6):983-9.
68. Okoro CA, Young SL, Strine TW, Balluz LS, Mokdad AH. Uninsured adults aged 65 years and older: Is their health at risk? *J Health Care Poor Underserved*. 2005;16(3):453-63.
69. Shi LY, Stevens GD. Vulnerability and unmet health care needs. The influence of multiple risk factors. *J Gen Intern Med*. 2005;20(2):148-54.
70. Shin J, Moon S. Quality of care and role of health insurance among non-elderly women with disabilities. *Womens Health Iss*. 2008;18(4):238-48.
71. Siddiqi A, Zuberi D, Nguyen Q. The role of health insurance in explaining immigrant versus non-immigrant disparities in access to health care: Comparing the United States to Canada. *Soc Sci Med*. 2009;69(10):1452-9.
72. Powell-Griner E, Bolen J, Bland S. Health care coverage and use of preventive services among the near elderly in the United States. *Am J Public Health*. 1999;89(6):882-6.
73. Callahan ST, Cooper WO. Access to health care for young adults with disabling chronic conditions. *Arch Pediatr Adolesc Med*. 2006;160(2):178-82.
74. Ahluwalia IB, Bolen J, Garvin B. Health insurance coverage and use of selected preventive services by working-age women, BRFSS, 2006. *J Womens Health*. 2007;16(7):935-40.
75. Bazin F, Parizot I, Chauvin P. Original approach to the individual characteristics associated with forgone healthcare - A study in underprivileged areas, Paris region, France, 2001-2003. *Eur J Public Health*. 2005;15(4):361-7.

76. Chauvin P, Parizot I, Simonnot N. Access to healthcare for the undocumented migrants in 11 European countries. Paris: Médecins du Monde, European observatory on access to healthcare, 2009.
77. Haut conseil de l'avenir de l'assurance maladie. L'accessibilité financière des soins, comment la mesurer? Paris, 2011.
78. Couffinhal A, Paris V. Cost Sharing in France. Paris: CreDES, 2003.
79. Le Fonds CMU. L'Aide Médicale de l'État. Paris, 2011; Available from: <http://www.cmu.fr/site/cmu.php4?Id=8>
80. Perronnin M, Pierre A, Rochereau T. La complémentaire santé en France en 2008 : une large diffusion mais des inégalités d'accès. Questions d'économie de la santé, IrDES. 2011;161.
81. Bilan de 10 ans d'observation de la pauvreté et de l'exclusion sociale à l'heure de la crise - Rapport 2009-2010. Paris: Observatoire National de la Pauvreté et de l'Exclusion Sociale, 2010.
82. Chaix B, Chauvin P. L'apport des méthodes d'analyse multiniveau dans l'analyse contextuelle en épidémiologie sociale : une revue de la littérature. Rev Epidemiol Santé Publ. 2002;50:489-99.
83. Vallée J, Cadot E, Grillo F, Parizot I, Chauvin P. The combined effects of perceived activity space and neighbourhood of residence on participation in preventive health-care activities. The case of cervical screening in the Paris metropolitan area (France). Health & Place. 2010;16:838-52.
84. Préteceille E. La division sociale de l'espace francilien. Typologie socioprofessionnelle 1999 et transformations de l'espace résidentiel 1990-99. Paris: Observatoire sociologique du changement, 2003.
85. Institut national de la statistique et des études économiques. Unité de consommation - Définition. 2009 [31/07/2011]; Available from: <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=definitions/unite-consommation.htm>.
86. Andersen RM. Revisiting the behavioral model and access to medical care: Does it matter? Journal of Health and Social Behavior. 1995;36(1):1-10.
87. Chaix B, Veugelers P, Boelle P, Chauvin P. Access to general practitioner services: the disabled elderly lag behind in underserved areas. Eur J Public Health. 2005;15(3):282-7.
88. Fernández-Mayoralas G, Rodríguez V, Rojo F. Health services accessibility among Spanish elderly. Soc Sci Med. 2000;50(1):17-26.
89. Rémy J. Culture de la mobilité et nouvelles formes de territorialité In: L. Vodoz BPG, C. Jemelin, editor. Les territoires de la mobilité, l'aire du temps. Lausanne: Presses polytechniques et universitaires romandes; 2004. p. 13-42.
90. La politique du médicament en France. Paris: IRDES, 2010.
91. Larsen K, Merlot J. Appropriate assessment of neighborhood effects on individual health: Integrating random and fixed effects in multilevel logistic regression Am J Epidemiol. 2005;161(1):81-8.
92. Aliaga C. Les femmes plus attentives à leur santé que les hommes. Insee Première. 2002;876.
93. Vallée J, Cadot E, Roustit C, Parizot I, Chauvin P. The role of daily mobility in mental health inequalities: the interactive influence of activity space and neighbourhood of residence on depression. Soc Sci Med 2011, in press.
94. Bazin F, Jusot F, Parizot I, Chauvin P. Social determinants of forgone healthcare: a longitudinal study of health insured people in France, 1996-2002. Paris, Inserm U707, Working paper, 2008.

95. Buchmueller TC, Couffinhal A. Private Health Insurance in France, OECD Health Working Papers, No12: OECD Publishing 2004.
96. Imai Y, Jacobzone S, Lenain P. The Changing Health System in France, OECD Economics Department Working Papers No 269. Paris: OECD, 2000.
97. Durand-Zaleski I. Health system snapshots: perspectives from six countries. The health system in France. Eurohealth. 2008;14(1):3-4.
98. L'Assurance maladie. Soins et prothèses dentaires. Paris, 2010. Available from: <http://www.ameli.fr/assures/soins-et-remboursements/combien-serez-vous-rembourse/soins-et-protheses-dentaires/consultations.php>.
99. Lengagne P, Perronnin M. Impact des niveaux de garantie des complémentaires santé sur les consommations de soins peu remboursées par l'Assurance maladie : le cas des lunettes et des prothèses dentaires. Questions d'économie de la Santé (IRDES). 2005; (100):1-6.
100. Polton D. Recent reforms affecting private health insurance in France. Euro Observer. 2004;6(1):4-5.
101. Kravitz AS, Treasure ET. EU Manual of Dental Practice. Brussels: Council of European Dentists, 2008.
102. Grignon M, Perronnin M, Lavis JN. Does free complementary health insurance help the poor to access health care? Evidence from France. Health Economics. 2008;17(2):203-19.
103. Fonds CMU. CMU complémentaire : à quoi avez-vous droit ? Paris, 2011. Available from: <http://www.cmu.fr/site/cmu.php4?Id=18&style=&col=>.
104. Kravitz AS, Treasure ET. EU Manual of Dental Practice. Brussels: Council of European Dentists, 2008.
105. L'Assurance maladie. Les lunettes et les lentilles. Paris, 2011. Available from: <http://www.ameli.fr/assures/soins-et-remboursements/combien-serez-vous-rembourse/optique-et-audition/les-lunettes-et-les-lentilles/le-remboursement-des-lentilles.php>.
106. Bocognano A. Droit à dépassement et impact sur les inégalités d'accès aux soins. ADSP. 2009;69.
107. Van Doorslaer E, Masseria C, Koolman X. Inequalities in access to medical care by income in developed countries. Canadian Medical Association Journal. 2006;174:177-83
108. Glazier RH, Agha MM, Moineddin R, Sibley LM. Universal Health Insurance and Equity in Primary Care and Specialist Office Visits: A Population-Based Study. Ann Fam Med. 2009 September;7(5):396-405.
109. Kambia-Chopin B, Perronnin M. Les franchises ont-elles modifié les comportements d'achats de médicaments ? Questions d'économie de la santé, Irdes. 2010;158.
110. Pichetti S, Sorasith C, Sermet C. Analysis of the impact of removing mucolytics and expectorants from the list of reimbursable drugs on prescription rates: A time-series analysis for France 1998-2010. Health Policy. 2011;102:159-79.
111. Dufour-Kippelen S, Legal A, Wittwer J. Comprendre les causes du non-recours à la CMU-C. Paris: Université Paris Dauphine, Legos, 2006.