UNIVERSITE PARIS-DAUPHINE

ECOLE DOCTORALE DE DAUPHINE

THÈSE DE SCIENCES ECONOMIQUES

Présentée et soutenue par

Paul DOURGNON

Le 21 juin 2013

# Evaluation des politiques publiques et inégalités sociales d'accès aux services de santé

Sous la direction des professeurs

Jérôme WITTWER, Université Paris IX Dauphine

Michel GRIGNON, McMaster University

JURY

| | |
|---|---|
| PRESIDENTE | Professeur Lise ROCHAIX, Haute Autorité de Santé |
| RAPPORTEURS | Professeur Thomas BUCHMULLER, Michigan Ross School of Business |
| | Professeur Alberto HOLLY, Université de Lausanne |

L’UNIVERSITE PARIS-DAUPHINE n’entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

A mon ami Bernard Fredenucci

# Table des matières


Préambule ..... 12

Résumé ..... 14

Abstract ..... 14

Introduction ..... 16

1. Inégalités sociales de santé, inégalités sociales de recours aux services de santé ..... 16

2. Les inégalités de recours aux services de santé en France ..... 19

3. Inégalités d'accès aux soins et politiques publiques en France ..... 22

3.1. Déterminants sociaux de l'accès aux soins ..... 22

3.2. Régulation de la demande dans le système de santé français et équité d'accès aux services de santé ..... 23

4. Apport des travaux de recherche présentés dans cette thèse ..... 27

Chapitre 1 ..... 35

Payer nuit gravement à la santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé ..... 35

Payer nuit gravement à la santé : ..... 36

une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé ..... 36

1. Introduction ..... 37

2. Cadre d'analyse : le renoncement déclaré comme outil d'analyse de l'accès aux soins .. 39

3. Données et méthodes ..... 42

4. Résultats ..... 50

5. Discussion - Conclusion ..... 56

Remerciements ..... 57

Bibliographie ..... 58

Chapitre 2 ..... 63

Is the SES of patients relevant for physicians? What are the effects on medical practice? The case of overweight treatment ..... 63

Is the SES of patients relevant for physicians? What are the effects on medical practice? The case of overweight treatment ..... 64

Obesity: trends, socioeconomic factors and the role of primary care ..... 68

Data and methods ..... 71

Methods ..... 81

4. Results ..... 83

4.1. SES categorization by physicians ..... 83

4.2. Modeling patient-physician interactions ..... 89

Table 6 Results from Model 1 ..... 90

Table 7- Results from Model 2 ..... 92

Chapitre 3 ..... 97

Deux essais sur la réforme du médecin traitant ..... 97

The preferred doctor scheme: A political reading of a French experiment of Gate-Keeping ..... 98

1. Paper Objectives ..... 99

2. The Political background of the “preferred doctor scheme” ..... 100

2.1. Political Context: An Earlier Reform ..... 100

2.2 Structure of the “preferred doctor scheme” ..... 101

2.3. A reform based on politics, not evidence ..... 103

3. Results ..... 104

3.1. On the demand side ..... 104

3.2. On the supply side ..... 105

4. Discussion ..... 105

4.1. The preferred doctor scheme: political success, economic failure? ..... 105

Gatekeeping and equity in access to specialist care. An analysis of the 2006 French “preferred doctor” reform based on self assessed unmet needs. ..... 109

1.Introduction ..... 110

2. Context and implementation of the preferred doctor reform ..... 113

4. Analytical strategy, methodology and data ..... 122

Data ..... 126
Methods ..... 128
Results ..... 130
Acknowledgement ..... 140
Conclusion ..... 145

# Préambule

> Ainsi tu vois par des raisons plausibles, vraies, démonstratives et convaincantes, que je suis une, deux, trois, quatre, cinq, six, sept, huit, neuf, et dix fois docteur. *Molière, La jalousie du Barbouillé*

Pourquoi écrire une thèse à 42 ans ? Je m'étais promis d'apporter dans ce petit préliminaire une réponse pleine d'esprit à mes amis, à mes ennemis, aux amateurs de préfaces, aux personnes recherchant leur nom gravé dans le marbre de la rubrique « remerciements » mais, dans le fond, c'est évidemment à moi-même que je devais cette réponse. C'était un peu tard et, à l'heure d'apporter à ce manuscrit un point véritablement final je suis malheureux de constater que je ne serai demain ni plus intelligent, ni plus riche, ni même, sans doute, plus heureux ou plus malheureux.

Alors quoi ? De côtoyer des personnes hors du commun qui comme moi croient que la pensée est libre, pour peu que l'on s'en donne les moyens Quelques personnes qui m'ont accompagné dans ce parcours semblent avoir un avis bien plus précis que moi sur cette question. Je leur dois beaucoup. Il est temps de les présenter. Ils savent, eux.

Lise Rochaix, un jeudi après-midi, m'a dit dans un couloir de Dauphine « dépêche-toi de faire une thèse ». C'était la première et c'était en 1999.

Michel Grignon, m'a ouvert en grand la porte du monde de la recherche et m'a souhaité la bienvenue.

Jérôme Wittwer a suivi la lente progression de cette thèse avec une acuité, une confiance, une discrétion et surtout une patience (mêlée peut-être à une certaine forme d'anxiété par moments) dont je ne sais comment le remercier.

Alberto Holly et Tom Buchmuller, qui me font l'honneur de participer au Jury.

Florence Jusot, ma coauteure préférée, m'a poussé, tiré, sermonné, encouragé, insulté, câliné mais n'ai jamais essayé de me faire changer. Ça doit ressembler à de l'amitié.

Chantal Cases m'a donné l'opportunité de travailler quelques mois à l'université McMaster, et d'en tirer l'un des papiers présentés plus loin.

Mes collègues Thomas Barnay, Agnès Couffinhal, Thierry Debrand, Jacques Harrrouin, Julien Mousquès, Michel Naiditch, Zeynep Or, Thomas Renaud, Nicolas Sirven m'ont, *chacun à leur façon*, toujours encouragé.

Et quelques fantômes, enfin, m'ont laissé poursuivre ma route.

A tous MERCI, tout simplement.

… Je n’oublie ni Marc Perronnin ni Julien Mousquès, tout comme moi, ont engagé cette course lente contre leur propre montre et très bientôt aboutiront à leur tour.

# Résumé

En dépit des objectifs énoncés de respect du principe d'équité horizontale, on observe des inégalités sociales dans la consommation de soins des pays dotés de systèmes de santé socialisés.

Cette thèse se propose, au travers de quatre études, de contribuer à l'analyse des politiques publiques dans le système de santé, du point de vue de l'équité de recours aux services de santé. L'introduction propose des éléments descriptifs des inégalités sociales de recours aux soins en France ainsi que des principaux mécanismes qui, à l'intérieur du système de santé français, peuvent en être à l'origine.

Le premier chapitre étudie les liens entre barrières financières à l'accès aux soins et état de santé. Il montre que le fait de renoncer à des soins pour des raisons financières est associé à un état de santé futur plus détérioré.

Le deuxième chapitre propose une analyse de l'interaction médecin-patient et de son rôle dans la formation des inégalités de recours aux soins. Nous étudions les catégorisations opérées par les médecins au sujet de leurs patients en fonction de leurs situations sociales. Nous montrons ensuite les relations entre ces catégorisations et les pratiques observées.

Un troisième chapitre collige deux études portant sur la réforme du médecin traitant. La première propose une analyse de la réforme et de son contexte, en particulier le rôle des différents acteurs. La seconde propose une étude des conséquences de la réforme sur l'accès financier aux soins de spécialistes.

# Abstract

Although horizontal equity is considered a universal guiding principle in socialized health systems, most of the countries where such systems are implemented show social inequalities in health care services consumption.

This thesis brings together four studies. It aims at contributing to the analyses of health system reforms regarding equity in access to health care services.

The introduction provides a description of social inequalities in health care services consumption in France as well as of the main mechanisms which, inside the French health system, can give rise to these inequalities.

In the first chapter we study the links between financial barriers in accessing healthcare and health status. We show that unmet needs for financial reasons are associated with worse future health status.

The second chapter proposes an analysis of the doctor-patient interaction and how it can affects inequalities in health care consumption. We first study the categorizations operated by the doctors about their patients according to the patients' socioeconomic status. We then study how these categorizations interact with observed practices patterns.

The third chapter brings together two analyses of the "preferred doctor reform". A first study analyses the reform and its context, with a focus on the role of the stakeholders. A second study investigates the consequences of the reform on financial access to specialist care.

# Introduction

## 1. Inégalités sociales de santé, inégalités sociales de recours aux services de santé

L'existence d'inégalités sociales de santé, si elle est attestée depuis le milieu du XIXeme siècle (Villermé, 1830, pour le cas français), est depuis une trentaine d'années largement investiguée dans les pays développés. Comme aux Etats-Unis (Smith, 1999 ; Berkman, 2009) et au Royaume-Uni (Black Report, 1980 ; Acheson Report, 1998 ; Marmot Review, 2010), la France affiche de larges inégalités sociales face à la santé. Quels que soient les indicateurs utilisés pour mesurer l'état de santé - santé perçue, maladies, handicap ou risque de décès - et pour mesurer la situation sociale - revenu, éducation, profession- on constate que les personnes appartenant aux milieux les plus favorisés bénéficient d'un meilleur état de santé (leclerc *et al.*, 2000 ; Cambois et Jusot, 2007). Si les premiers résultats produits provenaient de données de mortalité, ils ont été confirmés par d'autres indicateurs portant sur la morbidité (Girard *et al.*, 2000, Mackenbach *et al.*, 2008), enfin par des indicateurs de santé perçue issus d'enquêtes en population générale (par exemple, Van Doorslaer et Jones, 2003).

En France, et comme dans les autres pays développés (Mesrine, 1999 et 2000 pour la France, et Marmot, 2010, pour une comparaison européenne) ces inégalités ne semblent pas se réduire : Jougla montre que la diminution des taux de mortalité observée sur la période 1987-1993 par rapport à la période 1979-1985 a beaucoup moins touché les ouvriers et les employés que les cadres supérieurs et professions libérales (Jougla *et al.,* 2000).

Devant ce constat partagé de l'existence et de l'augmentation des inégalités de santé dans des pays pourtant dotés de systèmes de santé socialisés la recherche s'est orientée dans trois directions contingentes: la mesure des inégalités sociales en santé, l'investigation des déterminants des inégalités sociales de santé et enfin l'étude des politiques publiques susceptibles de diminuer ces inégalités. La recherche sur les déterminants des inégalités de santé s'est orientée essentiellement vers des déterminants situés hors du système de santé.

En effet, bien que l'étude du rôle des soins dans les inégalités sociales de santé reste incomplète, la thèse de McKeown, qui minimise l'impact des politiques de santé publique sur l'augmentation de la santé l'espérance de vie en Angleterre et au Pays de Galles (McKeown, 1976 ; discussion de Colgrove, 2002), et dont les conclusions sont certes aujourd'hui largement rediscutés, est restée prégnante dans la recherche sur les inégalités de santé. Le cas de la France se prête bien à ce type d'interprétation. Malgré un système de santé considéré comme l'un des plus performants au

monde (OMS, 2002), la France se situe, en Europe occidentale, dans le bas du classement pour plusieurs indicateurs d'inégalités sociales de santé. Ainsi pour ce qui concerne les deux principales causes de décès chez les hommes âgés de 45 à 59 ans (cancers et maladies cardiovasculaires), elles présentaient dans les années 1990 les écarts entre travailleurs manuels et non manuels les plus élevés parmi onze pays européens (Kunst *et al.*, 1998). D'autres études plus récentes confirment ces classements, du moins parmi les pays d'Europe de l'Ouest (Mackenbach *et al.*, 2008).

En dehors du système de soins, donc, le rôle des effets de pauvreté absolue (logement, alimentation, expositions professionnelles), des comportements de santé (consommation de tabac, alcool, nutrition et activité physique en particulier), les effets de sélection de la santé sur le statut social (en particulier le rôle de la santé sur l'emploi), et les déterminants dits psychosociaux de la santé ont été particulièrement explorés, sans aboutir à un modèle explicatif complet ni convaincant des inégalités sociales de santé (Kawachi *et al.*, 2002).

Ces résultats à leur façon, convoquent à nouveau la question de l'accès aux soins et des inégalités de recours aux soins, à la fois pour la recherche et pour l'action publique. C'est ainsi que la Commission des Déterminants sociaux de l'OMS dans son rapport 2009 (OMS, 2009) rappelle que l'équité d'accès aux soins est une condition nécessaire pour réduire les inégalités de santé. Le respect du principe d'équité horizontale implique en effet que chacun reçoive un traitement égal pour un besoin de soins égal. On observe cependant en France des inégalités sociales d'utilisation des services de santé, comme dans la plupart des pays européens, c'est-à-dire des différences de consommation de soins entre groupes sociaux à état de santé donné.

Le rôle du recours aux soins dans la constitution des inégalités de santé est difficile à mesurer empiriquement. Un effet bénéfique des soins sur les inégalités de santé nécessiterait que pour un individu moyen, un meilleur accès aux soins entraine un meilleur état de santé. Or on observe, en particulier sur données transversales, une corrélation inverse qui veut que les personnes en mauvaise santé consomment en moyenne davantage de soins (ce résultat finalement trivial se retrouve dans toutes les études empiriques de la consommation de soins, voir par exemple Raynaud, 2005). L'étude de la RAND reste la seule approche longitudinale ayant montré une corrélation entre accès aux services de santé et état de santé futur (Newhouse, 1993). En particulier les personnes recourant davantage aux services de santé présentent un risque futur moins élevé d'hypertension (l'étude met en évidence une réduction significative de la mortalité liée à l'hypertension pour les patients les plus défavorisés auxquels l'expérimentation permettait un accès gratuit aux soins) et une meilleure santé oculaire, en contrôlant de l'état de santé initial

dans ces domaines (Keeler *et al.*, 1985 ; Lurie *et al.*, 1989). Les travaux sur le renoncement aux soins ont apporté un éclairage nouveau sur cette question. Deux travaux sur données françaises montrent tout d'abord que le renoncement aux soins est socialement différencié : les personnes les plus pauvres et les plus vulnérables renoncent davantage. Ils montrent ensuite que les personnes qui renoncent à des soins pour des raisons financières ont une probabilité plus élevée de voir leur état de santé se dégrader. Ces résultats se retrouvent pour la santé dentaire (Azogui-Lévy et Rochereau, 2005) et pour l'état de santé général (Dourgnon et Jusot, 2012). Ce dernier travail est présenté dans cette thèse. Ces résultats, en montrant qu'une meilleure équité d'accès aux soins permet de diminuer les inégalités sociales de santé confortent la position des institutions sur la question du rôle des systèmes de santé et plus particulièrement du recours aux soins.

Le rôle du système de santé reste central du point de vue des institutions. Il est à cet égard significatif de noter que la vision du rôle du système de santé par les institutions internationales a évolué, qui incorpore désormais explicitement une mission d'équité en santé, c'est-à-dire la légitimité d'agir dans et hors du système pour réduire les inégalités de santé. La définition assez restrictive d'un système de santé de 2000 de l'OMS Toutes les activités dont l'objectif premier est de promouvoir, restaurer ou maintenir la santé (OMS, 2000) fait place, près de dix ans plus tard, à une vision plus large qui intègre le traitement global des inégalités de santé, avec une référence explicite aux déterminants sociaux de la santé : Au sein du cadre politique et institutionnel de chaque pays, un système de santé est l'ensemble des organismes, institutions et ressources du secteur public et du secteur prive mandates pour améliorer, maintenir ou rétablir la sante. Les systèmes de santé englobent à la fois des services aux personnes et des services à la population, et des activités visant à influencer les politiques et les actions d'autres secteurs pour agir vis-à-vis des déterminants sociaux, environnementaux et économiques de la sante. (OMS, 2008). Il parait donc admis que les missions fondatrices assignées aux systèmes de santé socialisés ne suffisent pas à garantir une équité de fait dans la société du point de vue de la santé ni des soins, mais qu'ils ont un rôle important à jouer.

L'accès aux soins conserve donc un rôle majeur du point de vue des institutions, et peut donc difficilement être sous-estimé du point de vue de la recherche. En 2009, la Commission des Déterminants Sociaux de l'OMS, dans son rapport Réduire le fossé en une génération - Instaurer l'équité en santé en agissant sur les déterminants sociaux de la santé (OMS, 2009), rappelle que l'équité d'accès aux soins est une condition nécessaire pour réduire les inégalités de santé. Enfin, l'accès aux services de santé constitue un droit fondamental selon la Charte des droits fondamentaux de l'Union Européenne et le principe d'équité horizontale, qui exige un traitement

égal à besoin égal, est aujourd'hui largement accepté pour juger de l'équité dans les systèmes de soins (Wagstaff et van Doorslaer, 2000 ; Fleurbaey et Schokkaert, 2009).

Le respect du principe d'équité horizontale implique en effet que chacun reçoive un traitement égal pour un besoin de soins égal. On observe cependant en France des inégalités sociales d'utilisation des services de santé comme dans la plupart des pays européens, c'est-à-dire des différences de consommation de soins entre groupes sociaux à état de santé donné. Plusieurs travaux montrent ainsi que la probabilité de recours au médecin et le nombre de visites ne sont pas identiquement distribués à travers des groupes socio-économiques, après contrôle par l'âge, le sexe et l'état de santé (Van der Meer et Mackenbach 1999 ; van Doorslaer *et al.*, 2000; Couffinhal *et al.*, 2004 ; van Doorslaer, Koolman, Jones, 2004 ; van Doorslaer, Masseria, Koolman, 2006 ; Hanratty, Zhang, Whitehead, 2007 ; Mielck *et al.*2007, Bago d'Uva et Jones, 2009 ; Or *et al.*, 2009 ; Jusot *et al.*, 2011).

Cette thèse propose, au travers de quatre papiers, de contribuer aux analyses des politiques publiques dans le système de santé, du point de vue de l'équité de recours aux services de santé. Dans cette partie introductive nous présentons quelques éléments de constat sur les inégalités sociales de recours aux soins en France. Nous présentons ensuite les principaux mécanismes qui, dans le système de santé français, sont à l'œuvre dans la formation des inégalités de consommation de soins et comment les politiques publiques ont tenté d'y répondre depuis 1945. Enfin nous présentons les travaux colligés dans cette thèse ; les éléments nouveaux qu'ils peuvent apporter sur les déterminants de la santé et du recours aux soins et le rôle des politiques publiques.

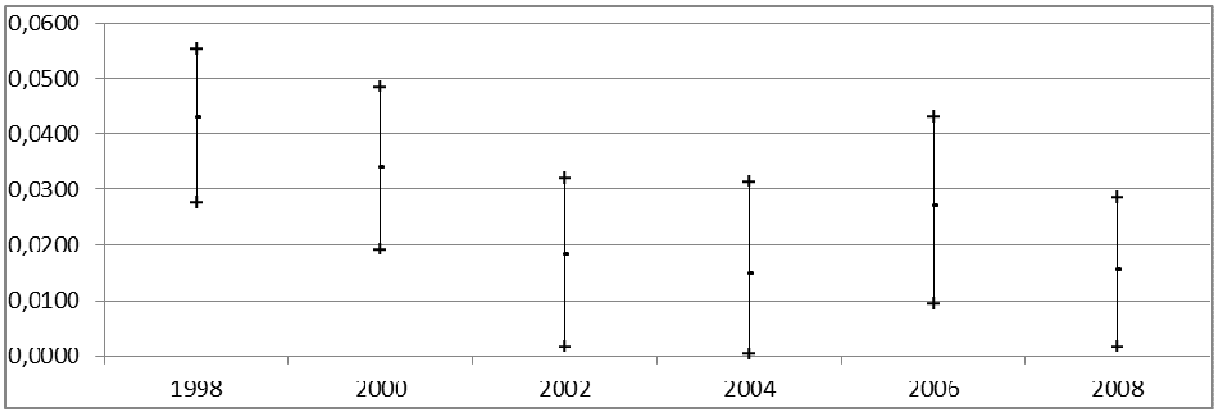
## 2. Les inégalités de recours aux services de santé en France

En dépit de l'objectif énoncé du respect du principe d'équité horizontale par la plupart des systèmes de santé européens, on observe des inégalités sociales dans la consommation de soins partout en Europe, c'est-à-dire des différences de consommation de soins entre groupes sociaux à besoin de soins égal. De nombreux travaux montrent ainsi que la probabilité de recours au médecin et le nombre de visites ne sont pas identiquement distribués parmi les différents groupes socio-économiques, après ajustement par l'âge, le sexe et l'état de santé. Ces travaux ont notamment mis en évidence des inégalités importantes de consommation de soins de spécialistes et de soins préventifs en faveur des groupes les plus favorisés dans les pays de l'Europe des 15, le recours aux soins de généralistes étant en revanche plus équitablement réparti (Devaux et de Looper, 2012). Cependant, ces travaux ont également montré que le niveau et le sens de ces

inégalités varient de manière significative d'un pays à l'autre. Par exemple, en Irlande et en Grande-Bretagne, les individus les moins avantagés recourent davantage aux médecins généralistes que les individus les plus aisés tandis que l'on observe le phénomène inverse au Portugal et en Finlande. De même, si on observe des inégalités de recours aux soins de spécialistes ou de de soins préventifs dans la plupart des pays d'Europe, celles-ci sont particulièrement marquées dans certains pays – dont la France - ce malgré l'existence d'une couverture universelle. La situation de la France apparait particulièrement préoccupante, qui pointe aux dernières places des classements européens à la fois pour les inégalités de santé et les inégalités de recours aux soins de spécialistes et préventifs. Rappelons que, pas plus qu'il n'existe de relation causale claire, il n'existe pas de corrélation avérée entre niveaux d'inégalités de soins et inégalités de santé.

Le niveau de ces inégalités de recours ne reste pas constant au cours du temps. Les inégalités de consommation de soins ambulatoires baissent légèrement sur la période 1988-2008, mais restent significativement favorables aux plus riches (cf. figure 1). Après une diminution initiale de 1998 à 2002, période qui coïncide avec l'implémentation de la CMUC, le niveau d'inégalités semble se stabiliser. L'intuition du rôle de la CMUC est confirmée par les études de l'impact de la CMUC (Grignon *et al.* 2003 ; Guthmuller et Wittwer, 2012), et plus largement par les études des effets de l'extension des régimes d'assurance santé sur le recours aux soins (Buchmueller *et al.*, 2005). Enfin, les mesures de la contribution de la CMUC aux inégalités de consommation de soins montrent un lien (au sens statistique du terme, la méthodologie employée n'isole pas de causalité) particulièrement important sur la réduction des inégalités de recours aux soins de spécialistes (Dourgnon *et al.*, 2013). L'inégalité globale que l'on mesure pour les soins ambulatoires reflète essentiellement des inégalités dans la consommation de médicaments et de soins de spécialistes. Les inégalités de consommation de soins de spécialistes sont particulièrement marquées mais diminuent significativement entre 1998 et 2000, pour se stabiliser ensuite (cf. figure 2). De façon concomitante, on observe une diminution des inégalités de soins de généralistes, toujours sur la même période, qui d'une situation non significativement différente d'une situation équitable en 1998, deviennent à partir de 2000 favorables aux plus pauvres (cf. figure 3).

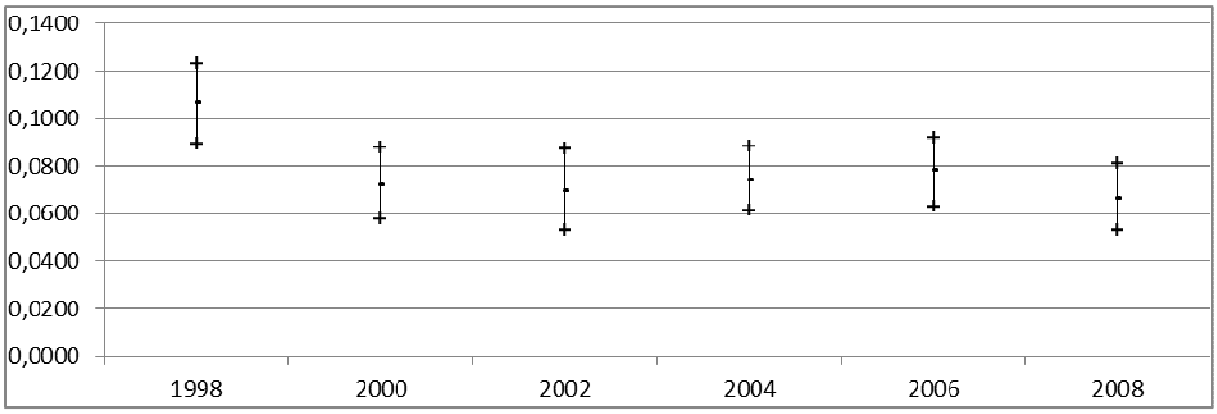
**Figure 1 Evolution des inégalités de consommation de soins ambulatoires en France, de 1998 à 2008**




*Source : Enquête Santé Protection Sociale et Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux*

*Note de lecture : la consommation de soins est mesurée par la dépense, en euros courants. les niveaux d'inégalité sont mesurés par indice de concentration, après contrôle du besoin de soins(Wagstaff, 2000). Les intervalles de confiance sont indiqués sur les graphiques, calculés par Bootstrap. Estimations de l'auteur (Dourgnon, 2012).*

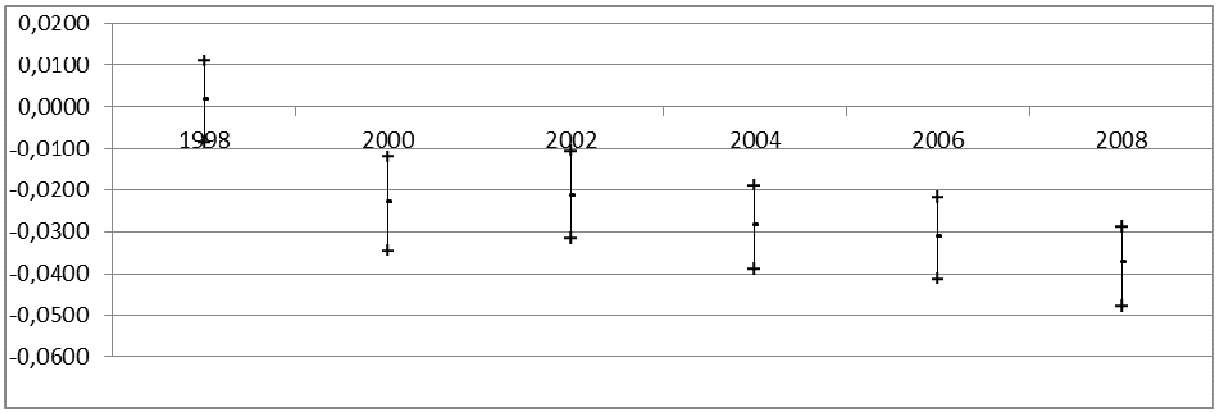
**Figure 2 Evolution des inégalités de consommation de soins de spécialistes en France, de 1998 à 2008**




Source : Enquête Santé Protection Sociale et Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux

*Note de lecture : la consommation de soins est mesurée par le nombre de séances. les niveaux d'inégalité sont mesurés par indice de concentration, après contrôle du besoin de soins (Wagstaff et van Doorslaer, 2000). Les intervalles de confiance sont indiqués sur les graphiques, calculés par Bootstrap. Estimations de l'auteur (Dourgnon et al., 2013).*

**Figure 3 Evolution des inégalités de consommation de soins de généralistes en France, de 1998 à 2008**




*Source : Enquête Santé Protection Sociale et Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux*

*Note de lecture : la consommation de soins est mesurée par le nombre de séances. les niveaux d'inégalité sont mesurés par indice de concentration, après contrôle du besoin de soins (Wagstaff et van Doorslaer, 2003). Les intervalles de confiance sont indiqués sur les graphiques, calculés par Bootstrap. Estimations de l'auteur (Dourgnon et al., 2013).*

# 3. Inégalités d'accès aux soins et politiques publiques en France

## 3.1. Déterminants sociaux de l'accès aux soins

Deux types d'explications, relevant de la demande de soins et s'appuyant sur le cadre théorique du modèle de capital santé (Grossman, 2000) ont essentiellement été proposés pour expliquer ces inégalités. Elles peuvent en premier lieu refléter des préférences différentes pour la santé ainsi que l'existence de barrières informationnelles expliquant que les populations les plus pauvres et moins éduquées aient un recours aux soins plus tardif et davantage orienté vers les soins curatifs en raison d'un rapport différent au corps et à la maladie ou d'une moindre connaissance des filières de soins (Van der Meer et Mackenbach, 1999 ; Alberts *et al.,* 1997, 1998 ; Couffinhal *et al.,* 2005). En second lieu, les différences de recours aux soins peuvent être le reflet de barrières financières à l'accès aux soins, le coût des soins laissés à la charge des patients pouvant expliquer que les plus pauvres renoncent à des soins qu'ils jugent nécessaires au regard de leur état de santé. Les travaux du groupe Ecuity ont mis en évidence le rôle du coût direct des soins dans la formation de ces inégalités de recours, les fortes inégalités de recours aux soins de spécialistes étant notamment corrélées avec les inégalités dans la possession d'assurance maladie complémentaire (Bongers *et al.*, 1997 ; van Doorslaer, Koolman, Jones, 2004 ; van Doorslaer, *et al.*, 2006).

Les barrières financières peuvent en particulier expliquer, dans le cas français, les différences sociales de recours aux soins d'optique et aux soins dentaires mais également aux soins ambulatoires, pour lesquels le reste à charge peut s'avérer très élevé. Rappelons qu'en France, 25% des médecins, dont 40% des médecins spécialistes, sont inscrits en secteur 2. Ils peuvent pratiquer des dépassements d'honoraires, qui en moyenne, s'élèvent à 54% du tarif de convention fixé par la sécurité sociale. Une partie des contrats de couverture complémentaire ne prenant en charge que le ticket modérateur, c'est-à-dire la différence entre le remboursement de la sécurité sociale et le tarif de convention (à l'exclusion des franchises médicales), ces dépassements sont à l'origine d'important restes à charge pour les patients, y compris parmi ceux atteints des problèmes de santé chroniques et dont les soins afférents sont couverts par une exonération du ticket modérateur pour Affection de Longue Durée. Ainsi, Le Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie (HCAAM, 2010) a calculé que les patients appartenant au percentile le plus élevé de dépense de santé ont eu en 2008 un reste à charge annuel approchant 3 000 euros. Des calculs complémentaires montrent que ces charges financières ne sont pas des accidents ponctuels, mais pèsent durablement sur le budget des individus: le même calcul sur cinq ans aboutit à une somme annuelle comparable (Dormont et Jusot, 2012).

## 3.2. Régulation de la demande dans le système de santé français et équité d'accès aux services de santé

Dans le système de santé français, la régulation de la demande est basée sur le principe de partage de la dépense de soins entre assureur public et assuré. L'objectif du partage de la dépense est de limiter les comportements de recours excessifs des assurés, en leur faisant supporter une partie du coût des soins. Les mécanismes de partage des coûts (avance de frais, ticket modérateur, ou franchises dans le cas français), ont un impact connu sur l'accès aux soins, en particuliers des moins riches (Newhouse, 1993). De plus, ils ne limitent pas l'accès aux soins moins utiles au profit des soins les plus importants. Les études réalisées en Europe sur la consommation de médicaments montrent que les mesures de partage des coûts affectent de façon indifférenciée les soins essentiels et non-essentiels (Gemmill *et al.*, 2008). De plus, en France, le système de double filet constitué par l'assurance publique et l'assurance complémentaire privée, qui couvre de fait 93% de la population, permet d'assurer tout ou partie du ticket modérateur et allège donc l'effet des mécanismes de partage de couts, qui transitent alors par la prime d'assurance complémentaire. Les dépassements d'honoraire, qui ne relèvent d'aucune logique de régulation de la demande, sont eux beaucoup moins bien remboursés par les complémentaires et représentent une part importante des restes à charge des patients. Enfin, le partage de coûts n'est subi que par le patient. Or les soins ambulatoires sont rémunérés

essentiellement à l'acte. L'acteur économiquement le plus intéressé dans la transaction est le professionnel de santé, lequel est susceptible d'influencer la demande du patient, et donc son recours aux soins effectif, pour augmenter son revenu.

Deux grandes tendances se dégagent des modes d'organisation et de régulation de l'accès aux soins dans le système de santé français. S'observent en parallèle un mouvement vers l'universalisation des droits à l'assurance maladie publique (CMU de base, AME) et des réformes visant à faciliter l'accès aux soins (politiques ciblées d'accès à l'assurance complémentaire, CMUC et ACS) et par ailleurs des tentatives répétées pour freiner la demande de soins à travers des augmentations de la participation des assurés. L'essentiel des politiques d'accès aux soins vise finalement à corriger les effets du mode de fonctionnement du système de soins (payement des soins et rémunération des professionnels de santé). La question de la capacité à payer des assurés s'est ainsi posée dès la naissance du régime général. Le dispositif des affections de longue durée (ALD), instauré en 1945, vise à diminuer la charge financière des assurés souffrant de maladies longues et coûteuses en exonérant les patients du ticket modérateur pour les soins liés à la pathologie concernée, ceci indépendamment de leur niveau de revenu. Introduit initialement au titre de quatre groupes de maladies (cancer, tuberculose, poliomyélite, maladie mentale), le dispositif en concerne aujourd'hui 29. Dès 1968, s'y ajoutent l'ALD 31 pour les affections « hors liste », mais nécessitant un traitement long et onéreux, et enfin l'ALD 32 pour les polypathologies exigeant des soins importants. L'ajout de ces catégories montre déjà les limites d'un dispositif d'exonération uniquement basé sur des critères médicaux. Le Haut Conseil pour l'avenir de l'Assurance maladie (HCAAM, 2010) a pointé certaines limites du dispositif : malgré leur prise en charge au titre de l'ALD, les personnes bénéficiant de l'exonération ALD supportent des restes à charge hors dépassements très dispersés, mais en moyenne élevés, atteignant en moyenne le double de ceux des assurés sans ALD car elles cumulent souvent pathologies donnant droit à exonération et autres pathologies. Enfin, l'existence de restes à charge importants parmi les personnes sans ALD montre que le dispositif laisse de côté certaines situations génératrices de fortes dépenses de soins. Le dispositif des ALD privilégie la solidarité entre malades et bien portants sans prise en compte de la situation socio-économique des individus. Plus âgées que le reste de la population, les personnes en ALD sont aussi plus défavorisées et leurs restes à charge plus élevés. Le niveau d'inégalités de consommation de soins ambulatoires au sein de la population en ALD, en faveur des plus riches de 1998 à 2000, devient non significatif à partir de 2002 alors qu'il demeure significatif dans le reste de la population, ce qui montre que la situation des assurés de droit commun s'est relativement détériorée du point de vue de l'équité (Dourgnon *et al.*, 2013). Au total, le dispositif des ALD améliore l'accès aux soins ambulatoires des personnes

qui en bénéficient et contribue à réduire le niveau d'inégalités constaté dans la population, les bénéficiaires de l'ALD étant issus de populations relativement plus défavorisées. L'exonération ALD était insuffisante pour permettre un accès équitable aux soins dans l'ensemble de la population. La Couverture maladie universelle complémentaire, dispositif basé sur un critère d'attribution cette fois financier est venu, en 2000. La CMUC est devenue un levier important de l'accès aux soins (Grignon *et al.*, 2008) et contribue à diminuer les inégalités de recours au généraliste, voire de les rendre légèrement favorables aux plus pauvres. Au final l'analyse des contributions de l'ALD et de la CMUC aux inégalités de soins montre qu'il existe une forme de complémentarité entre CMU-C et ALD, en particulier sur l'accès aux généralistes et aux spécialistes. La CMUC contribue davantage à l'accès aux soins de généralistes, tandis que l'ALD contribue davantage à l'accès aux soins de spécialistes (Dourgnon *et al.*, 2013). Cependant, la conjonction de ces deux dispositifs ne permet pas de faire disparaitre l'ensemble des inégalités de recours constatées dans le système de santé français.

Aux dispositifs publics visant à protéger les patients de restes à charges excessifs, c'est-à-dire en fait à réassurer totalement ou partiellement le ticket modérateur viennent se juxtaposer les couvertures complémentaires privées, qui couvrent, en 2010 et hors CMUC, 89.5 % de la population (Dourgnon, Guillaume *et al.*, 2012). Globalement, l'Assurance maladie prend en charge les trois quarts de la consommation de biens et soins médicaux (75,5% en 2009) mais la part laissée à la charge des patients est importante et croissante pour certains types de soins, tels que les médicaments, les lunettes et autres types de prothèses et les soins dentaires (Fenina *et al.*, 2010). Pour se couvrir contre ce risque financier, les individus peuvent recourir au marché de l'assurance santé complémentaire sur lequel les organismes de complémentaire santé - mutuelles, assureurs ou instituts de prévoyance – proposent, moyennant le paiement de primes, des contrats dits individuels prenant en charge dans des proportions et des modalités variables les dépenses non couvertes par l'Assurance Maladie. Par ailleurs, certains salariés bénéficient d'une couverture complémentaire d'entreprise partiellement prise en charge par leur employeur dans le cadre de contrats dits collectifs, mais ce dispositif concerne en premier lieu les cadres des grandes entreprises (Guillaume et Rochereau, 2010).

L'accès à la complémentaire santé dans la population reste un enjeu de santé publique important dans la mesure où l'absence de couverture complémentaire et les restes à charge potentiellement importants qui en découlent constituent un obstacle au recours aux soins, tout particulièrement parmi les ménages les plus pauvres (Boisguérin *et al.*, 2010 ; Buchmueller *et al.*, 2004 ; Raynaud, 2005 ; Kambia-Chopin *et al.*, 2008 ; Jusot et Wittwer, 2009 ; Perronnin *et al.*, 2011). Plusieurs dispositifs mis en place par les autorités publiques, comme la couverture maladie universelle

complémentaire (CMUC) et l'aide complémentaire santé, témoignent de leur préoccupation d'éliminer les barrières financières à l'accès aux soins, et il semble que l'objectif visé par ces politiques est l'amélioration de l'accès financier aux soins des plus pauvres au travers une couverture complète de la population. Pourtant, en dépit de ces dispositifs ciblés, 6% de la population ne bénéficient d'aucune couverture complémentaire (Perronnin *et al.*, 2011) et l'analyse des déterminants de la couverture complémentaire suggère que les barrières financières restent la principale explication (Saliba et Ventelou, 2007 ; Grignon et Kambia-Chopin, 2009 ; Jusot *et al.*, 2011). Certains préconisent donc une extension de la couverture complémentaire (Grimaldi et al. 2011). C'est le choix privilégié par le régime de sécurité sociale dit « local » en Alsace-Moselle (Kerschen et Kessler, 1993 ; Lorthiois, 2006). On peut penser que cela correspond aussi à une préoccupation de politique publique en 2013 avec, d'une part, l'accord national interprofessionnel du 11 janvier 2013 qui privilégie une extension de la couverture d'entreprise et, d'autre part, l'augmentation du seuil d'attribution de la CMUC de 7% dans le cadre d'un plan de lutte contre la pauvreté, et qui devrait être appliquée en septembre 2013.

L'organisation des soins et des rapports entre assureur public et professionnels de santé peuvent aussi concourir à modifier l'accès aux soins et les inégalités sociales de consommations de soins. Ainsi un mécanisme dit de « gatekeeping » consiste à ne laisser à la disposition du patient qu'un unique point d'entrée dans le système de soins. Il s'agit en général de son médecin généraliste, lequel prend en charge le patient ou l'oriente vers des soins de seconde ligne. Ce dispositif peut participer à la maîtrise des dépenses de santé dans la mesure où le recours au spécialiste peut entrainer des soins plus coûteux et parfois moins pertinents (Or *et al.*. 2008). De plus, le gatekeeping doit permettre d'intensifier les contacts entre les patients et leur médecin généraliste, ce qui peut conduire à une prise en charge plus préventive, plus globale et mieux coordonnée. Quelques travaux ont mis en évidence que le gatekeeping permet une diminution des coûts et des recours aux spécialistes (Zentner, 2010). De plus, les inégalités de recours aux soins de spécialistes semblent plus faibles dans les systèmes où les médecins généralistes jouent le rôle gatekeeping (Or *et al.*, 2009, Bago d'uva *et al.*, 2009 ; Devaux et de Looper, 2012).

En France, la réforme du « médecin traitant » s'inspire en partie des dispositifs de gatekeeping des pays du nord de l'Europe et anglo-saxons. Un des objectifs revendiqués du médecin traitant est d'encadrer l'accès aux spécialistes. Il ne s'agit pas d'un dispositif contraignant mais appuyé par des incitations économiques orientées vers les assurés. Pour ces deux raisons, il s'inscrit, du point de vue de la régulation, dans la lignée des deux dispositifs précédents et justifie une évaluation en équité.

## 4. Apport des travaux de recherche présentés dans cette thèse

Ma thèse porte sur les politiques publiques dans le système de santé (réformes de l'assurance santé, organisation des soins) et leur impact sur les inégalités sociales d'accès aux soins, au travers d'une analyse de l'impact des barrières financières à l'accès aux soins sur l'état de santé, de l'analyse en équité de la réforme dite « du médecin traitant » et enfin d'une approche originale du rôle de l'interaction médicale sur la formation des inégalités en santé.

Le premier travail de recherche s'appuie sur un objet encore peu utilisé dans la littérature : les besoins de soins non satisfaits, à partir de questions sur le renoncement aux soins. Par objet nous entendons le concept lui-même et la mesure qui lui est associée. Afin d'étudier plus directement les barrières financières à l'accès aux soins, des questions sur le renoncement aux soins pour raisons financières ont été introduites dans l'Enquête Santé et Protection Sociale (ESPS) de l'IRDES depuis 1992 (Mizrahi et Mizrahi, 1993). Mais ce n'est qu'à la fin des années 1990, avec les travaux préparatoires à la loi instituant la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C), que le concept est apparu dans le débat public (Boulard, 1999). Il a donné lieu à la création d'un indicateur qui fait depuis partie des indicateurs suivis et retenus par la Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques (DREES) pour évaluer l'équité du système de santé et notamment l'efficacité de la couverture maladie universelle complémentaire.

En 2008, 16.5% des Français déclaraient avoir renoncé à des soins pour raisons financières au cours de l'année. Ces renoncements concernent principalement les soins dentaires (11%), l'achat de lunettes (4%) et les visites chez le généraliste ou le spécialiste (3%) (Boisguérin *et al.*, 2010). Au-delà de ces quelques chiffres, très peu d'études ont étudié les barrières financières à l'accès aux soins à l'aide de cet indicateur. De plus, bien que les travaux préparatoires à la loi instituant la CMU-C aient jugé « inacceptable » qu'un Français sur cinq déclare renoncer à des soins pour raisons financières, les propriétés de l'indicateur de renoncement aux soins sont restées longtemps méconnues. Une étude menée au Canada s'est intéressée aux liens existants entre la déclaration d'un renoncement et la consommation effective de soins (Allin *et al.*, 2010). Cependant, ses conclusions sont difficilement transposables au cas français : les systèmes de santé étant très différents, les soins concernés ne sont pas les mêmes. Enfin, une étude a mis en évidence les conséquences du renoncement aux soins sur l'état de santé buccodentaire ultérieur (Azogui-Lévy et Rochereau, 2005), mais aucune étude n'a montré l'impact que cela avait sur l'évolution de l'état de santé général. Le travail que nous présentons ici résulte d'un programme plus large qui comportait un questionnement de l'outil à travers une approche socio-anthropologique (Després, 2012) et une approche du point de vue de la méthodologie des

enquêtes (non publiée). Ces travaux ont permis de confirmer la pertinence de l'outil pour traiter des questions d'accès financier aux soins en population générale. L'approche économétrique présentée dans le papier consiste d'une part en l'étude des déterminants sociaux du renoncement financier aux soins et d'autre part, et c'est à notre sens son apport le plus significatif, il estime et démontre l'effet pathogène du renoncement sur l'état de santé futur. Il fait donc un lien inédit entre les études sur l'équité de recours aux soins et les études sur l'équité du point de vue de la santé.

Le deuxième chapitre de la thèse propose une analyse de l'interaction médecin-patient, en quoi la réponse médicale peut être influencée par la situation sociale du patient, tout d'abord à travers une analyse des catégorisations opérées par les médecins au sujet de leurs patients en fonctions de leurs situations sociales. Ces catégorisations portent en particulier sur le rapport des patients au traitement (demande et observance). Dans un deuxième temps, une analyse des pratiques des médecins montre qu'il existe des différences de traitement selon la catégorie sociale et selon la catégorisation des médecins, et s'attache à rechercher si les différences observées dans les pratiques selon le groupe social des patients sont corrélées avec les catégorisations opérées par les médecins. Cette recherche s'inscrit dans un programme pluridisciplinaire associant sociologues, médecins de santé publique, épidémiologistes et économistes. Elle s'appuie sur des données d'une enquête innovante conçue et coordonnée par l'auteur.

Un troisième chapitre collige deux analyses de la réforme du médecin traitant. Un premier papier propose une analyse de la réforme et de son contexte, en particulier le rôle des acteurs dans la définition, la redéfinition et la présentation de ses objectifs. Un second papier propose une étude des conséquences de la réforme sur l'accès financier aux soins de spécialistes. Elle s'appuie sur l'exploitation d'un module de questionnement incorporant des questions sur le renoncement aux soins. Les deux premiers papiers viennent soutenir l'analyse de politique publique du troisième chapitre de deux façons. Le premier en montrant la pertinence et l'intérêt de l'outil (Du point de vue des méthodes et des outils, la thèse investiguera particulièrement les besoins de soins non satisfaits (le renoncement aux soins), qui interviennent dans deux papiers), le second en montrant comment l'organisation des soins peut influencer le recours aux services de santé.

**Bibliographie**

Acheson D. (dir) (1998), Independent inquiry into inequalities in health, *London Stationery Office*.

Alberts, J.F., Sanderman, R., Eimers, J.M., van den Heuvel, W.J.A. (1997), Socioeconomic inequity in health care: a study of services utilization in Curaçao, *Social Science and Medicine*: 45: 213-220.

Alberts, J.F., Sanderman, R., Gerstenbluth, I., van den Heuvel, W.J.A. (1998), Sociocultural variations in help-seeking behavior for everyday symptoms and chronic disorder?, *Health Policy*: 44 : 57-82.

Allin S., Grignon M., Le Grand J. (2010), Subjective Unmet Need and Utilization of Health Care services in Canada: What are the Equity Implications?, *Social Science and Medicine*: 70(3): 465-472 12.

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

Bago d'Uva T., Jones A.M. (2009), Health care utilisation in Europe: New evidence from the ECHP, *Journal of Health Economics* 28: 265–279.

Berkman L.F. (2009), Social Epidemiology: Social Determinants of Health in the United States: *Are We Losing Ground?, Annu. Rev. Public Health*: 30:27–41.

Black D. (dir) (1982), Inequalities in Health: Black Report, *Pelican Series, Penguin Books*.

Boisguérin B., Després C., Dourgnon P., Fantin R., Legal R. (2010), Étudier l'accès aux soins des assurés CMU-C, une approche par le renoncement aux soins, *in Santé, soins et protection sociale en 2008. Paris : Irdes*: 31-40.

Bongers I.M.B., van der Meer J.B.W.1, van den Bos J., Mackenbach J.P. (1997) Socio-economic differences in general practitioner and outpatient specialist care in the Netherlands: a matter of health insurance?, *Social Science and Medicine*: 44, 8: 1161-1168.

Boulard J.C. (1999), Rapport d'information de M. Jean-Claude Boulard, présenté en application de l'article 145 du Règlement par la commission des affaires culturelles, sur la loi n° 99-641 du 27 juillet 1999 portant création d'une couverture maladie universelle, *Assemblée nationale n° 1787, 30 juillet 1999*.

Buchmueller T., Couffinhal A., Grignon M., Perronnin M. (2004), Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France , *Health Economics:* 13, 7 : 669-687.

Buchmueller T., Grumbach K, Kronick R, Kahn JG. (2005), The effect of health insurance on medical care utilization and implications for insurance expansion: a review of the literature, *Med Care Res Rev*: 62(1):3-30.

Cambois E., Jusot F. (2007), Ampleur, tendance et causes des inégalités sociales de santé et de mortalité en Europe : une revue des études comparatives, *Bulletin Epidémiologique Hebdomadaire, Numéro thématique - Les inégalités sociales de santé en France en 2006 : éléments de l'état des lieux*: 2-3: 10-14.

Colgrove J. (2002), The McKeown Thesis: A Historical Controversy and Its Enduring Influence, *Am J Public Health*: 92(5): 725–729.

Couffinhal A., Dourgnon P., Masseria C., Tubeuf S., van Doorslaer E. (2004), Income-related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries, in Towards "High-Performing Health Systems", *OECD report*: 109-165.

Couffinhal A., Dourgnon P., Geoffard P-Y., Grignon M., Jusot F., Lavis J., Naudin F., Polton D. (2005), Politiques de réduction des inégalités de santé, quelle place pour le système de santé ? Un éclairage européen, *Questions d'économie de la santé: 92 et 93*.

Despres C. (2012), Le renoncement aux soins pour raisons financières, une Analyse socio-anthropologique, *DREES Série Études et Recherche*: 119.

Devaux M., de Looper M. (2012), Income-Related Inequalities in Health Service Utilisation in 19 OECD Countries, 2008-2009, *OECD Health Working Papers:* No. 58, OECD Publishing.

Dormont B., Jusot F. (2012), L'avenir de la protection sociale, *Esprit*: 86-89.

Dourgnon P., Jusot F., Fantin R. (2012), Payer nuit gravement à la santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé, *Economie Publique*: 28-29, 123-147.

Dourgnon P., Guillaume S., Rochereau T. (2012), Enquête sur la santé et la protection sociale 2010, *IRDES,* Rapport n° 553.

Dourgnon P., Or Z., Sorasith C. (2012), Les inégalités de recours aux soins en France, retour sur une décennie de réformes, *Actualité et Dossier en Santé Publique*: 80, 33-35.

Dourgnon P., Or Z., Sorasith C. (2013), L'impact du dispositif des affections de longue durée (ALD) sur les inégalités de recours aux soins ambulatoires entre 1998 et 2008, *Questions d'économie de la santé, Irdes:* 183.

Fleurbaey M, Schokkaert E. (2009), Unfair inequalities in health and health care, *Journal of Health Economic*s: 28(1), 73-90.

Gemmill, M., Thomson, S., Mossialos, E. (2008), What impact do prescription drug charges have on efficiency and equity? Evidence from high-income countries, *International journal for equity in health*: 7 (12).

Girard F., Cohidon C., Briançon S. (2000), Les indicateurs globaux de santé , in Leclerc A. et alii (dir.), Les inégalités sociales de santé, Paris, *La Découverte-INSERM*.

Grignon M., Perronnin M. (2003), Impact de la couverture maladie universelle complémentaire sur les consommations de soins, *Questions d'économie de la santé, Irdes:* 74.

Grignon M., Perronnin M., Lavis J.N. (2008), Does free complementary health insurance help the poor to access health care? Evidence from France, *Health Economics:* 17, n°2, 203-219.

Grignon M., Kambia-Chopin B. (2009), Income and the demand for complementary health insurance in France, *Document de travail de l'Irdes:* 24.

Grossman M. (2000), The Human Capital Model, *in* Culyer A.J., Newhouse J.P. (eds), Handbooks of Health Economics, *Elsevier*: 348-408.

Guillaume S., Rochereau T. (2010), La protection sociale complémentaire collective : des situations diverses selon les entreprises, *Questions d'économie de la Santé, Irdes*: 155.

Guillaume A., Le Garrec M.A. Koubi M. (2010), Les Comptes nationaux de la santé en 2009, *DREES études et résultats*: 736.

Guthmuller S., Jusot F., Wittwer J., Després C. (2012), Le recours à l'Aide complémentaire santé : les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille, *Economie et Statistiques*: à paraître.

Guthmuller S., Wittwer J. (2012), L'effet de la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C) sur le nombre de visites chez le médecin : une approche par régression sur discontinuité, *Economie Publique*: 28-29, 123-147.

Haut Conseil pour l'avenir de l'assurance maladie (2010), Rapport annuel.

Jougla E. (2000), La mortalité, *in* Les Inégalités Sociales de Santé, eds Leclerc A. et al, Paris *La Découverte / INSERM*: 147-162.

Jusot F., Or Z., Sirven N. (2011), Variations in Preventive care utilisation in Europe, *European Journal of Ageing*: 9(1): 15-25.

Jusot F., Perraudin C., Wittwer J. (2011b), Les déterminants des dépenses de la complémentaire santé en France : les résultats de l'enquête budget de famille 2006, *document de travail Leda-Legos*.

Jusot F., Wittwer J. (2009), L'accès financier aux soins en France : bilan et perspective , *Regards croisés sur l'économie*, 5, 1: 102-109.

Kawachi I., Subramanian S. V., Almeida-Filho N. (2002), A glossary for health inequalities, *J Epidemiol Community Health:* 56:647–652.

Kambia-Chopin B., Perronnin M., Pierre A., Rochereau T. (2008), La complémentaire santé en France en 2006 : un accès qui reste inégalitaire. Résultats de l'Enquête Santé Protection Sociale 2006 (ESPS 2006), *Questions d'économie de la Santé, Irdes:* 132.

Keeler E.B., Brook R.H., Goldberg G.A., Kamberg C.J., Newhouse J.P. (1985), How free care reduced hypertension in the health insurance experiment, *JAMA:* 254:1926-1931.

Kerschen N.,Kessler F. (1993), Le régime local d'assurance maladie en Alsace-Moselle : un modèle d'avenir de protection sociale complémentaire ?, *Publications Universitaires Européennes*: Série 2, Droit. Vol. 1340, 182p.

Kunst A. E., Groenhof F., Mackenbach J. P. (1998), Occupational class and cause specific mortality in middle aged men in 11 European countries: comparison of population based studies, *BMJ*: 316:1636.

Leclerc A., Fassin D., Grandjean H., Kaminski M., Lang, T. (2000), Les inégalités sociales de santé, *Paris: La découverte, Inserm*: 448 p.

Lorthiois D. (2006), Régime local d'Alsace-Moselle : de Bismarck à la régionalisation de la gestion, *Les Tribunes de la santé:* 12, p. 57-63.

Lurie N., Kamberg C.J., Brook R.H., Keeler E.B., Newhouse J.P. (1989), How free care improved vision in the health insurance experiment, *Am J Public Health*: 79: 640-642.

Mackenbach J.P, Stirbu I., Roskam A.J.R., Shaap M.M., Leinsalu M., Kunst A.E. (2008), Socioeconomic inequalities in health in 22 European countrie, *New-England Journal of Medicine*: 358(23):2458-81.

Marmot M.G., Allen J., Goldblatt P., Boyce T., McNeish D., Grady M., Geddes I., on behalf of the Marmot Review (2010), Fair society, healthy lives: Strategic review of health inequalities in England post-2010 (The Marmot Review).

McKeown T. (1976), The Role of Medicine: Dream, Mirage, or Nemesis?, *London, England: Nuffield Provincial Hospitals Trust.*

Mesrine A. (1999), Les inégalités sociales devant la mort restent fortes, *Données sociales*.

Mesrine A. (2000), La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage ?, *Économie et Statistique:* 334: 33-48.

Mielck A., Kiess R., Stirbu I., Kunst A. (2007), Educational level and the Utilization of Specialist Care: results from Nine European Countries, *in* Erasmus MC - Rotterdam Netherlands - *Final Eurothine Report*: 456-470.

Mizrahi An., Mizrahi Ar. (1993), Evolution de la consommation bucco-dentaire et renoncement aux soins, Communication présentée au *congrès de l'Association dentaire française*, 24 novembre 1993 [Paris] / CREDES / Paris: CREDES.

Newhouse J.P. (1993), Free for all? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment, *Cambridge, MA: Harvard University Press*.

Or Z., Jusot F., Yilmaz E. (2009), The European Union Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health Inégalités sociales de recours aux soins en Europe: Quel rôle pour le système de soins ?, *Revue Economique*: 60, 2: 521-543.

Organisation Mondiale de la Santé (2000), World Health Report, Genève, *Organisation mondiale de la Santé*.

Organisation Mondiale de la Santé (2008), Rapport de la Conférence ministérielle européenne de l'OMS sur les systèmes de sante: « Systèmes de santé, sante et prospérité », *WHO Europe*.

Organisation Mondiale de la Santé (2009), Commission des Déterminants sociaux de la Santé. Combler le fossé en une génération : instaurer l'équité en santé en agissant sur les déterminants

sociaux : rapport final de la Commission des Déterminants sociaux de la Santé. Genève, *Organisation mondiale de la Santé*.

Perronnin M., Pierre A., Rochereau T. (2011), La complémentaire santé en France en 2008 : une large diffusion mais des inégalités d'accès, *Questions d'économie de la Santé, IRDES:* 161.

Raynaud D. (2005), Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance maladie complémentaire , *DREES Etudes et résultats:* 378.

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

Van der Meer J.B., Mackenbach J.P. (1999), The care and course of diabetes: differences according to level of education, *Health Policy* : 46 (2): 127-41.

Van Doorslaer E., Wagstaff A., van der Burg H., Christiansen T., De Graeve D., Duchesne I., Gerdtham U-G., Gerfin M., Geurts J., Gross L., Häkkinen U., John J., Klavus J., Leu R.E., Nolan B., O'Donnell O., Propper C., Puffer F., Schellhorn M., Sundberg G., Winkelhake O. (2000), Equity in the delivery of health care in Europe and the US*, Journal of Health Economics*: 19, 5, 553-583.

Van Doorslaer E., Jones A.M. (2003), Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement, *Journal of Health Economics*: 22: 61-87.

Villermé L. R. (1830), De la mortalité dans les divers quartiers de la ville de Paris, Paris.

Wagstaff A., van Doorslaer E. (2000), Equity in health care finance and delivery, *in* A. Culyer and J. Newhouse (eds.), Handbook of Health Economics, Vol. 1B. Amsterdam: *Elsevier* (North-Holland), 1803-1862.

Zentner A., Garrido M., Velasco M., Busse R. (2010), Do Primary Care Physicians Acting as Gatekeepers really Improve Health Outcomes and Decrease Costs? A Systematic Review of the Concept of Gatekeeping, Das Gesundheitswesen: 72, n° 08/09, pp. e38-e44

# Chapitre 1

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

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

**Paul Dourgnon[1], Florence Jusot[2] , Romain Fantin[3]**

(1) Irdes et PSL, Université Paris-Dauphine, Leda-Legos : dourgnon@irdes.fr

(2) PSL, Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes

(3) Irdes

Cet article a été publié dans le n°28 de la revue d'économie publique :

Dourgnon P., Jusot F., Fantin R. Payer nuit gravement à la santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé. Economie Publique, 2012/1-2, n° 28-29, 123-147.

**Contributions des auteurs**

Paul Dourgnon : responsabilité du projet (phases qualitative, méthodologie d'enquête et quantitative) ; estimations et rédaction

Florence Jusot : estimations et rédaction

Romain Fantin : travail sur les données et estimations

## Résumé

Cet article propose d'analyser des déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières puis d'étudier ses conséquences sur l'évolution de l'état de santé quatre ans plus tard à partir des données de l'Enquête Santé Protection Sociale. L'analyse des déterminants du renoncement montre le rôle important joué par l'accès à une couverture complémentaire, au côté de celui de la situation sociale présente, passée et anticipée. L'analyse montre ensuite que le renoncement aux soins a un effet causal sur la dégradation de l'état de santé ultérieur. Elle suggère ainsi que les difficultés d'accès aux soins contribuent aux inégalités de santé.

## Abstract

This article focusses on self-assessed unmet needs for financial reasons. We study its social and economic determinants and its consequences on future health status, from a longitudinal dataset: the French Heath, Health care and Insurance Survey (Enquête Santé Protection Sociale). We first show that living standards, access to complementary health insurance and life course factors (past,

current and anticipated socioeconomic status) have an impact on self-assessed unmet needs. We then show that self-assessed unmet needs have a detrimental causal effect on future health status, suggesting that financial barriers in access to health care contribute to social health inequalities.

## 1. Introduction

La Commission des Déterminants Sociaux de l'OMS dans son rapport 2009 (OMS, 2009) rappelle que l'équité d'accès aux soins est une condition nécessaire pour réduire les inégalités de santé. Le respect du principe d'équité horizontale implique en effet que chacun reçoive un traitement égal pour un besoin de soins égal. On observe cependant en France des inégalités sociales d'utilisation des services de santé, comme dans la plupart des pays européens, c'est-à-dire des différences de consommation de soins entre groupes sociaux à état de santé donné. Plusieurs travaux montrent ainsi que la probabilité de recours au médecin et le nombre de visites ne sont pas identiquement distribués à travers des groupes socio-économiques, après contrôle par l'âge, le sexe et l'état de santé (par exemple Couffinhal *et al.*, 2004 ; van Doorslaer *et al.*, 2004 ; Raynaud, 2005 ; Bago d'Uva *et al.*, 2009 ; Or *et al.*, 2009 ; Jusot *et al.*, 2012a ; Devaux, de Looper, 2012).

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

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

Afin d'étudier plus directement les barrières financières à l'accès aux soins, des questions sur le renoncement aux soins pour raisons financières ont été introduites dans l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) de l'Irdes depuis 1992 (Mizrahi, Mizrahi, 1993a ; 1993b). Mais ce n'est qu'à la fin des années 1990, avec les travaux préparatoires à la loi instituant la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C), que le concept est apparu dans le débat public (Boulard, 1999). Il a donné lieu à la création d'un indicateur (cf. *infra*) qui fait depuis partie des indicateurs suivis et retenus par la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) pour évaluer l'équité du système de santé et notamment l'efficacité de la couverture maladie universelle complémentaire. Le concept de renoncement a également été utilisé dans une approche modélisée, comme élément d'évaluation du dispositif du médecin traitant (Dourgnon *et al.*, 2007, 2010). Par ailleurs, trois études ont comparé le renoncement aux soins en Europe à partir des données de l'enquête *Survey on Health Aging and Retirement in Europe 2004* et du *Survey of Income and Living Conditions 2004*, et leurs résultats convergent pour montrer que la France occupe une position moyenne (Koolman, 2007 ; Mielck *et al.*, 2009 ; Allin, Masseria, 2009). En 2008, 16,5 % des Français déclaraient avoir renoncé à des soins pour raisons financières au cours de l'année. Ces renoncements concernent principalement les soins dentaires (11 %), l'achat de lunettes (4 %) et les visites chez le généraliste ou le spécialiste (3 %) (Boisguérin *et al.*, 2010). Au-delà de ces quelques chiffres, très peu d'études ont étudié les barrières financières à l'accès aux soins à l'aide de cet indicateur. De plus, bien que les travaux préparatoires à la loi instituant la CMU-C aient jugé « inacceptable » qu'un Français sur cinq déclare renoncer à des soins pour raisons financières, les propriétés de l'indicateur de renoncement aux soins sont aujourd'hui peu connues. En particulier, on ne sait pas ce que la déclaration d'un renoncement révèle sur l'accès final aux soins des personnes, ni sur ses conséquences sur l'état de santé. Quelques rares études ont toutefois montré que le renoncement aux soins était plus fréquent dans les groupes plus défavorisés en France (Bazin *et al.*, 2006 ; Boisguérin *et al.*, 2010) ou en Europe (Allin, Masseria, 2009 ; Mielck *et al.*, 2009). Une étude menée au Canada s'est par ailleurs intéressée aux liens existants entre la déclaration d'un renoncement et la consommation effective de soins (Allin *et al.*, 2010). Cependant, ses conclusions sont difficilement transposables au cas français : les systèmes de santé étant très différents, les soins concernés ne sont pas les mêmes. Enfin, une étude a mis en évidence les conséquences du renoncement aux soins sur l'état de santé buccodentaire ultérieur (Azogui-Lévy, Rochereau, 2005), mais aucune étude n'a montré l'impact que cela avait sur l'évolution de l'état de santé général.

Cet article propose de compléter cette littérature en étudiant les déterminants individuels[2] du renoncement aux soins pour raisons financières et ses conséquences sur l'évolution de l'état de

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

santé. Il s'agira dans un premier temps d'étudier les facteurs associés à la déclaration d'un renoncement aux soins pour raisons financières et, notamment, d'étudier le rôle joué par le coût des soins laissé à la charge des patients au travers de la possession d'une couverture complémentaire. L'utilisation de données longitudinales permettra dans un second temps d'étudier les conséquences du renoncement aux soins pour raisons financières sur les risques de détérioration de l'état de santé, dans une approche de type « Granger ».

## 2. Cadre d'analyse : le renoncement déclaré comme outil d'analyse de l'accès aux soins

Cette étude propose d'étudier les conséquences des barrières financières à l'accès aux soins sur l'état de santé à partir d'un indicateur de renoncement aux soins. Il s'agit d'un indicateur subjectif obtenu directement à partir de la réponse à la question suivante : « Au cours des douze derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ? ». Cet indicateur est rarement utilisé dans les analyses de l'accès aux services de santé. Pour évaluer les inégalités sociales d'accès aux soins, celles-ci s'appuient le plus souvent les données de consommation de soins issues des données de remboursement des caisses d'assurance maladie ou déclarées dans le cadre d'enquête en population. Dans la suite du texte ces mesures du recours basées sur la consommation observée seront qualifiées de mesures « objectives » du recours, même lorsque celles-ci sont issues d'enquêtes déclaratives, dans la mesure où l'objectif poursuivi est d'avoir une mesure exacte du niveau de recours des individus. Nous montrons ci-dessous en quoi le concept de renoncement peut adresser les questions d'équité d'accès aux soins, en quoi il permet une discussion plus fine des politiques de santé et enfin, comment, en intégrant le rapport à un besoin de soins, il permet de dépasser certaines limites dans l'interprétation des indicateurs d'inégalités sociales de consommation de soins basés sur des mesures objectives.

Pourquoi approcher la question de l'équité d'accès aux soins au travers du renoncement aux soins alors que l'essentiel des travaux existants centrent l'analyse sur une mesure objective de la consommation de soins? L'équité d'accès aux soins est ici définie par le respect du principe d'équité horizontale, qui exige un traitement égal à besoin égal, et qui est aujourd'hui largement accepté pour juger de l'équité des systèmes de soins (Wagstaff, van Doorslaer, 2000 ; Fleurbaey, Schokkaert, 2009 ; Fleurbaey, Schokkaert, 2011). L'analyse des inégalités d'accès aux soins à partir de mesures objectives de la consommation de soins, telles que la dépense ou le volume de soins consommé, requiert donc de mesurer les inégalités de consommation de soins ajustées par le besoin de soins des individus (voir, par exemple, Wagstaff, van Doorslaer, 2000 ; Van Doorslaer *et al.*, 2004 ; Couffinhal *et al.*, 2004). Cette approche pose alors la question de l'identification des besoins de soins. Ces derniers sont approximés dans ces études par l'état de santé des individus,

leur âge et leur sexe, mais l'interprétation de différences de consommation de soins à état de santé donné au sein d'une population est toujours rendue délicate en raison de potentielles différences de besoin de soins inobservées. Le renoncement aux soins, au contraire, identifie des consommations de soins que la personne aurait souhaité pouvoir s'offrir mais qu'elle n'a pas engagées en raison de sa contrainte budgétaire. Cet indicateur fait donc référence à un besoin de soins non satisfait, c'est-à-dire une situation où un individu ne reçoit pas un soin dont, selon lui, il aurait eu besoin. Contrairement aux indicateurs objectifs, le renoncement permet donc en lui-même d'identifier directement un problème d'iniquité d'accès aux soins.

De plus, si des causes socio-économiques sont associées à un renoncement, c'est-à-dire que certains ne recourent pas, du fait de leur situation sociale, à des soins nécessaires, cela traduit *de facto* un problème d'équité. En effet, les indicateurs basés sur des mesures objectives présentent plusieurs limites. Un écart de consommation de soins, à besoin de soins donné - c'est à dire une différence de recours évaluée selon une mesure objective - entre deux individus ou entre deux groupes sociaux peut relever de plusieurs phénomènes distincts : une perception différente du besoin de soins, une méfiance vis-à-vis des prestataires de soins ou des soins en général, des difficultés d'accès aux soins (manque de médecin, refus de soins...), ou une sous-consommation pour raisons financières, qui, dans notre cas, est ce que nous souhaitons étudier. Plusieurs travaux ont montré que l'évaluation de la santé subjective variait entre les groupes sociaux (par exemple, Shmueli, 2003 ; Etilé, Milcent, 2006 ; Larjane, Dourgnon, 2007 ; Bago d'Uva *et al.*, 2008 ; Devaux *et al.*, 2009), ce qui peut refléter des différences dans les préférences et le rapport au corps, ainsi que dans les attentes vis-à-vis du système de soins (Boltanski, 1971 ; Fainzang 2001). Les différences de consommation de soins peuvent alors refléter des préférences pour la santé différentes pour un même besoin de soins qui aurait été évalué selon une norme médicale. Ces différences dans les préférences peuvent être source d'un biais dans l'estimation de l'influence du statut social sur la consommation de soins, le fait qu'être plus pauvre et sous-consommer des soins (c'est-à-dire moins consommer que les riches à état de santé identique) pouvant être tous deux le produit d'une caractéristique inobservée, telle que le rapport au corps ou les préférences temporelles.

Or, les réponses des politiques publiques diffèrent largement selon les causes des inégalités de consommation de soins dans la population. Dans le cas de différences de consommation de soins expliquées par des différences de préférences en matière de santé, l'opportunité d'une intervention pourra tout d'abord être discutée (Fleurbaey, Schokkaert, 2009). Ensuite, la définition des politiques à mettre en œuvre variera également selon les causes identifiées : une campagne de prévention pour améliorer les connaissances sur la santé, des contrôles pour lutter contre le refus de soins, des aides pour le renoncement pour raisons financières… L'étude des consommations de soins ne permet pas d'identifier chacune des questions liées à l'accès de façon séparée, ce qu'au contraire le renoncement aux soins pour raisons financières semble devoir rendre possible.

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

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

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

négative entre renoncement financier et recours aux services de santé, ainsi que les corrélations attendues entre renoncement, âge, sexe, niveau d'éducation et état de santé (Dourgnon *et al.*, 2012).

Enfin, une étude qualitative a été menée en amont de notre recherche, qui confirme la pertinence du recueil du renoncement financier dans les enquêtes en population générale (Després *et al.*, 2011). L'étude montre que le renoncement aux soins, s'il peut intervenir à divers moments d'une trajectoire de santé (renoncement initial, report d'un soin programmé, renoncement définitif…) et peut se combiner à des motifs non financiers, fait bien référence, dans les catégories de population atteintes par les enquêtes en population générale, aux situations que le chercheur souhaite étudier, dans lesquelles l'individu fait face à un ensemble de contraintes, le plus souvent budgétaires, qui ne lui permettent pas d'accéder aux soins désirés.

## 3. Données et méthodes

*L'enquête ESPS*

Cette étude s'appuie sur les données de la vague 2002, 2004, 2006 et 2008 de l'Enquête santé et protection sociale (ESPS) qui est menée régulièrement par l'Irdes depuis 1988 (Allonier *et al.*, 2008). ESPS est une enquête en population générale qui interroge tous les deux ans un échantillon de 8 000 ménages dont l'un des membres fait partie de l'EPAS, un échantillon représentatif des assurés sociaux des trois principaux régimes d'Assurance Maladie (CNAMTS, RSI et MSA). L'échantillon enquêté à chaque date est représentatif de 96,7 % des ménages ordinaires vivant en France métropolitaine.

L'enquête interrogeant la moitié de l'EPAS à chaque vague tous les deux ans, il est possible de suivre à 4 ans d'intervalle les personnes étant restées dans l'EPAS et ayant pu être suivies. Ainsi les mêmes individus sont présents dans les échantillons en 2002 et 2006 d'une part, 2004 et 2008 d'autre part, moyennant le rafraichissement et l'attrition des échantillons. L'enquête combine interviews par enquêteur et questionnaires auto-administrés.

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

Par ailleurs, l'ensemble des enquêtés renseigne son état de santé au travers d'un auto-questionnaire. Les questions sur l'état de santé ont beaucoup évolué entre les vagues de l'enquête, ce qui rend délicate l'analyse de l'évolution de l'état de santé entre les vagues. Toutefois, la note d'état de santé perçu a été régulièrement recueillie depuis 1992. Celle-ci est obtenue à partir de la réponse à la question : « Pouvez-vous noter, entre 0 et 10, votre état de santé ? » (0 : en très mauvaise santé, 10 : excellente santé). Une autre information sur l'état de santé disponible à chaque vague est apportée par le bénéfice d'une exonération du ticket modérateur en raison d'une affection de longue durée.

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

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

| Caractéristiques en 2008 | Effectif | % | Taux de renoncement aux soins en général en % |
|---|---|---|---|
| Renoncement à tous types de soins | 1307 | 15,84 | |
| Renoncement aux soins dentaires | 821 | 9,95 | |
| Renoncement aux soins d'optique | 351 | 4,25 | |
| Renoncement à des soins médicaux | 287 | 3,48 | |
| *Sexe* | | | |
| Homme | 3599 | 43,61 | 12,36 |
| Femme | 4653 | 56,39 | 18,53 |
| *Âge* | | | |
| < 30 ans | 1051 | 12,74 | 14,08 |
| 30-39 ans | 1493 | 18,09 | 16,74 |
| 40-49 ans | 1717 | 20,81 | 19,57 |
| 50-59 ans | 1613 | 19,55 | 18,16 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| 60-69 ans | 1124 | 13,62 | 15,04 |
| 70-79 ans | 773 | 9,37 | 10,48 |
| 80 ans et plus | 481 | 5,83 | 6,24 |
| *Niveau d'études* | | | |
| Sans diplôme, | 2639 | 31,98 | 15,2 |
| Brevet CAP, BEP | 2232 | 27,05 | 17,88 |
| Baccalauréat | 1133 | 13,73 | 16,68 |
| Études supérieures | 2183 | 26,45 | 14,11 |
| Autres, nsp | 65 | 0,79 | 15,38 |
| *Revenu par U.C.* | | | |
| [0 ; 5e percentile] | 322 | 3,9 | 27,02 |
| ]5e percentile ; 1e quintile] | 988 | 11,97 | 20,24 |
| ]1e quintile ; 2$^{e}$ quintile] | 1191 | 14,43 | 20,82 |
| ]2e quintile ; 3$^{e}$ quintile] | 1237 | 14,99 | 15,76 |
| ]3e quintile ; 4$^{e}$ quintile] | 1249 | 15,14 | 14,41 |
| ]4e quintile ; 95 percentile] | 1049 | 12,71 | 8,58 |
| ]95 percentile ; 5e quintile] | 319 | 3,87 | 3,13 |
| Non renseigné | 1897 | 22,99 | 15,66 |
| *Score de précarité* | | | |
| 0 (aucune dimension de précarité) | 2336 | 28,31 | 4,75 |
| 1 | 1776 | 21,52 | 8,00 |
| 2 | 1074 | 13,02 | 14,71 |
| 3 | 1175 | 14,24 | 19,15 |
| 4 | 725 | 8,79 | 29,66 |
| 5 | 458 | 5,55 | 32,97 |
| 6 | 354 | 4,29 | 40,11 |
| 7 et au-delà | 354 | 4,29 | 46,05 |
| *Couverture complémentaire* | | | |
| CMU-C | 665 | 8,06 | 22,11 |
| Privée | | | |
| *Très bonne* | 551 | 6,68 | 5,44 |
| *Bonne* | 2043 | 24,76 | 9,84 |
| *Moyenne* | 1196 | 14,49 | 16,39 |
| *Mauvaise* | 703 | 8,52 | 25,75 |
| Sans couverture | | | |
| *Choisi* | 148 | 1,79 | 17,57 |
| *Subi* | 148 | 1,79 | 49,32 |
| *NSP* | 158 | 1,91 | 22,15 |
| NSP | 2640 | 31,99 | 15,83 |
| Total | 8252 | 100 | 15,84 |

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

| | Effectif | % | Taux de renoncement en *t* en % | Taux de dégradation de l'état de santé entre *t* et *t*+4 en % |
|---|---|---|---|---|
| *Année d'enquête* | | | | |
| 2002-2006 | 2319 | 46,66 | 9,87 | 36,52 |
| 2004-2008 | 2651 | 53,34 | 12,75 | 39,68 |
| *Sexe* | | | | |
| Homme | 2110 | 42,45 | 8,63 | 39,72 |
| Femme | 2,86 | 57,55 | 13,46 | 37,10 |
| *Âge* | | | | |
| < 30 ans | 601 | 12,09 | 10,15 | 39,10 |
| 30-39 ans | 1098 | 22,09 | 13,84 | 36,52 |
| 40-49 ans | 1064 | 21,41 | 14,66 | 38,35 |
| 50-59 ans | 1021 | 20,54 | 11,07 | 36,04 |
| 60-69 ans | 634 | 12,76 | 9,62 | 37,22 |
| 70-79 ans | 426 | 8,57 | 4,69 | 45,31 |
| 80 ans et plus | 126 | 2,54 | 3,17 | 46,03 |
| *Profession du père* | | | | |
| Agriculteur | 581 | 11,69 | | 41,65 |
| Artisan, commerçant | 441 | 8,87 | | 42,18 |
| Cadre | 526 | 10,58 | | 33,65 |
| Profession intermédiaire | 547 | 11,01 | | 34,73 |
| Employé | 411 | 8,27 | | 39,66 |
| Ouvrier | 1919 | 38,61 | | 37,00 |
| Sans profession, NSP ou sans objet | 545 | 10,97 | | 42,39 |
| *Profession de l'enquêté en t* | | | | |
| Agriculteur | 169 | 3,40 | | 43,20 |
| Artisan, commerçant | 224 | 4,51 | | 43,75 |
| Cadre | 654 | 13,16 | | 34,71 |
| Profession intermédiaire | 1177 | 23,68 | | 36,53 |
| Employé | 1456 | 29,30 | | 36,88 |
| Ouvrier | 1133 | 22,80 | | 40,95 |
| Sans profession, NSP | 157 | 3,16 | | 44,59 |
| *Situation professionnelle en t* | | | | |
| Actif occupé | 3,177 | 63,92 | 11,87 | 37,27 |
| Chômeur | 1086 | 21,85 | 6,72 | 41,16 |
| Retraité | 285 | 5,73 | 23,86 | 34,74 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Personne au foyer | 188 | 3,78 | 11,17 | 41,49 |
| Autres inactifs | 234 | 4,71 | 11,97 | 38,89 |
| *Situation professionnelle en t + 4* | | | | |
| Actif occupé | 2,937 | 59,09 | | 37,96 |
| Chômeur | 1,436 | 28,89 | | 38,58 |
| Retraité | 240 | 4,83 | | 40,42 |
| Personne au foyer | 232 | 4,67 | | 37,07 |
| Autres inactifs | 125 | 2,52 | | 37,60 |
| *Revenu par U,C, en t* | | | | |
| [0 ; 1e quintile] | 661 | 13,30 | | |
| ]1e quintile ; 2$^{e}$ quintile] | 798 | 16,06 | | |
| ]2e quintile ; 3$^{e}$ quintile] | 893 | 17,97 | | |
| ]3e quintile ; 4$^{e}$ quintile] | 986 | 19,84 | | |
| ]4e quintile ; 5 quintile] | 1062 | 21,37 | | |
| Non renseigné | 570 | 11,47 | | |
| *Couverture complémentaire* | | | | |
| Privée | 4568 | 91,91 | 10,38 | |
| CMU-C | 136 | 2,74 | 17,65 | |
| Sans couverture | 266 | 5,35 | 25,94 | |
| Affection de longue durée en t | 675 | 13,58 | 12,44 | 38,07 |
| Pas d'affection de longue durée en t | 4295 | 86,42 | 11,25 | 38.23 |
| *Note subjective d'état de santé en t* | | | | |
| 1 ou 2 | 20 | 0,40 | | 15,00 |
| 3 | 37 | 0,74 | | 10,81 |
| 4 | 57 | 1,15 | | 14,04 |
| 5 | 367 | 7,38 | | 16,08 |
| 6 | 375 | 7,55 | | 29,33 |
| 7 | 816 | 16,42 | | 31,99 |
| 8 | 1610 | 32,39 | | 34,53 |
| 9 | 899 | 18,09 | | 49,61 |
| 10 | 789 | 15,88 | | 57,29 |
| Total | 4970 | 100 | 11,41 | 38,21 |

*Analyse des déterminants du renoncement en 2008*

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

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

La situation socio-économique est ensuite approchée par les informations suivantes : le niveau d'éducation, le revenu du ménage par unité de consommation[3] (introduit en tranches) et un score de précarité. Ce dernier a été construit comme la somme de plusieurs dimensions, issues notamment de deux modules construits par ailleurs afin d'identifier les personnes en situation de vulnérabilité sociale ou en situation actuelle de précarité. Le premier questionnaire propose d'identifier la vulnérabilité sociale à partir des situations de précarité et d'isolement connues tout au long du parcours de vie (Cambois et Jusot, 2011). Il comprend les quatre questions suivantes : « Vous est-il déjà arrivé au cours de votre vie…

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

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

… de connaître des périodes d'inactivité professionnelle d'au moins 6 mois ?

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

La situation de précarité actuelle de l'individu est ensuite identifiée à partir de plusieurs questions composant le score EPICES (Sass *et al.*, 2006a ; 2006b). Celui-ci comprend les dimensions suivantes : situation de chômage, de temps partiel non choisi, réponse négative à la question « Etes-vous parti en vacances au cours des douze derniers mois ? », enfin des difficultés récurrentes de trésorerie, à partir de la question « Y a-t-il des périodes dans le mois ou vous rencontrez de réelles difficultés financières à faire face à vos besoins (alimentation, loyer, EDF…) ? ». Les anticipations de l'individu sur sa propre situation et le soutien dont il pourrait bénéficier sont enfin approchés à

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

partir des questions suivantes : « Craignez-vous de perdre votre emploi d'ici un an ? » et « En cas de difficultés, y a-t-il quelqu'un dans votre entourage sur qui vous puissiez compter pour vous héberger quelques jours en cas de besoins et pour vous apporter une aide matérielle ? ». Toutes les questions présentées ci-dessus possèdent les mêmes modalités de réponse : « oui », « non ». Le score de précarité représente la somme des réponses positives (négative dans le cas de la question sur le départ en vacances). Afin de mettre en évidence des effets éventuels d'accumulation des dimensions de précarité et de ne pas alourdir le modèle, nous considérons l'ensemble des valeurs prises par le score de précarité, allant de zéro (aucune dimension de précarité) à neuf[4]. Il est important de noter que ces dimensions ne se concentrent pas sur une sous population très réduite. Si 28 % des répondants ont un score de précarité nul et 22 % un score de un, 15 % ont un score égal ou supérieur à cinq, c'est-à-dire cumulent cinq dimensions de précarité ou davantage.

L'objectif général de cette étape est de montrer que le renoncement financier est socialement différencié et de décrire la nature des liens entre renoncement et statut social. Dans le détail, il s'agira à la fois de confirmer les résultats déjà connus sur les déterminants de l'accès aux soins en France, observés sur des observations objectives de la consommation, de vérifier que les faits stylisés observés dans les études du renoncement dans d'autres pays se retrouvent sur données françaises, et enfin de mettre en lumière d'autres facteurs potentiels, d'ordre économique ou social, de l'accès financier aux soins. Nous n'intégrons pas l'état de santé comme variable explicative car il existe un risque d'observer une relation de causalité inverse du renoncement vers la santé. Cette question est traitée dans l'étape suivante.

*Stratégie analytique*

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

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

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

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

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

Plusieurs dimensions ont enfin été retenues pour expliquer la dégradation de l'état de santé entre la date *t* et la date *t*+4 et contrôler l'effet du renoncement en *t*. La catégorie socioprofessionnelle en année *t* vise à prendre en compte l'effet des conditions de travail sur l'évolution de l'état de santé et l'occupation à la date *t* et à la date *t*+4 permet de tenir compte de l'évolution de la situation économique. Le niveau d'éducation et le niveau de revenu n'ont pas été retenus par manque de significativité. Nous avons, en revanche, introduit la profession qu'occupait le père de l'enquêté lorsque ce dernier avait 12 ans. En dehors de son intérêt explicatif[5], cette variable permet de résoudre le problème des conditions initiales (Wooldridge, 2005), c'est-à-dire de contrôler pour certaines caractéristiques initiales inobservées qui pourraient à la fois expliquer la propension à renoncer en *t* et la dégradation de l'état de santé entre *t* et *t*+4. La note d'état de santé et l'ALD mesurées en année *t* sont enfin introduites dans la seconde équation en tant que variable de contrôle

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

puisque la probabilité de connaître une dégradation de l'état de santé est de manière mécanique plus faible pour les très mauvais états de santé initiaux. De plus, ces variables permettent enfin de prendre en compte le rôle de l'état de santé et de sa dynamique propre.

# 4. Résultats

## 4.1. Les déterminants du renoncement aux soins

Dans notre échantillon de travail 2008, 15,8 % des personnes interrogées déclarent avoir renoncé à un soin pour raisons financières au cours des douze derniers mois. Les soins plus particulièrement concernés sont les soins dentaires (9,9 %), l'optique (4,3 %) et les visites chez le généraliste ou le spécialiste (3,5 %) (Tableau 1).

Les modèles explicatifs du renoncement général et pour chaque type de soins montrent que la plupart des facteurs explicatifs sont communs aux différents types de renoncements (Tableau 3). Notre analyse confirme alors les résultats de la littérature sur le renoncement. Bien que le renoncement soit mesuré de diverses façons et utilisé dans des perspectives différentes, ces analyses montrent une stabilité certaine dans les corrélations entre le renoncement et les caractéristiques individuelles. Le renoncement apparaît corrélé positivement avec le fait d'être une femme, avec le niveau d'éducation, le soutien social et négativement avec le niveau de revenu et la couverture assurancielle (Elofsson, 1997 ; Ford, 1999 ; Litaker, 2004 ; Mollborn, 2001 ; Wu, 2005). Il apparaît également négativement corrélé avec l'âge et un bon état de santé (Allin *et al.*, 2010). Notons qu'une étude montrait, sur données américaines, que l'organisation des soins pouvait avoir un effet sur le renoncement : le fait de participer à un plan de santé impliquant des professionnels de santé diminue la probabilité de déclarer un renoncement pour raisons financières (Reschovsky *et al.*, 2000).

Nos résultats montrent ainsi une probabilité plus élevée chez les femmes de déclarer renoncer, et un gradient décroissant selon l'âge pour les renoncements aux soins dentaires et aux séances de médecin. Pour ce qui concerne les soins dentaires, ce résultat semble refléter une diminution des besoins de soins aux âges élevés. Pour l'optique en revanche, le renoncement semble suivre une courbe en cloche, plutôt élevée entre 40 et 80 ans, et plus faible pour les plus jeunes et les plus âgés.

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

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

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

L'effet de la précarité sur le renoncement montre un gradient particulièrement fort, malgré la prise en compte du revenu dans le modèle. Les effets marginaux passent de 6,5 %, pour un score de précarité de 1 (une dimension de précarité déclarée) à 57,1 % pour sept dimensions et davantage. Ce résultat est cohérent avec les travaux existant sur les liens entre précarité et état de santé (Cambois, Jusot, 2011). Lorsqu'à la place du score, on inclut simultanément les neuf dimensions de précarité retenues pour la construction du score dans le modèle, chacune est significative et accroît la probabilité de déclarer avoir renoncé à des soins. L'utilisation du score montre qu'il existe un effet de cumul de ces dimensions. De plus, la distribution de la précarité elle-même, telle que nous la mesurons, n'est pas concentrée sur un segment réduit de population. Seuls 3 répondants sur dix ont un score de précarité nul. Les résultats de la régression mettent donc bien en évidence une forme de gradient social lié à la précarité et non au pouvoir d'achat (voir figure 1).

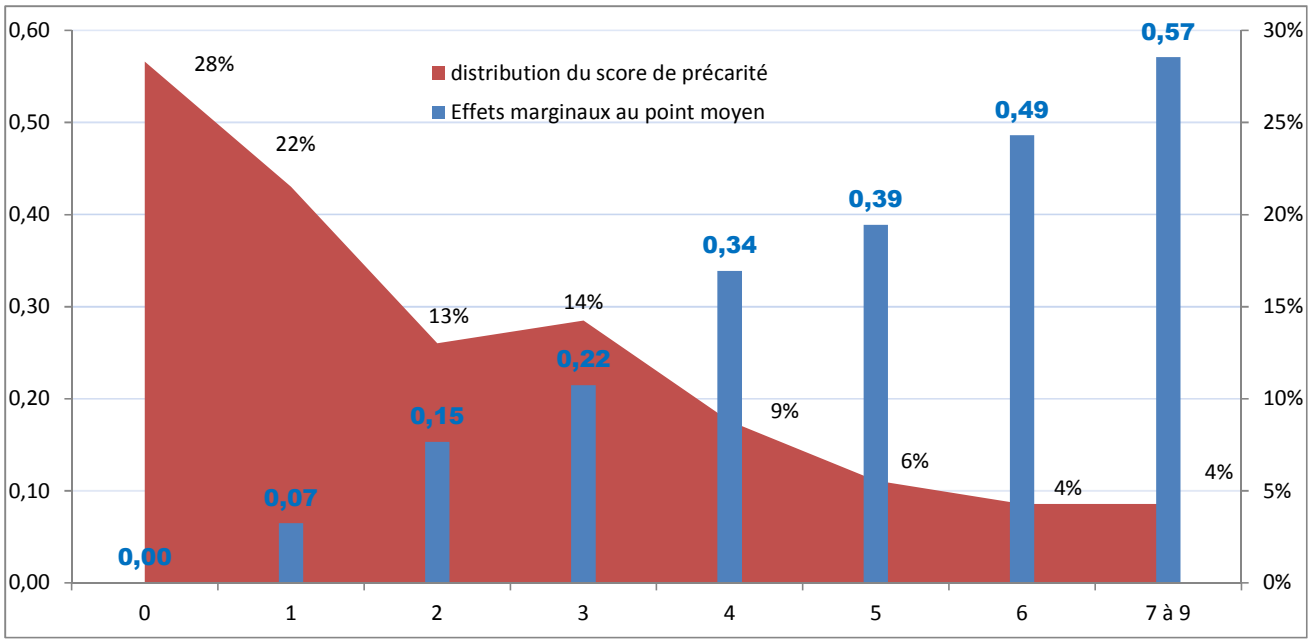
Tableau 3. Effets marginaux calculés au point moyen associés aux déterminants du renoncement aux soins, en général et pour les trois types de soins les plus fréquemment cités (Modèles Probit)

| | Renoncement en général | | Soins dentaires | | Soins d'optique | | Généraliste - Spécialistes | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | dF/dx | P>\|z\| | dF/dx | P>\|z\| | dF/dx | P>\|z\| | dF/dx | P>\|z\| |
| *Âge* | | | | | | | | |
| < 30 ans | Ref. | | Ref. | | Ref. | | Ref. | |
| 30-39 ans | 0,012 | 0,390 | 0,013 | 0,217 | 0,008 | 0,255 | -0,005 | 0,295 |
| 40-49 ans | 0,047 | 0,001 | 0,032 | 0,003 | 0,034 | 0,000 | -0,003 | 0,533 |

| | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 50-59 ans | 0,035 | 0,014 | 0,017 | 0,102 | 0,046 | 0,000 | -0,010 | 0,025 |
| 60-69 ans | 0,027 | 0,083 | 0,010 | 0,410 | 0,041 | 0,000 | -0,013 | 0,007 |
| 70-79 ans | -0,015 | 0,383 | -0,022 | 0,069 | 0,050 | 0,000 | -0,015 | 0,006 |
| 80 ans et plus | -0,046 | 0,020 | -0,050 | 0,000 | 0,014 | 0,269 | -0,014 | 0,035 |
| *Sexe* | | | | | | | | |
| Homme | -0,040 | 0,000 | -0,013 | 0,018 | -0,010 | 0,001 | -0,010 | 0,001 |
| Femme | Ref. | | Ref. | | Ref. | | Ref. | |
| Niveau d'études | | | | | | | | |
| Sans diplôme, | -0,057 | 0,000 | -0,032 | 0,000 | -0,012 | 0,005 | -0,004 | 0,307 |
| Brevet CAP, BEP | -0,028 | 0,005 | -0,012 | 0,115 | -0,002 | 0,672 | -0,008 | 0,038 |
| Baccalauréat | -0,011 | 0,336 | 0,002 | 0,826 | 0,003 | 0,539 | -0,007 | 0,142 |
| *Études supérieures* | Ref. | | Ref. | | Ref. | | Ref. | |
| Autres, nsp | -0,041 | 0,261 | -0,020 | 0,454 | -0,005 | 0,751 | -0,009 | 0,556 |
| *Revenu par U.C.* | | | | | | | | |
| [0 ; 5e percentile] | -0,012 | 0,515 | 0,013 | 0,387 | -0,007 | 0,324 | -0,007 | 0,264 |
| ]5e percentile ; 1e quintile] | -0,021 | 0,111 | 0,008 | 0,453 | -0,005 | 0,313 | -0,006 | 0,249 |
| ]1e quintile ; 2$^{e}$ quintile] | Ref. | | Ref. | | Ref. | | Ref. | |
| ]2e quintile ; 3$^{e}$ quintile] | -0,019 | 0,130 | 0,004 | 0,650 | -0,009 | 0,057 | -0,006 | 0,192 |
| ]3e quintile ; 4$^{e}$ quintile] | -0,007 | 0,590 | -0,001 | 0,899 | -0,007 | 0,145 | 0,000 | 0,960 |
| ]4e quintile ; 95 percentile] | -0,055 | 0,000 | -0,017 | 0,114 | -0,009 | 0,096 | -0,011 | 0,054 |
| ]95 percentile ; 5e quintile] | -0,090 | 0,000 | -0,054 | 0,001 | -0,023 | 0,014 | -0,011 | 0,251 |
| Non renseigné | -0,010 | 0,397 | 0,002 | 0,792 | -0,005 | 0,302 | -0,002 | 0,651 |
| *Score de précarité* | | | | | | | | |
| 0 (aucune dimension de précarité) | Ref. | | Ref. | | Ref. | | Ref. | |
| 1 | 0,065 | 0,000 | 0,058 | 0,000 | 0,022 | 0,004 | 0,000 | 0,980 |
| 2 | 0,153 | 0,000 | 0,104 | 0,000 | 0,054 | 0,000 | 0,017 | 0,019 |
| 3 | 0,215 | 0,000 | 0,131 | 0,000 | 0,074 | 0,000 | 0,045 | 0,000 |
| 4 | 0,339 | 0,000 | 0,210 | 0,000 | 0,142 | 0,000 | 0,076 | 0,000 |
| 5 | 0,389 | 0,000 | 0,262 | 0,000 | 0,166 | 0,000 | 0,086 | 0,000 |
| 6 | 0,486 | 0,000 | 0,311 | 0,000 | 0,189 | 0,000 | 0,144 | 0,000 |
| 7 et au-delà | 0,571 | 0,000 | 0,395 | 0,000 | 0,252 | 0,000 | 0,217 | 0,000 |
| *Couverture complémentaire* | | | | | | | | |
| CMU-C | Ref. | | Ref. | | Ref. | | Ref. | |
| *Privée* | | | | | | | | |
| *Très bonne* | -0,029 | 0,176 | -0,038 | 0,016 | -0,007 | 0,396 | 0,007 | 0,509 |
| *Bonne* | 0,040 | 0,021 | 0,015 | 0,243 | 0,004 | 0,553 | 0,024 | 0,004 |
| *Moyenne* | 0,113 | 0,000 | 0,085 | 0,000 | 0,014 | 0,070 | 0,028 | 0,003 |
| *Mauvaise* | 0,198 | 0,000 | 0,131 | 0,000 | 0,036 | 0,000 | 0,050 | 0,000 |
| *Sans couverture* | | | | | | | | |
| *Choisi* | 0,115 | 0,002 | 0,078 | 0,006 | 0,009 | 0,535 | 0,049 | 0,010 |
| *Subi* | 0,361 | 0,000 | 0,223 | 0,000 | 0,085 | 0,000 | 0,119 | 0,000 |
| *NSP* | 0,171 | 0,000 | 0,043 | 0,104 | 0,011 | 0,454 | 0,105 | 0,000 |
| NSP | 0,103 | 0,000 | 0,056 | 0,000 | 0,017 | 0,012 | 0,033 | 0,000 |
| Probabilité observée | 0,158 | | 0,099 | | 0,043 | | 0,035 | |
| Probabilité prédite au point moyen | 0,119 | | 0,069 | | 0,023 | | 0,021 | |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Pseudo R2 | 0,167 | 0,138 | 0,148 | 0,136 |

Figure 2. Effets marginaux du score de précarité sur la probabilité de renoncer aux soins en général et distribution du score de précarité




## L'effet du renoncement sur la santé

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

Les résidus des deux modèles apparaissent corrélés (p=0.049), ce qui valide l'approche bivariée et permet de considérer la mesure de la relation entre renoncement en *t* et dégradation de l'état de santé entre *t* et *t*+4 comme contrôlée des effet de caractéristiques individuelles expliquant à la fois la déclaration d'un renoncement et l'évolution de l'état de santé.

Le modèle probit expliquant le renoncement en *t*, c'est-à-dire en 2002 et 2004, reproduit les effets de l'âge et du sexe du premier modèle sur la probabilité de déclarer un renoncement en 2008. Les femmes déclarent davantage renoncer et le renoncement décroît avec l'âge. Le statut d'activité est

corrélé à la déclaration d'un renoncement. Les personnes au chômage renoncent davantage alors que les inactifs au foyer tendent moins à déclarer renoncer. L'effet du revenu est significatif et décrit un gradient en l'absence du score de précarité qui avait été introduit dans le premier modèle.

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

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

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

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

| Déterminant du renoncement en t | Coef. | P>\|z\| | Déterminant de la dégradation de l'état de santé entre t et t+4 | Coef. | P>\|z\| |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | *Renoncement en t* | | |
| | | | Oui | 0,990 | 0,000 |
| | | | Non | Ref. | |
| *Âge* | | | *Âge* | | |
| < 30 ans | 0,572 | 0,030 | < 30 ans | -0,917 | 0,000 |
| 30-39 ans | 0,793 | 0,002 | 30-39 ans | -0,925 | 0,000 |
| 40-49 ans | 0,837 | 0,001 | 40-49 ans | -0,776 | 0,000 |

| | | |
|---|---|---|
| 50-59 ans | 0,725 | 0,005 |
| 60-69 ans | 0,707 | 0,003 |
| 70-79 ans | 0,291 | 0,254 |
| 80 ans et plus | Ref. | |
| *Sexe* | | |
| Homme | -0,291 | 0,000 |
| Femme | Ref. | |
| *Occupation en t* | | |
| Actif occupé | Ref. | |
| Chômeur | 0,280 | 0,003 |
| Retraité | -0,157 | 0,218 |
| Personne au foyer | -0,258 | 0,048 |
| Autres inactifs | -0,066 | 0,591 |
| *Revenu par U.C. en t* | | |
| [0 ; 1e quintile] | 0,242 | 0,004 |
| ]1e quintile ; 2e | Ref. | |
| ]2e quintile ; 3e | -0,023 | 0,767 |
| ]3e quintile ; 4e | -0,168 | 0,035 |
| ]4e quintile ; 5 | -0,387 | 0,000 |
| Non renseigné | -0,228 | 0,016 |
| *Couv comp.* | | |
| C.C. Privée | Ref. | |
| CMU-C | -0,095 | 0,508 |
| Sans couverture | 0,525 | 0,000 |
| *ALD en t* | | |
| oui | 0,094 | 0,213 |
| non | Ref. | |
| *Année d'enquête* | | |
| 2002-2006 | | |
| 2004-2008 | 0,174 | 0,000 |
| Constante | -1,838 | 0,000 |

| | | |
|---|---|---|
| 50-59 ans | -0,681 | 0,000 |
| 60-69 ans | -0,518 | 0,000 |
| 70-79 ans | -0,173 | 0,199 |
| 80 ans et plus | Ref. | |
| *Sexe* | | |
| Homme | 0,081 | 0,068 |
| Femme | Ref. | |
| *Profession du père* | | |
| Agriculteur | 0,194 | 0,021 |
| Artisan, commerçant | 0,225 | 0,008 |
| Cadre | Ref. | |
| Prof inter | 0,087 | 0,281 |
| Employé | 0,192 | 0,027 |
| Ouvrier | 0,099 | 0,145 |
| Sans profession, NSP | 0,228 | 0,005 |
| *Profession en t* | | |
| Agriculteur | 0,202 | 0,101 |
| Artisan, commerçant | 0,138 | 0,175 |
| Cadre | Ref. | |
| Prof. inter | 0,054 | 0,407 |
| Employé | 0,084 | 0,217 |
| Ouvrier | 0,209 | 0,003 |
| Sans profession, NSP | 0,216 | 0,187 |
| *Occupation en t* | | |
| Actif occupé | Ref. | |
| Chômeur | -0,112 | 0,217 |
| Retraité | 0,106 | 0,311 |
| Personne au foyer | 0,114 | 0,313 |
| Autres inactifs | -0,045 | 0,746 |
| *Occupation en t + 4* | | |
| Actif occupé | Ref. | |
| Chômeur | 0,147 | 0,102 |
| Retraité | -0,151 | 0,083 |
| Personne au foyer | -0,008 | 0,937 |
| Autres inactifs | 0,481 | 0,001 |
| *Santé subjective en t* | | |
| 1 ou 2 | -1,870 | 0,000 |
| 3 | -2,072 | 0,000 |
| 4 | -1,902 | 0,000 |
| 5 | -1,690 | 0,000 |
| 6 | -1,096 | 0,000 |
| 7 | -0,874 | 0,000 |
| 8 | -0,708 | 0,000 |
| 9 | -0,210 | 0,001 |
| 10 | Ref. | |
| *ALD en t* | | |
| oui | 0,257 | 0,000 |
| non | Ref. | |
| *Année d'enquête* | | |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | 2002-2006 | Ref. | |
| | | | 2004-2008 | 0,102 | 0,010 |
| | | | Constante | 0,574 | 0,001 |
| Wald chi2 | 780,970 | | | | |
| rho | -0,370 | 0,049 | | | |

## 5. Discussion - Conclusion

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

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

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

De manière cohérente avec les résultats des quelques études qui ont mis en évidence l'effet du volume de soin consommé et de la diminution de reste à charge sur la santé des populations à risque et les plus modestes (Newhouse, 1993 ; Couffinhal *et al.*, 2002 ; Finkelstein *et al.*, 2011), cette analyse suggère que la présence de reste à charge est un facteur de risque pour la santé et que la gratuité des soins permettrait d'améliorer l'état de santé, en particulier, au sein des populations les plus modestes qui sont les plus susceptibles de renoncer à des soins. À ce titre, les dispositifs tels que la CMU-C semblent efficaces pour lutter contre les inégalités d'accès aux soins pour raisons financières et plus globalement de santé. En effet, toutes choses égales par ailleurs, les bénéficiaires de la CMU-C déclarent significativement moins de renoncement que les personnes non couvertes par une assurance complémentaire, ainsi que celles qui ne jugent pas « très bons » les remboursements de leur assurance complémentaire. Cependant, notre étude montre que le

dispositif ne gomme pas les différentiels de recours liés à la situation sociale, en particulier, à la précarité.

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

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

## Remerciements

Cette recherche a bénéficié du soutien financier de la DREES. Nous remercions pour leurs commentaires, les participants du workshop sur l'accès et le renoncement aux soins organisé par l'université Paris-Dauphine avec le soutien de la Chaire Santé, placée sous l'égide de la Fondation du risque (FDR) en partenariat avec PSL, Université Paris-Dauphine, l'Ensae et la MGEN le 9 mars 2011, les participants du colloque « Renoncement aux soins » organisé par la Drees et la DSS le 22 novembre 2011 (en particulier Denis Raynaud et Renaud Legal), les participants de la « Sixth International Conférence » de l'International Society for Equity in Health, Cartagena, Columbia, septembre 2011 et enfin Caroline Berchet qui a discuté l'article lors des 33e journées des économistes français de la santé 2011.

**Remerciement :** Cette recherche a bénéficié du soutien financier de la DREES. Nous remercions pour leurs commentaires, les participants du workshop sur l'accès et le renoncement aux soins organisé par l'université Paris-Dauphine avec le soutien de la Chaire Santé, placée sous l'égide de la Fondation du risque (FDR) en partenariat avec PSL, Université Paris-Dauphine, l'Ensae et la MGEN le 9 mars 2011, les participants du colloque « Renoncement aux soins » organisé par la Drees et la DSS le 22 novembre 2011 (en particulier Denis Raynaud et Renaud Legal), les participants de la « *Sixth International Conférence* » de l'*International Society for Equity in*

*Health*, Cartagena, Columbia, septembre 2011 et enfin Caroline Berchet qui a discuté l'article lors des 33e journées des économistes français de la santé 2011.

## Bibliographie


Allin S., Grignon M., Le Grand J. (2010), Subjective Unmet Need and Utilization of Health Care Services in Canada: What are the Equity Implications?, *Social Science and Medicine*, 70: 465-472.

Allin S., Masseria C. (2009), Unmet Need as an Indicator of Access To Health Care In Europe, *Eurohealth*, 15(3): 7-9.

Allonier C., Dourgnon P., Rochereau T. (2008), L'Enquête Santé Protection Sociale 2006, un panel pour l'analyse des politiques de santé, la santé publique et la recherche en économie de la santé, *Questions d'économie de la santé*, 131.

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

Bago d'Uva T., Jones A.M. (2009), Health care utilization in Europe: New evidence from the ECHP, *Journal of Health Economics*, 28: 265-279.

Bago d'Uva T., van Doorslaer E., Lindeboom M., O'Donnell O. (2008), Does heterogeneity bias the measurement of health disparities, *Health Economics*, 17(3): 351-375.

Bazin F., Parizot I., Chauvin P. (2006), Déterminants psychosociaux du renoncement aux soins pour raisons financières dans 5 zones urbaines sensibles de la région parisienne en 2001, *Sciences Sociales et Santé*, 24: 11-31.

Boisguérin B., Després C., Dourgnon P., Fantin R., Legal R. (2010), Étudier l'accès aux soins des assurés CMU-C, une approche par le renoncement aux soins, In Santé, soins et protection sociale en 2008, Paris : Irdes, 2010/06 : 31-40.

Boltanski L. (1971), Les usages sociaux du corps, *Annales*, 1 : 205-233.

Boulard J.C. (1999), Rapport d'information sur la loi n° 99-641 du 27 juillet 1999 portant création d'une couverture maladie universelle, éd. Assemblée nationale, Les Documents d'information de l'Assemblée nationale.

Cambois E., Jusot F. (2011), Contribution of lifelong adverse experiences to social health inequalities: findings from a population survey in France, *European Journal of Public Health*, 21(5): 667-673.

Couffinhal A., Dourgnon P., Geoffard P-Y., Grignon M., Jusot F., Naudin F. (2002) Comment évaluer l'impact de la complémentaire CMU sur l'emploi ?, *Questions d'économie de la santé*, 59.

Couffinhal A., Dourgnon P., Masseria C., Tubeuf S., van Doorslaer E. (2004), Income-related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries", in "Towards High-Performing Health Systems", OECD report: 109-165.

Després C., Dourgnon P., Fantin F., Jusot F. (2011), Le renoncement aux soins, une approche socio-anthropologique, *Questions d'économie de la santé*, 169.

Devaux M., Jusot F., Sermet C., Tubeuf S. (2009), Hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé et mesure des inégalités de santé, *Revue Française des Affaires Sociales*, 1 : 29-47.

Devaux M., de Looper M. (2012), Income-Related Inequalities in Health Service Utilization in 19 OECD Countries, 2008-2009, OECD Health Working Papers, No. 58, *OECD Publishing*.

Dourgnon P., Guillaume S., Naïditch M., Ordonneau C. (2007), Les assurés et le médecin traitant : premier bilan après la réforme, *Questions d'économie de la santé*, 124.

Dourgnon P., Jusot F., Fantin R. (2012), Payer peut nuire à votre santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé, *Document de travail de l'Irdes*, DT n°47.

Dourgnon P., Naiditch M. (2010), The preferred doctor scheme: A political reading of a French experiment of gatekeeping, *Health Policy*, 94: 129-134.

Elofsson S., Undén A.L., Krakau I. (1998), Patient charges - a hindrance to financially and psychosocially disadvantage groups seeking care, *Social Sciences and Medicine*, 46(10): 1375-1380.

Etilé F., Milcent C. (2006), Income-related reporting heterogeneity in self-assessed health: evidence from France, *Health Economics*, 15: 965-981.

Finkelstein A., Taubman S., Wright B., Bernstein M., Gruber J., Newhouse J.P., Allen H. Baicker K., and The Oregon Health Study Group. (2011), The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year, *NBER working paper*, 17190.

Fainzang S. (2001), Médicaments et Société. Le patient, le médecin, et l'ordonnance, Paris : Presses Universitaires de France.

Fleurbaey M., Schokkaert. E. (2009), Unfair inequalities in health and health care, *Journal of Health Economics*, 28(1): 73-90.

Fleurbaey M., Schokkaert. E. (2011), Equity in health and health care, in Pauly M., McGuire T., Pita-Barros P.(eds), *Handbook of Health Economics*, vol. 2 : 1003-1092.

Ford C.A., Bearman P.S. and Moody J. (1999), Foregone health care among adolescents. *Journal of the American Medical Association*. Dec 15; 282(23):2227-34.

Grossman M. (2000), The human capital model in: A. J. Culyer & J. P. Newhouse (ed.), *Handbook of Health Economics*, edition 1, vol. 1 : 347-408.

Idler E.L., Benyamini Y. (1997), Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies, *Journal of Health and Social Behaviour*, 38: 21-37.

Jusot F., Or Z., Sirven N. (2012) (a), Variations in Preventive care utilization in Europe, *European Journal of Ageing*, 9(1): 15-25.

Jusot F., Tubeuf S., Trannoy A. (2012) (b), Les différences d'état de santé en France : inégalités des chances ou reflet des comportements à risques ?, *Economie et Statistique*, à paraître.

Koolman X. (2007), Unmet need for health care in Europe in Comparative EU statistics on Income and Living Conditions: Issues and Challenges, proceedings of the EU-Silc conference, Eurostat Methodology and working papers.

Lardjane S., Dourgnon P. (2007), Les comparaisons internationales d'état de santé subjectif sont-elles pertinentes ? Une évaluation par la méthode des vignettes-étalons, *Economie et Statistique*, 403-404 : 165-177.

Litaker D., Love T.E. (2005), Health care resource allocation and individuals' health care needs: examining the degree of fit *Health Policy*, 73: 183-193.

Lollivier S. (2001), Endogénéité d'une variable explicative dichotomique dans le cadre d'un modèle probit bivarié, *Annales d'Economie et de Statistique*, 62: 251-269.

Mielck A., Kiess R.; Knesebeck O., Stirbu I., Kunst A. E. (2009), Association between foregone care and household income among the elderly in five Western European countries - Analyses based on survey data from the SHARE-Study, *BMC Health Services Research*, (9)52.

Mizrahi An., Mizrahi Ar. (1993) (a), L'évolution à long terme de la consommation médicale 1970-1992, Rapport Irdes, 1993/10, 49 pages

Mizrahi An., Mizrahi Ar. (1993) (b), Evolution de la consommation bucco-dentaire et renoncement aux soins, rapport IRDES, 1005.

Mollborn S., Stepanikova I., Cook K. S. (2005), Delayed care and unmet needs among health care system users: when does fiduciary trust in physician matters?, *Health Services Research*, 40(6): 1898-1917.

Newhouse J.P. (1993), Free for All ? Lessons from the RAND experiment, Harvard University Press.

OMS. (2009), Combler le fossé en une génération : instaurer l'équité en santé en agissant sur les déterminants sociaux de la santé, rapport final de la Commission des Déterminants Sociaux de la Santé.

Or Z., Jusot F., Yilmaz E. and the European Union Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. (2009), Inégalités sociales de recours aux soins en Europe: Quel rôle pour le système de soins ? , *Revue Economique*, 60(2): 521-543.

Raynaud D. (2005), Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance maladie complémentaire, *Etudes et résultats*, 378.

Reschovsky J. D., Kemper P., Tu H. T. (2000), Does Type of Health Insurance Affect Health Care Use and Assessments of Care Among the Privately Insured?, *Health Services Research*, 35(1) Part II. April 2000 : 219-237.

Sass C., Guéguen R., Moulin J.J., Abric L., Dauphinot V., Dupré C. et al. (2006) (a), Comparaison du score individuel de précarité des Centres d'examen de santé, Epices, à la définition socioadministrative de la précarité, *Santé publique*, 18: 513-22.

Sass C., Moulin J.J., Guéguen R., Abric L., Dauphinot V., Dupré C. et al. (2006) (b), Le score EPICES : un score individuel de précarité. Construction du score et mesure des relations avec des données de santé, dans une population de 197 389 personnes, *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 14: 93-6.

Shmueli A. (2003), Socio-economic and demographic variation in health and in its measures: the issue of reporting heterogeneity, *Social Science and Medicine*, 57: 125-134.

Van Doorslaer E., Koolman X., Jones A.M. (2004), Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe, *Health Economics*, 13(7): 629-647.

Wagstaff A., van Doorslaer E. (2000), Equity in health care finance and delivery, in Culyer A., Newhouse J. (eds.), Handbook of Health Economics, Vol. 1B. Amsterdam: Elsevier (North-Holland), 1803-1862.

Wooldridge J. (2005), Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity, *Journal of Applied Econometrics*, 20(1): 39-54.

Wu Z., Penning M.J. and Schimmele C.M. (2005), Immigrant status and unmet health needs, *Canadian Journal of Public Health*, 96(5): 369-373.

# Chapitre 2

# Is the SES of patients relevant for physicians? What are the effects on medical practice? The case of overweight treatment

# Is the SES of patients relevant for physicians? What are the effects on medical practice? The case of overweight treatment

**Paul Dourgnon (1), Anissa Afrite (2)**

(4) Irdes et PSL, Université Paris-Dauphine, Leda-Legos

(5) Irdes

Cet article est en révision à l'Eastern Economic Review

**Contributions des auteurs**

Paul Dourgnon : conception et coordination de l'enquête, estimations et rédaction

Anissa Afrite : responsabilité du terrain de l'enquête, estimations et rédaction

## Résumé

Le cadre général de la recherche est l'étude du rôle de l'interaction entre médecin et patient dans la formation des inégalités sociales de santé. Dans cet article nous étudions l'interaction entre médecin et patient dans le cadre du suivi du surpoids à partir d'une enquête *ad hoc* réalisée auprès de patients et de leurs médecins dans des cabinets de médecin générale. Nous montrons tout d'abord que pour les médecins, les comportements de santé des patients, tels que l'observance, les attentes en matière de soins, sont liés au statut social du patient. Nous montrons ensuite que les pratiques médicales diffèrent effectivement en fonction des opinions des médecins, enfin nous mettons en regard ces opinions avec les différences de pratiques effectivement observées selon la situation sociale des patients. Bien que nous ne puissions conclure à une relation causale entre les catégorisations des médecins et les différences de traitement observées entre groupes sociaux, notre étude montre que le rôle des médecins ne saurait être négligé dans l'étude des déterminants des inégalités sociales de santé et des politiques visant à les réduire.

**Abstract**

The research general scope is the study of the influence of doctor-patient interactions on social health inequalities. In this paper, we investigate medical interaction with a focus on overweight treatments, using data from a specific survey which interviewed a sample of patients and their doctors, collected in general practices. We first show that most doctors consider patients' socioeconomic status to be correlated with health behaviors and attitudes, such as treatment compliance and demand for health care. We then show that patterns of medical practice differ according to physicians' opinions or categorizations. We then examine if the social gradients in

medical practices we observe are correlated with physicians opinions. Although we cannot assess causal relationships between physicians' categorizations and actual differences in practices patterns according to patients' SES, our study shows that the role played by medical doctors should be considered when addressing social health inequalities and designing public policies targeting these inequalities.

**Introduction**

This paper addresses the influence of doctor-patient interactions on social health inequalities. This study examines whether patient socioeconomic status (SES) is considered relevant information by doctors and whether socioeconomic status influences patterns of medical practice, which, in turn, could positively or negatively affect inequalities in health. Using data from a patient*physician ad hoc survey, we study how GPs categorize the health behaviors of poor versus wealthy patients and then estimate how these categorizations are linked to GPs' own practice patterns. We focus on overweight treatments that involve lifestyle recommendations and nutrition advice.

Although there is an abundance of evidence of the crucial role of primary care in promoting health and reducing social health inequality (Starfield *et al.*, 2005), the mechanisms by which the positive effect of primary care on equity can be achieved still need to be clarified (Balsa *et al.*, 2007; Starfield, 2012). The latter issue represents a paradox for France, whose health system is generally acknowledged to offer high-quality, readily available access to medical care (WHO, 2000) but which presents one of the highest levels of health inequality within an OECD country (Mackenbach *et al*., 2008). Inequality with regard to access to health care remains significant in France. This observation is especially true for specialist care (Van Doorslaer and Masseria, 2004; Devaux and de Looper, 2012) in a system in which GP and specialist care is primarily supplied in ambulatory practices on a fee-for-service basis (for 40% of specialists, these fees are unregulated). The preferred doctor reform (2004-2006) introduced a touch of primary care into a hitherto harshly liberal ambulatory care sector (Dourgnon and Naiditch, 2010). Although equity was clearly not the primary initiative of the reform, this reform placed primary care in the spotlight in the campaign to address inequality in access to health care services.

The research question of this paper is embedded in the larger discussion of how patient-physician interactions may create or influence existing social health inequalities. The models of health care-related discrimination proposed by Balsa and McGuire provide a general analytical framework for this issue (Balsa and McGuire, 2001). Although their demonstration focuses on minority groups such as ethnic groups and emphasizes the reasons that these groups tend to receive less

treatment or less adequate treatment than the rest of the population, the models can also be used to explain treatment differences according to SES. The Balsa and McGuire models are partly inspired by Becker's model of discrimination in the labor market (Becker, 1971). The researchers argue that differences in the treatment of identical conditions can stem from three types of mechanisms: prejudice, clinical uncertainty and stereotyping (Balsa and McGuire, 2003). The prejudice model holds that physicians may deliberately discriminate against minority patients because of an idiosyncratic "taste for discrimination", an aversion to a minority group, which would result in less treatment for minority patients than for majority patients for given needs and in less effort devoted to medical activities such as diagnosis. Pure prejudice clearly results in under-treatment for minority patients. Indeed, refusals of physicians to provide health care to means-tested insured individuals have been observed in France (Desprès *et al.*, 2009), especially in dental and specialist care. However, these refusals primarily resulted from negative economic incentives, as fees follow a fixed schedule for means-tested insurance patients, which prevent some doctors from charging additional fees to these patients. The second class of models focuses on physician decisions under clinical uncertainty. These models feature an impartial physician providing medical responses such as diagnoses to clinical signals measured under clinical uncertainty. In this context, health professionals do not observe real biological status; rather, they hear about the symptoms or complaints of patients. For a given condition and severity level, these signals can vary across social groups. Two models arise from this baseline. The first, the miscommunication model, does not suppose a systematic bias in physicians' observations of minority patients' symptoms, but this model does assume greater levels of uncertainty. A physician's perception of a patient's health status is affected by white noise, the variance of which is higher for minority patients. The process results in less adequate treatment—whether under- or over-treatment—for minority patients. In the second, the statistical discrimination model, a physician utilizes auxiliary information—for instance, information about a race or social group associated with a particular disease prevalence—to diminish uncertainty in the clinical decision-making process. Miscommunications and statistical discrimination can generate differences in treatment across social groups with identical needs. These issues can also induce less demand for care from minority patients, who anticipate receiving less adequate treatment and thus expect a lower return on their medical care. Because they are based on the interpretation of symptoms, these two models are broadly applicable to conditions in which health signals tend to be subjective, such as mental health problems. Indeed, the statistical discrimination model has primarily been tested in mental health care contexts (Balsa et al., 2005; McGuire an Miranda, 2008; McGuire et al., 2008). In the context of our research, this hypothesis, which states that overweight assessments by physicians could be influenced by miscommunication, appears to be

less realistic. Finally, the stereotype model appears to be a better framework for analyzing differences in obesity treatments according to SES. The model confronts the social inequalities with regard to healthcare treatment and the stereotypes that physicians hold about social group health behaviors. The model represents medical interaction as a two-player game in which each player (the patient and the doctor) adjusts his effort as he anticipates the effort of the other player. Let us denote the severity of the patient's illness as Z. Treatment efficacy depends on patient's effort $e^p$ and doctor's effort $e^d$; thus, the gross benefit from treatment is $Z\, e^p\, e^d$. The doctor's effort is binary: $e^d = 0$ or $e^d=1$. The patient's effort varies within the range $e^p \in [e^L,1]$ where $e^L$ >0 represents the minimum effort that the patient is willing to exert to regain his or her health. The costs of cooperation are $c^d$ for the doctor and $c^p$ for the patient, and the cost of non-cooperation is zero. Each player's payoff consists of the treatment gross benefit net of his cost of effort $Z\, e^p\, e^d$ - c. The players' pay offs are summarized as follows (quoted from Balsa and McGuire, 2003):

**Table 1 - The stereotype model equilibriums**

| | **Doctor** | |
|---|---|---|
| **Patient** | High effort | Low effort |
| Cooperation | **$(Z- c^p, Z- c^d)$** | $(0- c^p,0)$ |
| Non-cooperation | $(Ze_l, Ze_l - c^d)$ | **(0,0)** |

*Source: Balsa and McGuire, 2003*

Minority patients share or at least know about the stereotypes that physicians hold regarding non-cooperation among minority patients (i.e., the belief that such patients do not comply with treatment recommendations). A minority patient will anticipate a low level of effort from the physician, which will result in a treatment benefit that is equal to zero; hence, the patient will not cooperate. The physician has the same information as the patient and thus will not anticipate cooperation from her. He will therefore reduce his effort to zero (in the above model, Zel - cd <0). For majority patients, the game unfolds symmetrically and results in a high level of effort from both players. The stereotype serves as a self-fulfilling prophecy, leading both minority and majority patients to adjust to the Nash equilibriums, respectively (uncooperative patients receive

a low level of effort from the doctor, and cooperative patients encounter a high effort level from the doctor).

This last model clearly corresponds well with our line of research. We aim to confront the stereotype model to investigate how physician classifications of patient attitudes toward overweight management (addressing weight during visits and providing nutritional advice and lifestyle recommendations) are linked with actual social differences in treatment. Because it is impossible to empirically differentiate stereotypes from actual differences observed by physicians (because we do not know whether a physician's opinion of a patient's behavior according to the latter's social group a posteriori reflects his practice or is an a priori statement), we will refer to "patients' SES categorization" in this paper. The study of physicians' categorizations is also of interest in social capital and health research. Although social capital is often referred to as "consisting of social networks and associated norms that have an effect on community productivity and well-being", as described by the World Bank, most economic studies on social capital and health have focused on (patients') social participation rather than on norms and even less on doctors' norms (Scheffler *et al.*, 2010).

Consistent with the stereotype model, our study adopted an empirical perspective to examine inequality in overweight treatment and patients' socioeconomic categorization or norms as assessed by physicians. Physicians' categorization of patients concerns compliance with diets and patient demands for health information according to their SES. We first describe these categorizations and explain how they vary across doctors. We then investigate whether these categorizations or norms influence medical practices. Finally, we assess whether these categorizations are correlated with actual differences in patient treatments within a physician practice.

## Obesity: trends, socioeconomic factors and the role of primary care

We focus on overweight treatment as addressed by physicians through lifestyle recommendations and nutritional advice. Weight appears to be an appropriate focus for a study that empirically explores norms, interactions and treatment outcomes because it is a frequent and easily observable condition for which medical guidelines exist and because the condition is distributed unequally across groups within the French population as well as in other developed countries (see, for instance, Cutler *et al.*, 2003). The last two decades of the twentieth century witnessed large increases in overweight and obesity rates in developed countries. In France, the percentage of obese and overweight persons began to grow steadily in the 1990s, and thus far, the trend has

not flattened (Sassi *et al.,* 2010). The epidemic has generated two public health issues: the expansion of the disease has an influence on the health of populations (obesity has a direct effect on co-morbidities such as diabetes, high blood pressure and ischemic diseases), and social health inequalities have increased because the condition is more prevalent among groups with lower SES. In France, the epidemic is less severe than in the US but still affects three out of 10 individuals (as of 2008) and presents the same unequal distribution pattern across social groups that is observed in other developed countries (Expert, 2005).

## Obesity: a major public health issue in France

As defined by the World Health Organization, obesity is "an abnormal or excessive fat accumulation that may impair health" (WHO, 2012). Obesity is commonly regarded as a complex multi-factorial disease that results from both genetic and lifestyle factors. In developed countries, the increase in obesity rates has been associated with an increase in obesity-related morbidity and mortality and with an increase in associated medical treatments and expenditures (Finkelstein *et al.*, 2009).

Obesity has become an important issue for health policy in France, and an anti-obesity plan was launched by the French president in May 2010. The plan attempted to address obesity prevention, child obesity, and obesity-related discrimination. Six years earlier, obesity had been acknowledged as a public health priority in the 2004 public health act. The act identified several targets, such as the objectives of reducing the prevalence of unhealthy weight and obesity (BMI > 25 kg/m²) by 20% in the adult population (i.e., from 10% in 2000 to 8% in 2008) and flattening the obesity trend among children. Another goal was a 25% increase in the proportion of individuals of all ages who engage in moderate physical activity on a daily basis. To our knowledge, the outcomes of the 2004 act and the 2008 plan have not been evaluated.

The obesity epidemic in France follows a slightly smoother and more lagged pattern of evolution than those in neighboring countries (with a ten-year lag relative to the USA). In 2000, the French population had the lowest average level of overweight in both men and women of any European country. The average body mass index (BMI) in France remained stable in the 1980s and subsequently increased by 1 kg/m² during the following decade. This trend was visible across age groups and genders: from 1990 to 2003, the percentage of obese women rose from 6.2% to 10.2%, and the percentage of obese men increased from 5.5% to 9.8% according to national health interview surveys (Sassi *et al.*, 2009). Estimates from the obesity-focused ObEpi Surveys are slightly higher, listing 13.6% of women and 12.5% of men as obese in 2006 and 15.1% and

13.9% of men and women, respectively, as obese in 2009 (Obepi press release, 2003). This increase has not affected all social groups identically. Geographical disparities in obesity have increased during the last two decades, as is clear even when the figures are adjusted for age, income and educational level (de Saint Pol, 2007). In 2003 in France, the North region (14%) and the East region (13%) had the highest rates of obesity, whereas the Paris region (8%) and the Mediterranean region (Provence, Alpes, and Côte d'Azur) (8%) had much lower numbers. Moreover, socioeconomic differences related to obesity increased in the 1990s. The obesity epidemic has tended to spread faster among blue-collar workers and farmers (De Saint Pol, 2007).

## Social determinants of obesity

Considering the rapid increase in obesity in recent decades and its consequences in terms of associated morbidities and health care costs, it is unsurprising that obesity has become a major subject in health and social science research. The literature provides clear and vast evidence of a strong relationship between SES and obesity. As underlined by Filkenstein (Filkenstein *et al.*, 2005), obesity is not only a health issue; it is also an economic phenomenon. Several economic factors influence food consumption and physical activity decisions and ultimately affect weight. Obesity and SES appear to be negatively correlated in developed countries but positively correlated in developing countries. In developed countries, a strong inverse relationship between these two factors has been found among women, with a higher likelihood of obesity among women with lower SES. Individuals with more years of schooling are less likely to be overweight or obese but are also less likely to smoke, to drink to excess, or to use illegal drugs (Cutler and lleras-Muney, 2006; Webbink *et al.*, 2008). Better educated individuals are also more likely to engage in physical activity and to seek preventive care. In developing countries, a strong direct relationship between SES and obesity has been observed among men, women and children, with a higher likelihood of obesity among groups with higher SES. Food scarcity and high-energy physical activities appear to explain why individuals with lower SES in developing societies tend to be less obese. The opposite relationship is found in developed countries, which feature an energy-dense diet that includes high fat intake and lower vegetable, fruit and whole grain consumption (Sobal and Stunkerd, 1989). Moreover, the sign of the relationship progressively reverses when a country's wealth increases (Monteiro *et al.*, 2004). Ethnic minorities and migrants also show higher rates of unhealthy weight even after SES differences are controlled for. Nigerians living in the United States are more frequently obese and are more likely to have chronic diseases than are Nigerians living in Nigeria (Wilks, 1996). Similar results were found for the Pima Indians of Arizona compared with those living in northwest Mexico (Ravussin, 1995). The relationship between SES

and BMI has also been assessed in France (Sassi *et al.*, 2009). Using data from a panel survey of the Paris region, Martin (Martin *et al.*, 2010) showed a link between adverse life events and overweight.

# Data and methods

Our estimation strategy is as follows. We first assess patient compliance with dietary and nutritional advice in relation to SES and examine how this relationship varies across doctors. Second, using multilevel techniques, we assess the influence of SES categorization on lifestyle recommendations as observed in the visits described in the survey. We then assess how these categorizations influence the observed SES gradient in the visit outcomes for each practice.

***The INTERMEDE survey***

We use data from a specific survey that was conducted in France in 2007 by the authors (Afrite *et al.,* 2008). The Intermede survey is an exploratory survey that emerged from a multidisciplinary research project on patient-physician interaction and social health inequalities[6]. The physician sample consisted of 30 GPs recruited in three regions (Île-de-France: 12; Midi-Pyrénées: 10; Pays de la Loire: 8). These GPs were not sampled but participated on a voluntary basis and were recruited through general practitioner networks. Most were found among the French General Practice Scientific Society (Société Française de Médecine Générale). The survey population was not designed to be representative of French GPs. The selected GPs were expected to be more concerned about the social dimension of medical practice than their colleagues. The survey proposes a first but partial picture of the processes at work in patient-physician interactions and eventually underestimates the social differences in treatments relative to the results that might have been achieved using a larger and more representative survey.

For each GP, patients were recruited in the waiting room during a two-day survey period. Eligibility was established for patients who were

- between 18 and 80 years old
- not first-time patients
- not pregnant and had not given birth in the last six months
- not seeking emergency treatment

[6] Extensive information on the Intermede study can be found in "Patient-physician interaction in general practice and health inequalities in a multidisciplinary study: design, methods and feasibility in the French INTERMEDE study". Michelle Kelly-Irving, Christine Rolland, Anissa Afrite, Chantal Cases, Paul Dourgnon, Pierre Lombrail, Jean Pascal and Thierry Lang. *BMC Health Services Research 2009, 9:66 (22 Apr 2009).*

The patients' and the GPs' consent forms indicated that the survey was part of a patient-physician interaction study. Neither the patients nor the physicians were informed that the study focused on weight, and the questionnaires included other topics. This decision was intended to prevent any behavior medications and to prevent response bias.

A total of 1,168 patients were contacted in the practices' waiting rooms. Among these patients, 786 (67%) were deemed eligible. By the end of the data collection period, 146 patients had either refused to participate (n = 124) or abandoned the study prior to completion (n = 22). The total sample included 640 patients and contained 81% of the eligible patients.

Data were collected from three patient questionnaires and two GP questionnaires. The three questionnaires were administered to patients before and after their visits. The questionnaire items inquired about the purpose and content of the visits; the patients' health status, weight and height as measured by the interviewer (not self-assessed) as well as their SES; elements of the patients' GP histories (length of collaboration and visit frequency); and aspects of their visit outcomes, including prescriptions and compliance with treatments. The questionnaires for the physicians included items related to age, gender, carrier length and patient categorization, along with descriptions of each patient and each visit. In addition to supervising the completion of the patient and GP questionnaires, the interviewer completed a questionnaire regarding questionnaire completion or refusal and, if applicable, reasons for refusal (physical or cognitive disability; French language or literacy problems) (Cf. Box 3).

**Box 1 – Intermede survey's questionnaire descriptions**

| Patient | General practitioner |
|---|---|
| **Patient characteristics:** individual (age, family structure), socio-economic (socio-professional category, occupation, education, private complementary insurance, means-tested health coverage)<br>**Health status** (Minimum European Health Module)<br>**Lifestyle:** physical activity, smoking and drinking status<br>**Patients' and GPs' living standards**<br>**History of the physician-patient relationship:** length of the relationship, frequency of consultation, patient consultation with other physicians, discussions about weight<br>**Views of the consultation:** patient's reasons for the consultation, patient's expectations and satisfaction<br>**Contents of the consultation:** factual description (clinical examination, diagnoses, what the GP | |
| **Personal characteristics**: gender, nationality, mother tongue, country of birth | **Personal characteristics:** age, gender, parents' and spouses' occupations, health status |
| **Compliance with treatments and/or recommendations**<br>**Expectations about the patient-physician relationship**<br>**Details re. consumption of alcohol**<br>**Detailed weight-related concerns** (nutritional recommendations, perceived weight, perceived consequences of weight for health, weight-related health problems)<br>**Medical locus of control** | **Practicing characteristics:** medical training, other medical activities, sector of practice, surgery organization<br>**Motivations to become a GP**<br>**Practicing variation behavior** according to a patient's personal characteristics<br>**Perceptions and beliefs** about compliance with treatments and recommendations, preventive recommendations, health care consumption level, patient-physician model of interaction **according to the** patient's **social group** (age, gender and social category)<br>**Self-rated health** |
| **Actual height and weight** (research assistant measures)<br>**Actual and desired weights** (declaration) | **Actual and desired weights** (declaration)<br>**Actual height** (declaration) |
| **Relationship with the physician:** gatekeeper or not, family practitioner, consultation with other physicians<br>**Agreement with prescribed treatments** | **Other issues not treated with the patient**<br>**Perceptions of overweight patient**<br>**Perceived patient locus of control** |

***Overweight measurement***

We use a standard, convenient measure that is often used to assess obesity in surveys. The body mass index (BMI), also termed the Quetelet index, is an index of weight divided by the square of height that is commonly used to assess underweight, overweight and obese adults. Although there is some controversy among experts regarding this index, the BMI measurement and thresholds are considered by the World Health Organization to be reliable in women and men and in all age groups (de Saint Pol, 2007). BMI is strongly correlated with other densitometry measures of fat mass, such as the waist-to-hip ratio, skin-fold thickness and bio-impedance. We regroup BMI according to the World Health Organization classifications of overweight and obese individuals, which are based on the association between BMI and total mortality rates. Adults with a BMI of less than 18.5 kg/m² are classified as underweight, whereas those with a higher BMI, between 18.5 and 25, are classified as normal. Pre-obese BMI ranges from 25 to 30 kg/m². Individuals with a BMI that is equal to or greater than 30 kg/m² are classified as obese. Two limits must be considered when we measure obesity in surveys through BMI. First, BMI cannot be used to distinguish between lean and fat mass. As a result, this index sometimes overestimates body fat for athletic profiles and underestimates body fat in older people who have lost muscle mass. The latter issue is irrelevant here because no participants were selected who were more than 80 years old. The second issue is self-reporting bias related to weight and height, which is referred as 'flat slope syndrome' (i.e., the underestimation of excessive weight by obese individuals and the overestimation of low weight by underweight individuals). Socioeconomic characteristics and health-related problems may affect these declarations. Flat slope syndrome bias can lead to the misclassification of overweight and obese individuals, especially in certain segments of the population (Niedhammer, 2000), and may necessitate correction procedures (Cawley, 1999; Lakdawalla and Philipson, 2002). To avoid those biases, we calculate BMI using objective physical measurements. The weights and heights of the participants were measured by the interviewers. This procedure yielded only 12 incomplete measurements.

***Socioeconomic status***

The SES of the patients was measured by evaluating their education, occupation, and subjective living standards. All of these aspects of status were assessed by both the physicians and the patients. Subjective living standards were assessed using a scale from 1 to 10 as follows: "Some people have higher living standards in society, whereas others have lower standards of living. Where would you place yourself/your patient on this scale ranging from lowest to highest living standards?". Methodological studies have shown that among adults, subjective living standards

are correlated with objective dimensions (Singh-Manoux *et al.*, 2003) and are also associated with health outcomes as objective dimensions of SES are (Singh-Manoux *et al.*, 2009). To identify the non-linear relationships between SES and the dependent variable, we regroup self-assessed SES into five categories: “very low SES”: [1, 2, 3]; “low SES”: [4]; “intermediate SES”: [5]; “high SES”: [6, 7]; and “very high SES”: [8, 9, 10].

***Physicians’ categorization of patients***

The physicians’ questionnaire included general questions about how the GPs perceive their patients’ health behavior, compliance and demand for nutritional advice according to their SES. We measure categorization with respect to diet recommendations using the following question: “In your opinion, how often do patients from the following groups follow dietetic advice and diets in the long term?”. The respondents completed the following chart (Cf. Table 2).

**Table 2 Patients's categorization in the Intermede survey**

From the question: “In your opinion, how often do patients from the following groups follow dietetic advice and diets in the long term?”

| | Always or almost always | Often | Sometimes | Never or almost never |
|---|---|---|---|---|
| Low-SES categories | | | | |
| Intermediate-SES categories | | | | |
| High-SES categories | | | | |

From this question, we construct a categorization variable that equals 1 if a respondent evaluated those with high SES as being more compliant than those with low SES (“pro-rich” categorization) or that equals -1 if, on the contrary, he indicated that his low-SES patients were more compliant (“pro-poor” categorization) or 0 if he suggested that his patients’ levels of compliance were identical (neutral categorization). We do not account for assessments of intermediate SES compliance or gradients in the evaluations; we consider only the sign of this difference. From this (-1, 0, 1) variable, we construct two dummy variables that are indicative of pro-rich and pro-poor categorizations of patient compliance with dietary advice. Of the 30 GP respondents, 9 submitted pro-rich categorizations, three submitted categorizations that were considered to be pro-poor, and 18 remained neutral.

***Overweight treatment variables***

We address overweight treatment through lifestyle recommendations. A dummy variable related to lifestyle recommendations is derived from a positive answer to one of the following questions: “During today’s visit, did your physician recommend that you engage in more physical activity?” and “During today’s visit, did your physician recommend that you walk more?”. Nutritional recommendations were also addressed in the questionnaire but were assessed in only 66 cases (10% of visits). Therefore, we ultimately retain only physical activity as an endogenous variable for multivariate analysis.

***The Patients sample***

The patient sample included 640 persons with an average age of 48, and the sample was composed of 62% women. Among the respondents, French is undoubtedly the main nationality (92%) and primary mother tongue (88%). A total of 85% of the participants were born in France. Approximately 54% of the patients were currently employed, 28% were retired, and 18% were classified as “other inactive”. One of five patients had completed no schooling or mid-level education (21%), 32% had a technical degree (finished school at age 15 or 16), 18% had a high school degree and 26% had a college degree (Cf. Table 2). The mean subjective SES of the patients is 5.68; six out of ten patients assessed their SES as ranging from 5 to 7.

Furthermore, 69% of the subjects lived with a spouse (39 % with children and 30% without children); 29% were single, and the remaining 2% had other living arrangements. A total of 95% of patients were covered by complementary health coverage, including 95% who had private complementary health insurance and 5% who benefited from public means-tested complementary health coverage.

Health status was measured based on Eurostat’s Minimum European Health Module. Overall, only 38% of the patients reported having fair, poor or very poor general health status; 62% reported having good or very good general health status (Cf. Table 3 Patient characteristics). Of the respondents, 51% reported having one or more chronic illnesses, and 26% indicated that their typical activities were limited because of health problems. For nine out of ten patients, the physician involved in the study was their gatekeeper doctor or “preferred doctor”.

Pre-obese and obese patients represent 32.6% and 17.2% of the sample, respectively. The patients’ mean BMI as of the time of the study equaled 25.7 kg/m² (slightly overweight), and their BMI values ranged from 16.6 to 46.7 kg/m². Specifically, 3% of patients were underweight, 48%

had a normal weight, 32.6% were pre-obese and 17% were obese (the average BMI values in these classes are 17.7, 22.2, 27.1 and 34.2 kg/m², respectively).

**Table 3 Patient characteristics**

| | N | Percent |
|---|---|---|
| **Age classes** | | |
| 18-34 | 154 | 24.1 |
| 35-49 | 177 | 27.7 |
| 50-64 | 181 | 28.3 |
| 65-80 | 127 | 19.9 |
| **Gender** | | |
| Male | 245 | 38.3 |
| Female | 395 | 61.7 |
| **BMI class** | | |
| Underweight | 16 | 2.6 |
| Normal | 299 | 47.6 |
| Overweight | 205 | 32.6 |
| Obese | 108 | 17.2 |
| **Level of education** | | |
| No qualifications | 132 | 20.9 |
| Technical certificate, age of 15/16 (BEP-CAP) | 202 | 32.0 |
| High School leaving certificate, age 17/18 (Bac) | 116 | 18.4 |
| Two years of higher education | 58 | 9.2 |
| Three or more years of higher education | 108 | 17.1 |
| Other cases | 16 | 2.5 |
| **Actual situation regarding employment** | | |
| Working | 348 | 54.4 |

| | | |
|---|---|---|
| Unemployed | 13 | 2.0 |
| Retired | 177 | 27.7 |
| Student | 29 | 4.5 |
| Homemaker | 23 | 3.6 |
| Other inactive | 50 | 7.8 |
| **Socio-professional category (current or most recent profession)** | | |
| Farmer | 17 | 2.7 |
| Independent worker (e.g., craftsman, shopkeeper) | 31 | 4.8 |
| Employee | 271 | 42.3 |
| Manual worker | 46 | 7.2 |
| Intermediate profession | 79 | 12.3 |
| Executive, senior position | 92 | 14.4 |
| Unknown | 104 | 16.3 |
| **Complementary health coverage** | | |
| Means-tested complementary health coverage | 28 | 4.4 |
| Private complementary health insurance | 573 | 90.5 |
| No complementary coverage | 32 | 5.1 |
| **Household structure** | | |
| Single person | 141 | 22.1 |
| Single-parent family | 44 | 6.9 |
| Couple without children | 190 | 29.8 |
| Couple with children | 246 | 38.6 |
| Other cases | 17 | 2.7 |
| **Self-reported health** | | |
| Very good | 104 | 16.3 |
| Good | 294 | 46.1 |

| | | |
|---|---|---|
| Fair | 197 | 30.9 |
| Poor | 37 | 5.8 |
| Very poor | 6 | 0.9 |
| **Chronic illness** | | |
| Yes | 321 | 50.6 |
| No | 313 | 49.4 |
| **Activity limitations** | | |
| Strongly limited | 59 | 9.3 |
| Limited | 106 | 16.8 |
| Not limited | 468 | 73.9 |

Source: Intermede survey

*For some variables, the number of respondents may be lower than 640 because of non-response. The working sample size for the multivariate analysis is 627 as a result of these non-response cases.*

***The Physician Sample***

Thirty GPs, all of whom were private practitioners, participated in the survey. The sample includes 11 women and 19 men (Cf. Table 4). The GPs ranged in age from 35 to 61, with a mean of 52 (52 for men and 50 for women). Seven out of ten GPs had established their current private practice at least 20 years prior to the survey, and 9 out of 10 belonged to the so-called "sector1" regulated fee sector. Seven out of ten physicians worked in a group practice.

Of the physicians, 77% had graduated as general practitioners at least 28 years prior. Nearly one out of every three GPs had graduated with a complementary degree such as a specialization in gerontology, geriatrics, or psychiatry. Six out of ten physicians were involved in health networks (e.g., alcohol, cancer, inpatient-outpatient networks), and a vast majority (90%) engaged in other medical activities, such as a medical research or teaching, or served in a part-time position at a public hospital. For one out of two physicians, visits were organized only by appointment. Visits were intended to last 15 minutes (43%), 20 minutes (47%), or 30 minutes (10%). Two out of three GPs conducted home or office visits.

The GPs also completed a questionnaire on the reasons that they had chosen to work as general practitioners. Of the respondents, 63% declared that they wished to help people in society. Seven

physicians mentioned their relationships with their patients as a special interest. Interests in medical practice and professional autonomy were noted by half of the physicians. Social status (23%) and income (3%) were only cited by a minority of the physicians.

**Table 4 Physicians characteristics**

| | N | Percent |
|---|---|---|
| **Age class** | | |
| Age ≤ 50 years | 12 | 40.0 |
| Age > 50 years | 18 | 60.0 |
| **Gender** | | |
| Male | 19 | 63.3 |
| Female | 11 | 36.7 |
| **BMI class** | | |
| Underweight | 0 | 0.0 |
| Normal | 15 | 51.7 |
| Overweight | 13 | 44.8 |
| Obese | 1 | 3.5 |
| **Fee schedule sector** | | |
| Regulated fees | 27 | 90.0 |
| Unregulated fees | 3 | 10.0 |
| **Type of surgery** | | |
| Individual surgery | 9 | 30.0 |
| Monodisciplinary group surgery | 15 | 50.0 |
| Multidisciplinary group surgery | 6 | 20.0 |
| **Involvement in health networks** | | |
| Yes | 18 | 60.0 |
| No | 12 | 40,0 |

| | | |
|---|---|---|
| **Other medical activities** | | |
| Yes | 23 | 76.7 |
| No | 7 | 23.3 |
| **Visit organization** | | |
| Only with appointments | 15 | 50.0 |
| Only without appointments | 0 | 0.0 |
| Mixed | 15 | 50.0 |
| **Visits scheduled** | | |
| Every 15 minutes | 13 | 43.3 |
| Every 20 minutes | 14 | 46.7 |
| Every 30 minutes | 3 | 10.0 |
| **Half-days worked per week** | | |
| ≤ 6 | 8 | 26.7 |
| ]8 - 10] | 7 | 23.3 |
| ]6 - 8] | 10 | 33.3 |
| > 10 | 5 | 16.7 |

Source: Intermede survey

# Methods

The empirical analysis aims to discuss the following questions. First, do physicians categorize their patients according to SES? Second, are patients' categorizations and SES linked with their treatments? Third, are the differences in treatments observed in step 2 correlated with the patient categorizations? We first describe the GPs' categorization of patient compliance with diets and nutritional advice and examine how these assessments vary across doctors. In the second step, using multilevel techniques, we assess the influence of patient SES and SES categorization on obesity treatment as measured through lifestyle recommendations (physical activity recommendations) when patients' overweight status as observed in the visit described in the survey is controlled for (cf. model 1 below). In the third step, we assess how SES categorization affects the observed SES gradient in obesity treatment within practices (cf. model 2 below).

In the analyses during the second and third step, we consider the hierarchical data structure. Information on patients is clustered by doctor, and information at the doctor level coexists with information at the patient level in the multivariate analysis. The multilevel modeling approach addresses the hierarchical data structure and analysis with the aim of separating the variance between the individual unit level (the patient level) and the cluster unit level (the physician level). Multilevel analysis permits the correction of the estimation bias resulting from the cluster structure and the modeling of unbiased cross-level interactions such as links between SES categorization (the physician level) and social gradients in treatment (effects of patient SES on treatment measured at the individual level).

The following variables are employed in the multivariate analysis:

- The model-dependent dummy variable accounts for overweight treatment (recommendations regarding physical activity during the visit) as assessed by the patient.
- The patient-level variables used are age, gender, overweight status, and self-assessed subjective living standards
- The physician-level variables used are age, gender, and patient categorization

***Model 1***

Level 1 (patients): $P_{i,j} = \beta_{0j} + \beta_1 Age_i + \beta_2 Gender_i + \beta_3 BMI_i + \beta_4 SES_i + r_{i,j}$

Level 2 (physicians): $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{0,1} Age_j + \gamma_{0,2} Gender_j + \gamma_{0,3} Categorization_j + u_{0,j}$

Where:

*i* is the subscript for patients and *j* for physicians

$P_{ij} = \log (p_{ij}/1- p_{ij})$

$p_{ij}$ = probability ($Y_{ij} = 1$ / {$Age_{ij}$, $Gender_{ij}$, $BMI_{ij}$, $SES_{ij}$})

$Y_{ij}$ represents overweight treatment

$\beta_{0j}$ : the intercept coefficient for the *j*th physician

$\beta_1 \ldots \beta_4$ : the slope coefficients associated with the patient-level explanatory variables

$r_{ij}$: a residual error term for the *i*th patient and the *j*th physician, which is assumed to be normally distributed with a zero mean

$\gamma_{0,0}$ : the average effect across physicians

$\gamma_{0,1}$ , …, $\gamma_{0,3}$ : the main effect associated with the physician-level variables

$u_{0,j}$: a random error component that is assumed to be normally distributed with a zero mean

***Model 2***

Level 1 (patients): $$P_{i,j} = \beta_{0j} + \beta_1 Age_i + \beta_2 Gender_i + \beta_3 BMI_i + \beta_{4,j} SES_i + r_{i,j}$$

Level 2 (physicians): $$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{0,1} Age_j + \gamma_{0,2} Gender_j + \gamma_{0,3} Categorization_j + u_{0,j}$$

$$\beta_{4,j} = \gamma_{4,0} + \gamma_{4,1} Age_j + \gamma_{4,2} Gender_j + \gamma_{4,3} Categorization_j + u_{4,j}$$

Because the size of the data sample is modest, we retain only the indispensable variables for analysis. Other variables, such as the length of the doctor-patient relationship and the patients' health status, were tested but were not retained in the final estimation because they were not statistically significant.

Although we also consider the doctors' assessments of their patients' characteristics and visit content, we rely mainly on patient assessments because of our focus on inequalities in treatment rather than practice variations. Comparing patient and doctor assessments would be of significant interest but is outside the scope of this paper.

# 4. Results

## 4.1. SES categorization by physicians

Participating GPs' categorizations were assessed using a set of general questions. It is important to note that categorization should not be interpreted as stereotyping. The GPs describe their practice experience and neither make moral statements nor report exerting different levels of

effort for “good” or “bad patients,” as stated in the so-called “stereotype model” described in the introduction. We cannot determine whether the differences that the doctors describe are purely *a priori* differences (real stereotypes) and/or whether they are driven by experience. It is also important to consider that these GPs participated in the study on a voluntary basis and that the majority of them belong to scientific societies that are committed to improving GP practice in general and their personal medical activity. Moreover, these physicians were informed that the general focus of the survey involved social health inequalities and general practice. Nevertheless, despite the GP selection, many participants reported categorizations. The general physician questionnaire included three questions regarding the physicians’ perceptions of how their practices differ for patients with same health status who differ with respect to age, gender or social category (cf. Table 5).

**Table 5 Physician response distribution with respect to perceptions**

| *Does your practice differ for patients presenting the same health status according to the following patient characteristics?* | | | |
|---|---|---|---|
| | No | Yes | All |
| Age | 7 (23%) | 23 (77%) | 30 (100%) |
| Gender | 20 (67%) | 10 (33%) | 30 (100%) |
| SES | 17 (61%) | 11 (39%) | 28 (100%) |

Source: Intermede survey

Three out of ten participants indicated the existence of variations in their practice based on patient age. Furthermore, one of three physicians (67%) described adjusting their practice based on patient gender, and nearly three out of five physicians (57%) reported varying practices with respect to patients’ social status.

In considering practice variation according to age and SES, we do not find any significant association between these variations and physician age, gender or practice characteristics (e.g., other diplomas, other medical activities, medical visit schedules). However, practice variations according to patients’ gender are associated with the gender of the physician (P-value = 0.049) and with physician involvement in a medical network (P-value = 0.024).

Although they are not based on medical activity observations, these initial results suggest the existence of differences in practices according to patients SES. Moreover, the results indicate that

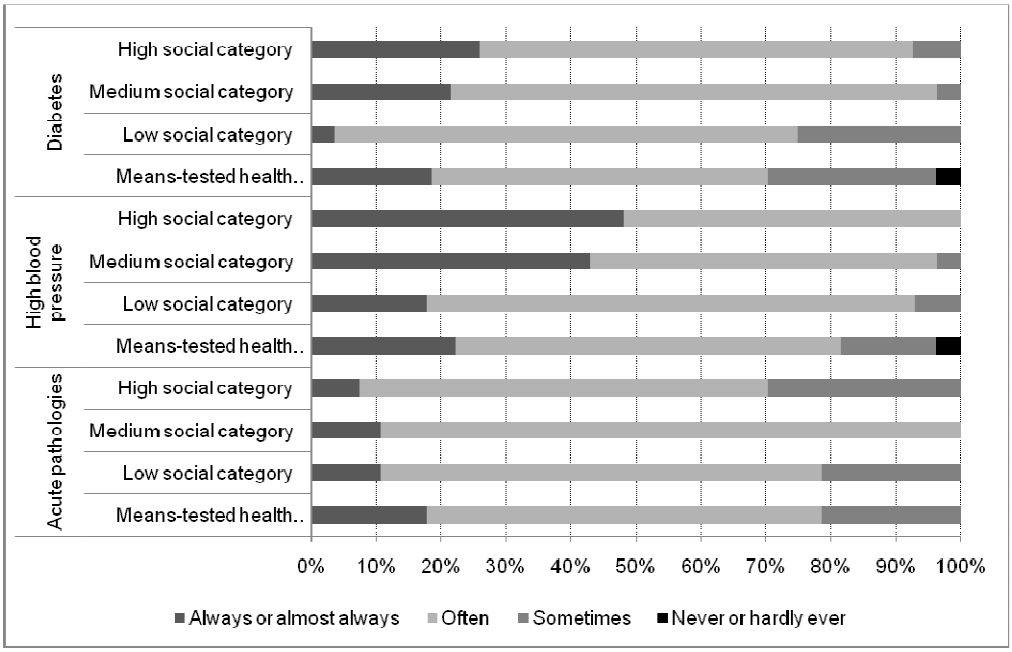
GPs acknowledge these differences in treatments. At this point, we cannot determine whether the categorization of patients stems from social stereotypes or patient behaviors (e.g., differences in health preferences or expectations regarding the health system).

In addition to making general assessments of their practice, the GPs also assessed differences in the health behaviors of patients in relation to the following:

- Compliance with prescribed treatments: compliance with pharmaceutical treatments in case of acute pathologies and high blood pressure as well as regular medical follow-up for diabetic patients
- Compliance with dietary advice or prescribed diets
- Patients' demand for dietary advice or information on alcohol and tobacco use

The physicians perceive aging patients as much more compliant with treatment recommendations regardless of their health conditions. The GPs also make a clear distinction between their patients according to gender. Most of the physicians consider women to be more compliant than men. In considering the SES of their patients, physicians primarily categorize patients as less compliant if their SES is lower, with a steeper gradient for patients suffering from diabetes and high blood pressure. In addition, the behaviors of patients with means-tested insurance are categorized differently from those in the "low social status" category; the former group tends to be categorized as more compliant than the latter with regard to treatment recommendations (Cf. figure 1).

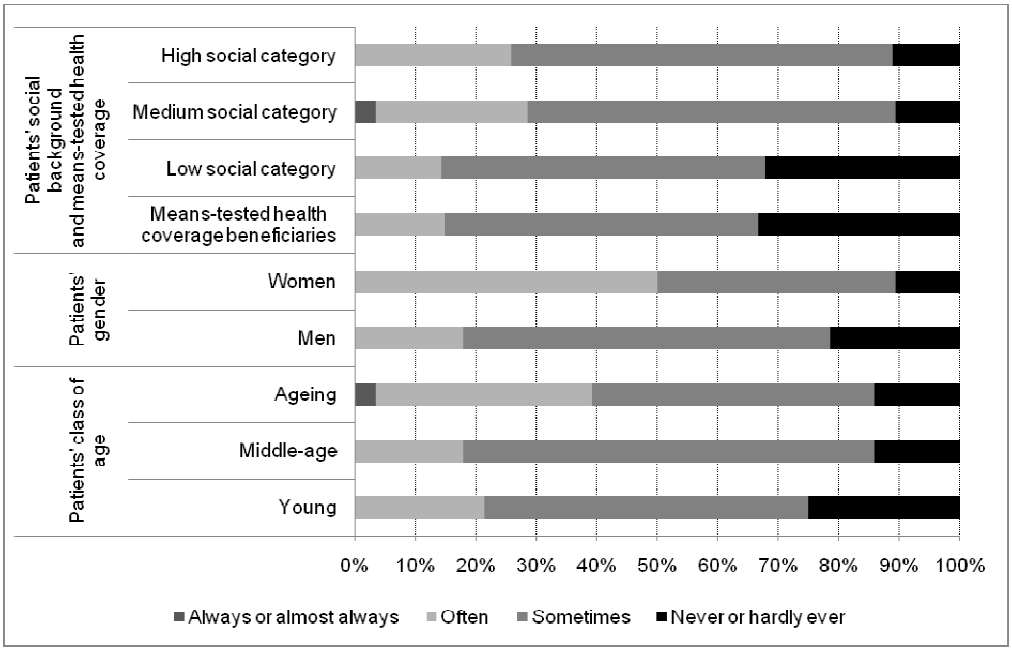
**Figure 3 – Compliance with treatment recommendations according to socioeconomic status**




Source: Intermede survey

The physicians reported that the dietary advice and diets that they prescribe for their patients are generally followed less than recommended. However, older patients and women are considered more compliant (Cf. Figure 4).

**Figure 4 – Compliance with dietary advice or prescribed diets**

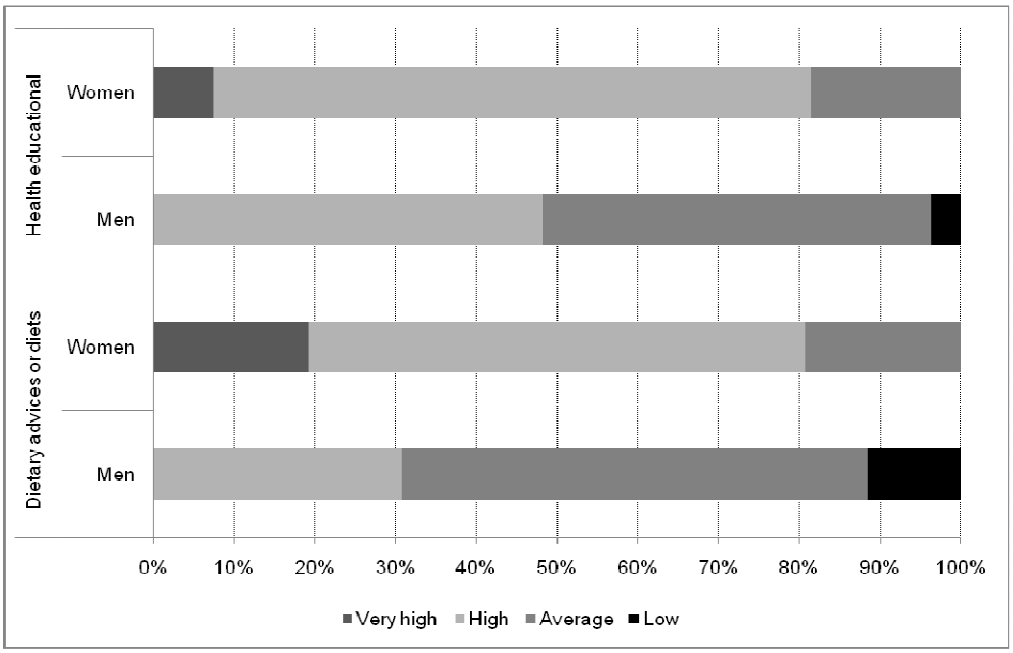



Source: Intermede survey

Having means-tested complementary health insurance ("Couverture maladie Universelle Complémentaire" or CMUC) appears to be a strong signal for physicians. CMUC appears to capture economic and socio-cultural signals. Because CMUC patients have comprehensive access to health care (including physician visits, biological exams and prescribed drugs) and do not pay co-pays, these patients have better financial access to treatments and therefore have better compliance rates. Nevertheless, sociological studies have shown that CMUC patients are often stigmatized as being less compliant (e.g., they are perceived as more likely to miss appointments and less likely to follow up). These elements rank highly among the reasons given to justify refusals by some physicians (Desprès *et al.*, 2009).

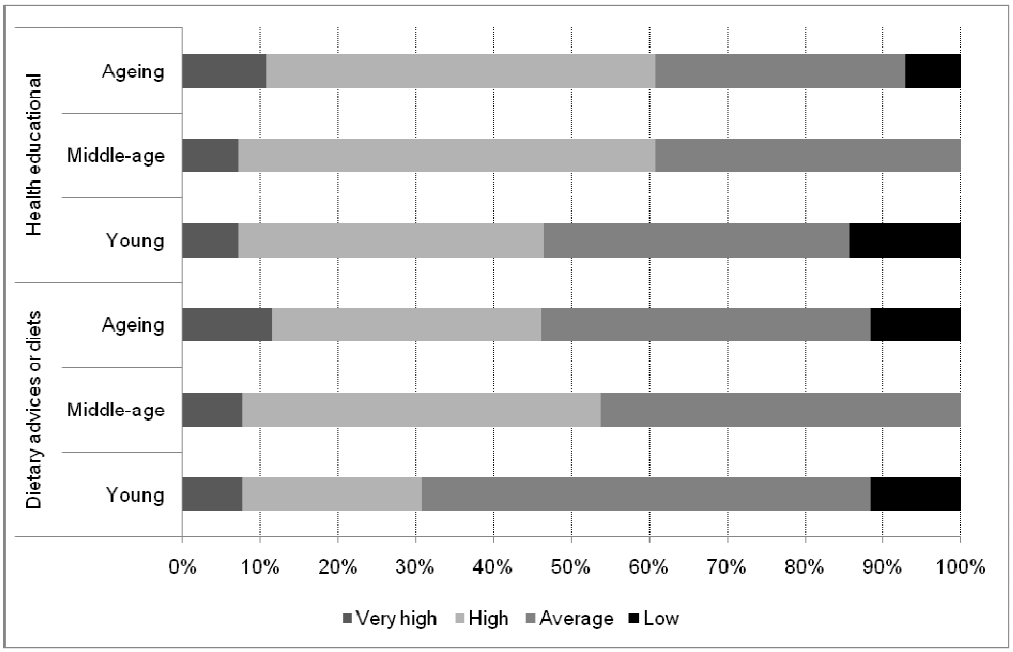
Patient demands for health education and nutritional advice (smoking and alcohol information or nutritional and dietary advice) are perceived to be more frequent among women (Cf. Figure 5). Women are perceived as being significantly more interested in dietary advice or diets. Young patients are categorized as less interested in health advice (Cf. Figure 6). Patient demands for health education and nutritional advice are assessed as increasing with SES. On average, low-SES patients and means-tested insured patients are considered to be less demanding with respect to dietary advice or diet information (cf. Figure 7).

**Figure 5 – Expectations to receive health educational and dietary advice or diets prescribed according to gender**



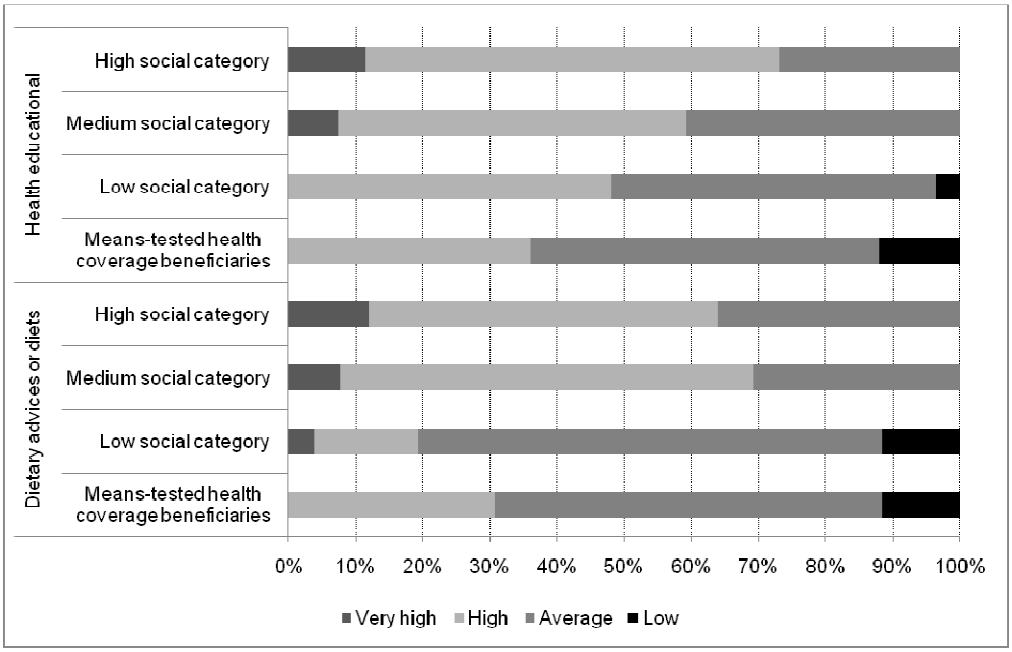

Source: Intermede survey

**Figure 6 – Expectations to receive health education and dietary advice or diets prescribed according to age**




Source: Intermede survey

**Figure 7 – Expectations to receive health educational and dietary advice or diets prescribed according to socioeconomic status**




Source: Intermede survey

## 4.2. Modeling patient-physician interactions

In this section, we assess how doctors' categorizations affect overweight treatment and how these effects vary according to the SES of patients. The dependent variable is physical activity recommendations (recommendations to engage in sports or to walk more often) related to weight. As presented in the analytical strategy section, we propose a two-step multivariate approach. We first model lifestyle recommendations as explained by patients' age, gender, BMI status and subjective living standards, and we consider how the doctors' age, gender and patient categorizations account for the hierarchical structure of the data. We then introduce an interaction between patients' subjective living standards and their categorization by GPs to identify whether these categorizations are actually correlated with differences in the treatments that such patients receive in each practice.

**SES gradient in overweight management**

The first model shows a clear positive effect of being overweight on the probability of receiving advice (Cf. Table 6). Furthermore, the probability that patients with very low living standards will receive recommendations is significantly higher compared with that of other patients. These differences in treatment do not appear to be explained by differences in BMI

or by health status differences between social groups (in addition to self-assessed health, other health variables have been tested, with no effects on the "very low living standard" coefficient). However, the differences could reflect the higher amounts of attention that these patients may receive from their physicians. The GPs who participated in the survey are likely to be more concerned about the social implications of their medical practice (more than two-thirds of the physicians belong to the French General Practitioners Scientific Society, which is engaged in social medicine). Other SES categories do not appear to report significantly different outcomes relative to the high living standard reference. Doctors who are categorized as pro-rich frequently dispense advice to all patients, which could reflect greater attention to social inequalities in health and to obesity issues.

**Table 6 Results from Model 1**

The dependent variable stands as:

> "The physician has provided advice or suggested that the patient engage in more physical activity or walk more often."

**Estimation of fixed effects (logit link function):**

| Fixed Effect | Coefficient | Standard Error | T-ratio | Approx. d.f. | P-value |
|---|---|---|---|---|---|
| **Physician Level** | | | | | |
| Intercept | -3.227778 | 1.231497 | -2.621 | 25 | 0.015 |
| GP age | 0.018087 | 0.022986 | 0.787 | 25 | 0.439 |
| GP gender = female | -0.392609 | 0.265582 | -1.478 | 25 | 0.152 |
| *Physicians assessment of patients' compliance with dietary advice or prescribed diets ref: neutral categorization)* | | | | | |
| pro-rich categorization | 0.592701 | 0.263529 | 2.249 | 25 | 0.033 |
| pro-poor categorization | -0.017016 | 0.421327 | -0.040 | 25 | 0.968 |
| **Patient Level** | | | | | |
| *Patient's age (ref: 35≤age<50)* | | | | | |
| Patient age < 35 years old | -0.183064 | 0.362318 | -0.505 | 612 | 0.613 |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 50 ≤ patient age < 65 years old | 0.207430 | 0.304143 | 0.682 | 612 | 0.495 |
| Patient age ≥ 65 years old | 0.640561 | 0.312831 | 2.048 | 612 | 0.040 |
| Patient gender = female | -0.131277 | 0.229137 | -0.573 | 612 | 0.566 |
| *Patients' Obesity status (ref: BMI < 25)* | | | | | |
| Patient BMI = pre-obese | 0.588021 | 0.270582 | 2.173 | 612 | 0.030 |
| Patient BMI = obese | 1.323813 | 0.289348 | 4.575 | 612 | 0.000 |
| *Patients' self-assessed SES (ref: high SES)* | | | | | |
| Very low SES | 0.675931 | 0.338331 | 1.998 | 612 | 0.045 |
| Low SES | -0.509673 | 0.438639 | -1.162 | 612 | 0.246 |
| intermediate SES | 0.228100 | 0.287571 | 0.793 | 612 | 0.428 |
| Very high SES | 0.042224 | 0.349526 | 0.121 | 612 | 0.904 |

**Estimation of variance components:**

| Random Effect | | Standard Deviation | Variance Component | df | Chi-squared | P-value |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Intercept | U0 | 0.26297 | 0.06915 | 25 | 27.51950 | 0.330 |

**Patients' categorization and socioeconomic gradients in overweight treatment**

The second model facilitates the observation of correlations between patients' categorizations and differences in treatment between the rich and poor for a given doctor (Cf. table 4). We measured cross effects only for the very low standard of living item because this item appeared to be significant in the first model and because we preferred to maintain a simple model for this relatively small sample. Although the cross effects are not significant, the significance of the influence of pro-rich categorization on the very low SES effect itself is non-negligible (P-value = 0.18); a lower SES gradient tends to be observed among doctors categorized as pro-rich. This result could reflect compensation behavior by doctors who are aware of the health disadvantages of patients with low SES.

Although the sample size does not permit extensive conclusions, this work represents an initial exploratory step in the investigation of how patient categorization can produce social inequalities in treatments and, ultimately, inequalities in health. This study also provides new insight into the ways in which primary care physicians can participate in addressing social health inequalities.

**Table 7- Results from Model 2**

The dependent variable stands as:

> "The physician has provided advice or recommended that the patient engage in more physical activity or walk more often."

**Estimation of fixed effects (logit link function):**

| Fixed Effect | Coefficient | Standard Error | T-ratio | Approx. d.f. | P-value |
|---|---|---|---|---|---|
| **Physician Level** | | | | | |
| Intercept | -3.277499 | 1.244004 | -2.635 | 25 | 0.015 |
| GP age | 0.017658 | 0.023217 | 0.761 | 25 | 0.454 |
| GP gender = female | -0.403365 | 0.268261 | -1.504 | 25 | 0.145 |
| *Physicians assessment of patients' compliance with dietary advice or prescribed diets ref: neutral categorization)* | | | | | |
| pro-rich categorization | 0.736618 | 0.284017 | 2.594 | 25 | 0.016 |
| pro-poor categorization | 0.036857 | 0.456984 | 0.081 | 25 | 0.937 |
| **Patient Level** | | | | | |
| *Patient's age (ref: 35≤age<50)* | | | | | |
| Patient age < 35 years old | -0.186635 | 0.364144 | -0.513 | 610 | 0.608 |
| 50 ≤ patient age < 65 years old | 0.236557 | 0.305470 | 0.774 | 610 | 0.439 |

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| Patient age ≥ 65 years old | 0.676908 | 0.315499 | 2.146 | 610 | 0.032 |
| Patient gender = female | -0.110230 | 0.230718 | -0.478 | 610 | 0.632 |
| *Patients' Obesity status (ref: BMI < 25)* | | | | | |
| Patient BMI = pre-obese | 0.589773 | 0.271598 | 2.171 | 610 | 0.030 |
| Patient BMI = obese | 1.295364 | 0.291659 | 4.441 | 610 | 0.000 |
| *Patients' self-assessed SES (ref: high SES)* | | | | | |
| Very Low SES | | | | | |
| Intercept | 1.048505 | 0.442172 | 2.371 | 27 | 0.025 |
| pro-rich categorization | -0.886430 | 0.651878 | -1.360 | 27 | 0.185 |
| pro-poor categorization | -0.368386 | 1.022428 | -0.360 | 27 | 0.721 |
| Low SES | -0.526615 | 0.440376 | -1.196 | 610 | 0.232 |
| intermediate SES | 0.216105 | 0.288595 | 0.749 | 610 | 0.454 |
| Very high SES | 0.037310 | 0.350851 | 0.106 | 610 | 0.916 |

**Estimation of variance components:**

| Random Effect | Standard Deviation | Variance Component | df | Chi-squared | P-value |
|---|---|---|---|---|---|
| Intercept | 0.26514 | 0.07030 | 20 | 24.26152 | 0.231 |
| P_SS_VL slope, U7 | 0.08306 | 0.00690 | 22 | 20.59188 | >.500 |


## Acknowledgement

The author would like to thank Jeremiah Hurley and the participants of the 2010 IRDES workshop on Applied Health Economics and Policy Evaluation, the participants of the 2012 IV Workshop of the "Global Network on Social Capital and Health" for their comments, and

the participants of the Intermede study. This research was supported by the Institut Virtuel de Recherche en Santé publique (IVRSP).

**References**

Afrite A., Dourgnon P., Pascal J., Jusot F., Lang T., Lombrail P. (2008), Can physician-patient interaction generate social health inequalities? First results from a 2007 French pilot survey. European Journal of Public Health: vol 18, suppl. 1, p. 117.

Balsa A. I., McGuire T.G. (2001), Statistical discrimination in health care, J.Health Econ: 20.6: 881-907.

Balsa A.I., Seiler N., McGuire T.G., Bloche M.G. (2003), Clinical uncertainty and healthcare disparities, Am.J.Law Med: 29.2-3 203-19.

Balsa A. I., McGuire T. G. (2003): Prejudice, clinical uncertainty and stereotyping as sources of health disparities. J.Health Econ: 22.1 89-116.

Balsa A. I., McGuire T. G., Meredith L. S. (2005), Testing for statistical discrimination in health care. Health Serv.Res. 40.1: 227-52.

Balsa A. I., Cao Z., McGuire T. G. (2007), Does managed health care reduce health care disparities between minorities and Whites? J.Health Econ. 26.1: 101-21.

Becker G.S., (1971), The Economics of discrimination, 2nd Edition. The University of Chicago Press, Chicago.

Cawley J. (1999), Rational addiction, the consumption of calories, and body weight. Ph.D. dissertation. University of Chicago, Chicago, IL.

Cutler D., Claeser E., Shapiro J. (2003), Why Have Americans Become More Obese?, Journal of Economic Perspectives: 17(3), 93-118.

Cutler D., Lleras-Muney A. (2006), Education and Health: Evaluating Theories and Evidence, Working Paper 12352, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Devaux M., M. de Looper (2012), Income-Related Inequalities in Health Service Utilisation in 19 OECD Countries, 2008-2009, OECD Health Working Papers, No. 58, OECD Publishing.

De Saint Pol T. (2006), Corps et appartenance sociale : la corpulence en Europe. Données sociales – La société française; Insee 649-656.

De Saint Pol T. (2007), L'obésité en France: les écarts entre catégories sociales s'accroissent. Insee Première : 1123.

Desprès C., Guillaume S., Couralet P.E. (2009/07), Le refus de soins à l'égard des bénéficiaires de la Couverture maladie universelle complémentaire à Paris : une étude par testing auprès d'un échantillon représentatif de médecins (omnipraticiens, gynécologues, ophtalmologues, radiologues) et de dentistes parisiens, rapport pour le Fonds CMU.

Devaux M., de Looper M. (2012), Income-Related Inequalities in Health Service Utilisation in 19 OECD Countries, 2008-2009, *OECD Health Working Papers:* No. 58, OECD Publishing.

Dourgnon P., Naiditch M. (2010), The preferred doctor scheme: A political reading of a French experiment of Gate-keeping, Health Policy, vol 94, n° 2, 129-134

Expert M. (2005), Corpulence et consommation médicale, Cnamts point stat n°42, 2005.

Finkelstein E. A., Ruhm C. J., Kosa K. M. (2005), Economic causes and consequences of obesity, Annu.Rev.Public.Health: 26: 239-57.

Finkelstein E.A., Trogdon J.G., Cohen J.W., Dietz W. (2009), Annual medical spending attributable to obesity: payer- and service-specific estimates, Health Affairs: 28:w822–31.

Koplan J. P., W. H. Dietz. (1999), Caloric imbalance and public health policy, JAMA: 282.16: 1579-81.

Lakdawalla D., Philipson, T., 2002. The growth of obesity and technological change: a theoretical and empirical investigation, Working Paper 8965, National Bureau of Economic Research

Mackenbach J.P, Stirbu I., Roskam A.J.R., Shaap M.M., Leinsalu M., Kunst A.E. (2008), Socioeconomic inequalities in health in 22 European countries, *New-England Journal of Medicine*: 358(23):2458-81.

Martin J., de Launay C., Chauvin P. (2010), Conditions et événements de vie corrélés au surpoids des adultes : une analyse par sexe des données de la cohorte SIRS, agglomération parisienne, Bulletin épidémiologique hebdomadaire, n° 4, pp 28-32.

McGuire T. G., *et al.* Implementing the Institute of Medicine definition of disparities: an application to mental health care. Health Serv.Res. 41.5 (2006): 1979-2005.

McGuire T.G., Ayanian J.Z., Ford D.E., Henke R.E., Rost K.M., Zaslavsky A.M. (2008), Testing for statistical discrimination by race/ethnicity in panel data for depression treatment in primary care, Health Serv.Res. 43.2: 531-51.

McGuire T. G., Miranda J. (2008), New evidence regarding racial and ethnic disparities in mental health: policy implications, Health Affairs: 27.2: 393-403.

Monteiro C.A., Moura E.C., Conde W.L., Popkin B.M. (2004), Socioeconomic status and obesity in adult populations of developing countries: a review, Bull World Health Organ. 82.12: 940-46.

Niedhammer I., Bugel I., Bonenfant S., Goldberg M., Leclerc A. (2000), Validity of self-reported weight and height in the French GAZEL cohort, Int.J.Obes.Relat.Metab.Disord: 24.9: 1111-18.

Ravussin E. (1995), Metabolic differences and the development of obesity, Metabolism: 44.9 Suppl 3: 12-14.

*Sassi F., Devaux M., Cecchini M., Rusticelli E. (2009), The obesity Epidemic: analysis of past and projected future trends in selected OECD countries, OECD Working papers NO. 45.*

*Scheffler R. M., Petris N. C., Borgonovi F., Brown T. T., Sassi F., Dourgnon P., Sirven N.(2010), Social Capital, Human Capital and Health: What is the Evidence?, Paris : OCDE & Irdes: Centre pour la recherche et l'innovation dans l'enseignement (CERI)*

Singh-Manoux A., Adler N. E., Marmot M. G. (2003), Subjective social status: its determinants and its association with measures of ill-health in the Whitehall II study, Soc.Sci.Med: 56.6: 1321-33.

Singh-Manoux A., Gourmelen J., Lajnef M., Sabia S., Sitta R., Menvielle G., Melchior M., Nabi H., Lanoe J.L., Guéguen A., Lert F. (2009), Prevalence of educational inequalities in obesity between 1970 and 2003 in France, Obes.Rev. 10.5: 511-18.

Sobal J., Stunkard A. J. (1989), Socioeconomic status and obesity: a review of the literature? Psychol.Bull 105.2: 260-75.

Starfield B., Shi L., Macinko J. (2005), Contribution of primary care to health systems and health, Milbank Q. 83.3: 457-502.

Starfield B. (2012), Primary care: an increasingly important contributor to effectiveness, equity, and efficiency of health services, SESPAS report.

Van Doorslaer E. Masseria C. (2004), Income-related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries. in Towards High-Performing Health Systems.

Webbink D., Martin N. G., Visscher P.M. (2010), Does education reduce the probability of being overweight?, J.Health Econ: 29.1: 29-38.

WHO (2012), Obesity and overweight, WHO Fact sheet N°311.

Wilks, R. (1996), The Origins and Consequences of Obesity, Chadwick, D. & Cardew, G. 37–53.

# Chapitre 3

# Deux essais sur la réforme du médecin traitant

# The preferred doctor scheme: A political reading of a French experiment of Gate-Keeping

**Paul Dourgnon (1), Michel Naiditch (2)**

(6) Irdes et PSL, Université Paris-Dauphine, Leda-Legos

(7) Irdes, Université Denis Diderot

Cet article a été publié dans le volume 94 de la revue Health Policy :

Dourgnon P., Naiditch M.F.The preferred doctor scheme: A political reading of a French experiment of Gate-Keeping. Health Policy 94 (2010) 129-134

**Contributions des auteurs**

Paul Dourgnon et Michel Naiditch : co-rédaction

## Résumé

Objectifs: Depuis 2006 la France fait l'expérience d'une version originale de « Gate keeping » qui vise à réglementer l'accès aux soins de spécialiste. Nous décrivons les objectifs initiaux de la réforme, le cheminement et les ajustements qui ont mené à la mise en œuvre de la réforme et discutons les premiers résultats après un an. Dans la conclusion, nous essayons d'anticiper les prochaines étapes de la réforme.

Méthodes : Pour observer l'implantation et l'impact sur la réforme, nous avons utilisé des bases de données de fonds de maladie nationales et un échantillon de 7198 individus de l'enquête Santé Protection Sociale 2006, qui contient des informations sur la santé, le statut socio-économique, la complémentaire santé, ainsi que des questions touchant à la compréhension du patient et son observance du parcours de soins coordonnés institué par la réforme, ainsi que les besoins de spécialiste non satisfaits, depuis la réforme.

Résultats et discussion : les résultats de l'enquête 2006 montrent que 94% des assurés ont choisi un médecin traitant, le plus souvent leur médecin de famille. L'impact de la réforme sur l'accès aux soins de spécialiste apparaît significatif pour les personnes les moins aisées et les personnes non couvertes par une assurance complémentaire. Du point de vue des spécialistes, les nouvelles contraintes imposées à l'accès semblent avoir été compensées par des hausses du prix de certains actes.

Conclusion : Malgré des résultats de court terme décevants, le nouveau dispositif peut cependant mener à termes des réformes plus avancées de « Managed Care ».

**Abstract**

Objectives: Since 2006 France experiences an innovative version of Gate-keeping which aims at regulating access to outpatient specialist care. We describe the reform's initial objectives, the political pathway which lead to the implementation of a reshaped reform and discuss the first outcomes after 1 year implementation. In the conclusion, we try to catch a glimpse for future steps of the reform.

Methods: In order to observe the implantation and impact on the reform, we used national sickness fund databases and a sample of 7198 individuals from the 2006 French Health, Health Care and Insurance Survey (ESPS), including health, socio-economic and insurance status, questions relating to patient's understanding and compliance with the scheme, self-assessed unmet specialist needs since the reform.

Results and discussion: 2006 results show that 94%chose a preferred doctor, in a vast majority their family doctor. Impact on access to specialist care appears significant for the less well-off and those not covered by a complementary insurance. From the specialist's side, new constraints on access to care seem to have been offset by rises in fee schedules.

Conclusion: Notwithstanding disappointing short terms results, the new scheme may however lead up to reinforced managed care reforms.

## 1. Paper Objectives

Like most developed countries, France confronts escalating health costs driven by the intensive use of technology and growing consumption of services. Regulators must contend with inefficiencies in the organization, provision, and delivery of services as well as problematic financial incentives for health professionals and consumers. Although the evidence base is far from clear, advocates of Gate keeping (GK) have promoted it as a powerful tool that regulates both the demand and supply sides so as to avoid unnecessary use of health care services [Forest, 2003]. The United Kingdom, which relies heavily on general practitioners (GPs) in the primary care sector and concentrates 95 % of its specialists in hospitals, is considered the standard for GK, notwithstanding recent reforms that extend more choices to consumers. The US also uses GK as an element of managed care, with mixed results that depend on the types of constraints managed care organizations employ and the context in which they are implemented [Delnoij *et al.*, 2000; May *et al.*, 2004]. In a very different political and organizational setting, German regulators have finally begun to implement variants on GK after 15 years of debate.

In January 2006 France launched its own innovative version of GK—the "Preferred Doctor (PD)" (Medecin Traitant) scheme [Journal Officiel, 2005]. It is a core element in a broader reform plan introduced in August 2004, which is the latest in a set of regulations that have over the past 25 years sought to change the organization of health care delivery in France.

The French system is generally acknowledged to offer both high quality care (notwithstanding relatively poor performance on measures of avoidable mortality before age 65) and ready and equitable access to medical care [WHO, 2005]. These positive features are, however, offset by inefficiencies and recurrent financial deficits to which ambulatory care has been a key contributor in the last 15 years [HCAAM, 2008].

Four characteristics of the French primary care system pose special challenges to those implementing the GK reform. First, a large number of specialists practice outside hospitals. Second, patients enjoy direct access to specialists, some of whom work in and some outside the hospitals. Third, two sectors of physicians ("sector 1" with regulated fees and "sector 2" for which fees are unregulated) coexist and are paid almost exclusively by fee for service. (In France, only physicians on hospital staffs are salaried.). And fourth, regulators have little control over physicians' drug prescriptions, diagnostic procedures, and degree of compliance with evidence based practices in their choice of treatments [HCAAM, 2004].

The rationale for introducing GK rested on its theoretical potential to limit excessive consultations that resulted both from open access to specialists and from limited copayments by patients, the vast majority (92 %) of whom were reimbursed by complementary health insurance for services not covered, or incompletely covered, by the public national sickness fund (NSF). Complementary health insurance in France takes various forms, including: means tested public complementary insurance for the poor (Couverture maladie universelle complementaire, or CMUC) and both for profit and nonprofit insurers that contract with individuals and with employers).

Here we argue that specific features of the provision of primary care and a flawed system of governance combined with the political context in which the scheme unfolded undermined the structure and implementation of the reform and the short term outcomes it has achieved. We present measures of results after one year's implementation and examine how individual characteristics such as socioeconomic and health status correlate with choices to enroll with a PD. We then look at the impact of the reform on access to specialist care and discuss the financial "supply side" implications of the reform for physician revenues and NSF expenses. Finally we set these results in the political context of the scheme implementation and offer some thoughts about the future of reform.

## 2. The Political background of the "preferred doctor scheme"

### 2.1. Political Context: An Earlier Reform

Gate keeping has spurred intense debate in France since the early 1990s. Various experts and policymakers endorsed it, but the majority of the politically-powerful specialist unions were opposed. Finally, in 1998, a first attempt at GK—the "referring doctor" approach—won the support of both the NSF and "MG France," a union of GPs with a social democratic orientation, which thought the innovation important to its broader aim to enhance the political status of GPs in relation to specialists. The scheme not only constituted a key element in the "national agreement", a renewable regulatory mechanism that defines for a specified period of time the various contracting arrangements that bear on the types and levels of payments that physicians working in the ambulatory sector receive, but also would become central to the debate over the successor reform of 2006.

Any GP could volunteer to become a "referring" doctor and then invite any of his or her patients to sign an individual contract by means of which the patient acknowledged him or her as "first point of entry" to inpatient or outpatient specialist care. An annual payment (in 2001) of €46 per

contracting patient, over and above their usual fee for service revenue, gave GPs a strong financial incentive to join the program. With this payment came an obligation by physicians to participate in health education programs, to keep patients' medical records (not otherwise a legal requirement in France), to coordinate patients' care, and to prescribe cheaper drugs and/or generics. Referring GPs accepted third party payment, reversing the norm for medical visits in France, under which patients pay immediately the copayments that constitute their share of the bill and then get reimbursed later. This gave patients a strong incentive to contract, but many physicians objected that it contradicted the traditional, and still powerful, credo that patients should pay physicians directly.

An unpublished assessment of the referring doctor program showed only 10 % of GPs and 1 % of patients (80 % of whom were old and chronically ill and probably declared their family physicians as "referring doctors") signed on. Financial incentives notwithstanding, the scheme appears to have failed for three main reasons. First, the pool of potential volunteering physicians was not large. MG France represented less than 30 % of French GPs, and a sizable minority inside the union opposed the scheme (as did the other GP unions) because they objected to any capitation payment formula. Second, the NSF had serious concerns of its own. Some officials within the NSF feared that the plan would bring more expenses, not savings (and data did indeed show that the per capita payments enhanced the annual incomes of some participating GPs by more than 60 %). Others in the NSF viewed the agreement as a chip in the political bargaining process in which they usually allied with specialist-led unions, which fiercely opposed the referring scheme for challenging their professional and political dominance. Moreover specialists complained that the new arrangement threatened them with financial losses.

The political tension the referring scheme created between the majority of the physician unions and the NSF also inescapably triggered conflict between the NSF and the ministry of health affairs. In principle the French government plays no major role in negotiations between unions and the NSF, but in practice it not only intervenes constantly in the fund's political strategies but also has a large hand in final political decisions. Until 2002 the main physicians union, the CSMF (Confederation des Syndicats Medicaux Francais), drawing strength from its dominant membership share—50 % of specialists, 35 % of GPs—refused to sign any national agreement, which forced the ministry of health affairs and the NSF to regulate the system unilaterally. Then the 2002 election brought a conservative government to power, the CSMF enjoyed success in the professional elections, and the specialists regained their customary prominence in the negotiation process. In January 2005, six months after the government launched its health reform plan, the CSMF and two other physician unions signed a new national agreement that introduced the PD scheme. As part of the political bargain, they won agreement by the government that the referring doctor arrangement would be dismantled, a move that infuriated MGF but won the support of most of the other unions.

## 2.2 Structure of the "preferred doctor scheme"

The new scheme, in many ways a weaker version of the previous discarded referring doctor approach, has four main features [Dourgnon, 2006]:

1. A contract between the patient and the preferred doctor

The NFS invites each patient over the age of sixteen to select a GP or specialist physician who becomes his or her PD and acts as first point of contact with the health system for any given episode and provides the care needed or makes a referral to a specialist. Patients are free to change of PD through simple procedure. Third party payment that had been introduced in the referring doctor scheme is abandoned, the patient having to pay now the amount of the fee to the Physician, and then being reimbursed by the NSF, plus her complementary insurance should she have one. However, the amount of reimbursements depends of her compliance with the scheme's rules (see point 2).

2. Positive rewards for physicians, penalties for patients, etc.

PD receives an annual per capita payment of €40 for follow up care, but only for contracting patients with listed chronic diseases (diabetes, hypertension, HIV, etc.) and only if they follow a treatment protocol.

GPs may charge extra fees to patients who are not on their list (except for emergency care) and to patients who have not selected any PD. For patients not compliant with the scheme, this penalty come over and above another one, namely a reduction in the rate of public reimbursement for GP visits from 70 % to 50 % (and as of February 2009 to 30 %). Financial sanctions also apply to patients who go directly to specialists working in sector 1, the only sector to which the scheme pertains.

Finally, a very important, albeit puzzling, element of the scheme is that the specialist, not the referring GP, decides and then codes whether a patient is referred or not. The specialist, therefore, may be viewed as the "exit door" gate keeper, the mirror image of the GP as "front door" gate keeper.

3. A heterogeneous, opaque and complex system of fees

Specialties defined as belonging to primary care. Psychiatry and medical gynecology, for example, were allowed to retain direct access, but only for defined services, such as visits to pediatricians for children under sixteen. These various adjustments (more than 50 to date) created a heterogeneous set of fee schedules that reflect these specific arrangements [Com Ruelle *et al*., 2006]. Moreover in March 2006 the NSF amended the general agreement and agreed to compensate six specialties (rehabilitative care, dermatology, endocrinology, rheumatology, otolaryngology, and internal medicine) that faced reduced volume and thus financial risk under the scheme. Prices for specific procedures or services were increased and/or new categories of services were created. For example, a visit intended to coordinate care for diabetic patients was specifically created with a fee increased by E10 as compared with the usual consultation fee.

4. Provisions for complementary insurance

The promoters of the reform had to tackle offsetting effects that derived from comprehensive complementary coverage. In September 2005 the government passed a law requiring that all complementary health insurers develop "responsible contracts" in which they declined to reimburse costs their clients incurred when they failed to comply with the PD scheme. Insurers who met the requirements would be rewarded with tax deductions.

5. Electronic medical records

Alongside the implementation of the PD, an electronic medical records project was launched with the aim of improving quality and reinforcing the PD in his or her role as gatekeeper.

## 2.3. A reform based on politics, not evidence

The original provisions and subsequent adaptations of the scheme yield mixed incentives. Few experts explicitly expressed doubts [Bras, 2006], but no one could be clear about what gains to anticipate.

The scheme was sold rhetorically with the aid of a mix of political and public health arguments developed by the NSF and the health ministry. The first argument held that the new scheme would support and enhance the primary care physicians as key players in the system by giving them new responsibility to coordinate the work of professionals in the health and social sectors in managing chronically ill patients. The second was that better channeling of patients would enhance the quality of care and make access more equitable. Ironically, both arguments applied, and even more accurately, to the discarded "referring doctor" arrangement.

Unfortunately this new managing and coordinating role for GPs relied heavily on successful implementation of the patient electronic medical records that give the PD the extensive information they need. Introduction of the electronic records was, however, caught up in technical and legal difficulties that brought the process to a halt. Two other arguments then rose high on the rhetorical agenda: that the referring physician scheme would prevent unnecessary specialist consultations and would slow the growth of expenses for the NSF. Both arguments rested upon assumptions that lacked supporting evidence.

### 2.3.1. No clear evidence of inappropriate access to specialists

As noted above, by 2002, 90 % of insured to the NSF reported having a "usual" GP, which suggests that the GPs already played the central role, even if implicitly, in channeling patients to specialists. The proportion reporting a usual GP was even higher among users of the health system. [Auvray *et al.*, 2003]. Moreover, previous studies failed to find evidence of excessive and/or avoidable use of medical services. Outpatient costs deriving from multiple contacts with specialists, though difficult to identify, amounted to roughly 0.1 % of ambulatory costs [Mutualité Sociale Agricole, 2001], and only 5 % of health care visits in 2003 involved direct access to specialists [Bois-Guérin *et al.*, 2006]. The appropriateness of these visits was not assessed. More important, a majority of referrals between doctors appeared to run "from specialist to specialist". Unnecessary specialist visits can stem not only from the behavior of patients but also from demand induced by physicians, which the scheme did not address.

### 2.3.2. How the issue of physician fees influenced the reform

Before the scheme was launched, a contentious debate erupted about specialists' fees. Since 1990, access to the unregulated sector 2, in which doctors charge their patients on average 1.5 to 3 times more than in the regulated sector, has been closed to specialists who already practiced in the latter. Sector 1 specialists endure financial disadvantage not only in comparison to their colleagues in sector 2 but also to "freshman specialists," most of whom are entitled to enter sector 2. Surgeons' unions, which took the lead in fighting to overcome this handicap, urged creation of a new "opting" sector which would be regulated but also carry higher fees. Although the conservative government then in power viewed physicians as one of their most influential political clients "(They make the votes") and knew they represented the most numerous stakeholder group in both the assembly and the senate, it feared that acceding to the surgeons' request would open a Pandora's Box for all specialists and lead to a totally unregulated price system. The government opened negotiations to settle this issue, whereupon all other specialties immediately asked to be included in the bargain, while the generalists unions, seeking equal treatment, intensified pressures of their own. In this context, the PD scheme was an answer to the political dilemma: while avoiding any fundamental modification of the fee structure, it explicitly tied increased revenues for "insider (sector 1) physicians": to penalties for the misbehavior of "outsider patients".

## 3. Results

### 3.1. On the demand side

As of June 2007, 81 % of patients had signed a contract with a PD, 99 % of which were GPs [Dourgnon, 2007]. Formally the scheme was not compulsory, but 81 % of the sample thought that it was and offered this as by far the main reason for participating. The second most common reason for contracting, consistent with the first one, was fear of financial penalties. (44 %). Only 31 % said they had joined because doing so would generate savings for the NSF, a mere 16 % declared that they expected their participation to enhance the quality of their care, and 13 % noted that they had decided to opt in on medical advice.

The 19 % of patients who did not opt to join the scheme constituted two categories. Almost one quarter voluntarily chose not to join and thus incurred the risk of financial penalties, while the remaining (3/4) gave reasons not directly linked to the scheme itself. Among patients who voluntarily declined to join, 72 % had a family doctor, a rate significantly lower than that found in the general population (92 %). This group also was younger and enjoyed both a better self-assessed health status and a higher socio-economic level.

The most strongly dominant factor associated with opting into the scheme was having a "regular family doctor" before the law took effect. The probability of opting in was 5 times larger than in the opposite case (0R=5.2). The other main factors that correlated positively with opting in were: having complementary insurance (OR=2.7), being more than 65 years old (compared to less than 40 years, OR=4), and having declared a poor health status (OR=2).

The rate of self-assessed unmet need for specialist care since the scheme began was low (5 %), but it stood significantly higher among those who had chosen a PD. Among those who said that

they had given up on receiving specialist care, 70 % directly linked their decision to the regulations of the new scheme. Our data do not tell us, however, the extent to which the care renounced was necessary or not. Finally, the patients' survey saw no change in the quality of health care since the reform was implemented.

## 3.2. On the supply side

Clearly the scheme worked to the financial benefit of physicians. Before it began, specialists saw their incomes fall (between January/February 2005 and 2006) by 2.2 to 5.6 % [Cnamts, 2006], but after the amendments of March 2006 modified the fee schedules, their incomes rose fast enough to offset the earlier loss [Cnamts, 2007]. The new per capita payments for management of severely ill patients may have increased the income of GPs by an average estimated at E2000 per GP per year (3.5 % of their average revenue). These results may also reflect concomitant changes both in the fee schedules and in the structure of the new physicians' procedure catalogue that was adopted at roughly the same time as the PD scheme.

At the macro level, the NSF data showed a reduction in NSF deficits from €5.9 billion in 2006 to €4.6 billion in 2007, but this resulted mainly from a rise in funding, not a successful containment of costs [HCAAM, 2008].

In sum, although it is hard to generalize about the global impact of the scheme on health expenses and access to specialists, the direction is **clearly** not consistent with the expectations and announcements that accompanied its launch.

# 4. Discussion

## 4.1. The preferred doctor scheme: political success, economic failure?

Economist Jamie Robinson wrote that in the United States managed care was an economic success but a political failure. The PD scheme in France, we argue, is the reverse, namely, a short-term political success, but (at least so far) an economic failure.

### 4.1.1. Some short term political gains, but no impact on costs or quality

By giving patients a choice whether to participate in it or not, the scheme seemed to strike a reasonable balance between patients' autonomy and regulators' wish to encourage a more efficient health care system. Nevertheless our survey shows that a large majority of patients viewed the scheme as compulsory.

For the physicians, the results are less clear: by granting some of the financial rewards they sought, the scheme did achieve a compromise with a majority of the professional unions, but their earlier demand for an "opting sector still stands high on the political agenda.

The scheme seems to have done little to transform the provision and delivery of services or to lower expenses. For 92 % of the population the PD seems to be merely a formal designation for the preexisting informal "family doctor," and so the treatment pathway of patients has not changed much. Moreover, the remuneration adjustments the specialists won as a political concession have apparently offset the financial savings the NSF had expected from the scheme.

Finally, the reform's proponents may not have considered carefully its implications for equity in access to specialized care. During the 1990s specialist access reflected the high level of social inequality in health care utilization in France [Coufhinnal, 2005]. A reform of 2000 that created a means tested public complementary insurance (CMUC) targeted one cause of inequality by creating new coverage for those whose low incomes had prevented them from purchasing complementary insurance. The new coverage had indeed reduced the gap between lower social-economic groups and the population average in use of specialist care [Raynaud, 2005] But this positive trend could be jeopardized by changes in access to specialists resulting from monetary costs for the 8 % of patients who still lack complementary coverage or from non-monetary costs ["too complicated and/or time consuming"). Our results underscore these dangers and suggest that access to specialists under the reform should be closely monitored.

## 4.2. A step toward future reforms?

In the short term, this French GK reform has failed to achieve its main objective: to reduce costs due to unnecessary specialist visits. But although the reform was sold within a rhetorical framework that emphasized the need for regulation of demand for care, its focus is slowly shifting to supply regulation. This is the case for at least two reasons. First, the PD reform shows that demand –side regulation is not an efficient tool for containing costs. Second, the new scheme has had a positive, though seldom mentioned, consequence, namely, to enhance the NSF management capacity by explicitly linking each GP to a well-defined population, thereby enabling the fund to track more accurately the treatment pathways of patients and the activity profiles of physicians. The NSF now has tools with which to implement more individualized contracts with GPs and to apply to them a system of "pay for performance," as the British NHS has done in areas such as prevention and disease management. The scheme may therefore reveal an emerging long range political agenda: to use heavier regulation of the demand side as a path toward more stringent supply side regulation.

The results of the scheme suggest that mechanisms seeking to improve coordination between general and specialized care in a context in which specialists mostly work in private practice cannot succeed without stronger regulation on the supply side and, in particular, more efficient planning of physicians demography and geographical distribution. In France the combination of maldistribution of specialists in the ambulatory sector and an emerging shortage of specialists in public hospitals has refocused public debate on this issue. Having renounced to plan mandatorily physician first geographical setting, policy makers are looking to less stringent measures to address the unequal distribution of physicians. One is to give incentives to spur the development of group instead of solo practices. This in turn may encourage a payment system in which per capita payments gain ground against fee for service.

In this regard, whether the per capita payments in the PD scheme represent a first step toward a new mix of remuneration methods remains an open question. All specialist unions and a majority of those representing GPs oppose any such shift, which challenges one of the main principles of French "liberal medicine"—the fee for services payment.

Nevertheless, in the short term, the introduction of per capita payment system may give physicians a strong incentive to code more patients as chronically ill. Such patients would then be exempted from copayments for any treatment included in the corresponding protocol, thus

enjoying full (100 %) reimbursement. This would result in higher expenses for the NSF, but if the health status of patients justifies these changes, the distribution of costs among the basic, public, and complementary health insurers may become fairer. Indeed, because the number of chronically ill patients will grow as the population ages, the need for new financial arrangements and allocations among publicly-funded expenses, private insurance copayments, deductibles, and out of pocket spending will become one of the hottest questions on the political agenda. Conceivably new social norms will emerge that do away with 100 % rates of reimbursement and instead require that all consumers, even the severely ill, contribute to financing the system by paying deductibles.

The PD scheme therefore may represent not only a first step toward transforming a fragmented ambulatory sector into a better organized primary care system but also a new push toward reforms in health care financing.

**Acknowledgments**

The authors wish to thank L. D. Brown (University of Columbia), T. C. Ricketts (University of North Carolina) and G. Bevan (London school of economics and political science) for their precious suggestions and remarks.

**Literature references**

Auvray L., Doussin A., Le Fur P. (2003), Santé, soins et protection sociale en 2002. *Questions d'économie de la santé IRDES*, n° 78.

Bras P.L. (2006), Le médecin traitant : raisons et déraison d'une politique publique. *Droit social*, no1, pp. 59-72.

Bois-Guérin, Raynaud, Breuil-Genier P. (2006), Les trajectoires de soins en 2003. DREES Etudes et Résultats 463; Cnamts, Monthly information survey from the national sickness fund.

Cnamts (2007), Monthly information survey from the national sickness fund.

Com-Ruelle L., Dourgnon P., Paris V. (2006), Can physician gate-keeping and patient choice be reconciled in France? Analysis of recent reform. *Eurohealth*, vol.12, n° 1 17-19.

Delnoij D., Van Merode G., Paulus A., Groenewegen P. (2000), Does general practitioner gatekeeping curb health care expenditures? *J Health Serv Res Policy*: 5(1):22-6.

Dourgnon P. (2006), Preferred doctor reform. *Health Policy Monitor: oct*.

Dourgnon P., Guillaume S., Naiditch M., Ordonneau C. (2007), Introducing Gate Keeping in France: first assessment of the preferred doctor scheme reform. *Questions d'économie de la santé* IRDES n° 124

Forest C. (2003) Primary care gate keeping and referrals: effective filter or failed experiment? *BMJ*; 326:692-5.

Haut conseil pour l'avenir de l'assurance maladie (2004), Rapport annuel. Paris.

Haut conseil pour l'avenir de l'assurance maladie (2008). Rapport annuel. Paris.

Journal Officiel de la République Française (2005), Decret d'application de la convention nationale des médecins génralistes et spécialistes. 2005 Feb 11.

May G. P., Claxton G., White J. (2004), Managed care rebound? Recent changes in health plans' cost containment strategies. *Health Affairs*, web exclusive. 2004 Aug 11.

Mutualité Sociale Agricole (2001), Rapport sur le nomadisme médical Mutualité.

Raynaud D. (2005), Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance maladie complémentaire. DREES Etudes et Résultats ;N°378.

World Health Organization (2000), World Health Report: Improving Health Systems: Performance. Geneva 2001.

# Gatekeeping and equity in access to specialist care. An analysis of the 2006 French "preferred doctor" reform based on self assessed unmet needs.

Paul Dourgnon

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

Cet article a été soumis à la revue Health Economics Policy and Law

**Résumé**

Cette étude propose de mesurer l'effet des incitations financières introduites dans la réforme du médecin traitant, sur l'accès au spécialiste, sur la base d'informations sur le renoncement aux soins. Le dispositif apparait incitatif pour les personnes avec une complémentaire, neutre pour les ressortissants de la CMUC et nettement pénalisant pour les personnes sans complémentaire, quel que soit leurs comportements de soins après la réforme. De fait, nous montrons que les personnes sans complémentaire contractent plus rarement avec un médecin traitant et déclarent également plus souvent avoir renoncé à des séances de spécialiste depuis la réforme car cela était devenu trop onéreux.

**Abstract**

This study estimates the effects of the primary care oriented "preferred doctor reform" in France on financial access to specialist care, based on subjective unmet needs data. The

reform embedded economic incentives to the patient and the physician that had potential effects on access to specialist care, especially for those with no complementary insurance. Indeed absence of complementary insurance was associated with lower probability of having enlisted and higher probability to assess having given up on specialist care since the reform because it had become too expensive.

## 1.Introduction

The purpose of this study is to provide an assessment of the impact of a primary care oriented reform in France on financial access to specialist care, based on subjective unmet needs data. Although there is an important literature on the effects of primary care on health and medical expenditure, its impact on equity remains less clear (Starfield *et al.* 2005). Moreover, as we shall explain in detail below, the reform, although presented as equity friendly, embedded economic incentives to the patient and physician that had a potential impact on access to specialist care.

The reform was designed and implemented between 2004 and 2006 and instituted a "preferred doctor" and a "coordinated healthcare pathway". It can be described as an attempt to introducing features of managed care in the French ambulatory care sector which so far proposed unrestricted access to specialists and general practitioners without any systematic coordination. The short term objective of the reform was to regulate access to specialist care, with an explicit target on unnecessary or redundant specialist visits: patients are encouraged to enlist with a preferred doctor [theoretically a GP or a specialist] who would act as a referring doctor to access second line care, mostly specialist visits. It is not compulsory for patients in France to enlist with a "preferred doctor" nor is it to follow her recommendations for enlisted patients. The scheme works

on financial incentives: there is a supplementary out-of-pocket charge on visits to specialists that are not referred to by the Preferred Doctor of the patient. The mechanism set up is not a zero sum game: even patients who comply with the new set of rules (they pick a preferred doctor and always get a referral from her to visit a specialist) face an increase in the level of their out of pocket payments when accessing specialist care after the implementation of the scheme. We detail the mechanism below and provide a brief outline in this section: the public health insurance scheme in France covers only a portion of the fee charged by physicians and leaves of co-payment to the patient. Patients who accessed specialist care directly before the reform now have to bear the co-payment for the PD visit on top of the co-payment for the specialist visit. The reform is not a zero-sum game because the co-payment on referred visits was not reduced (it was even increased) for compliant patients. As a result, two things co-occurred simultaneously: a referral mechanism and an increase in the level of co-payments for specialist care. Both moves have as their main potential consequence a decrease in the level of specialist care utilization. However, whereas the former (referral and coordination) would decrease non-needed specialist care only, therefore improve the overall efficiency of the health care system, the latter would decrease specialist care demand especially among those with a tighter budget constraint, usually the poor. Hence our main question in this research: to what extent is the new scheme a new barrier in access to care and for whom? This research question will materialize empirically as follows. We cannot base our study on standard evaluation techniques for two reasons. First, as the reform was implemented simultaneously in the whole country, there is no control group we can draw that would allow us to depict the evolution in access to specialist care of a subpopulation that would have been included in the scheme as compared with a comparable group that would not.

Second, we lack longitudinal data on specialist use across social groups. Besides, visit prices were modified and new categories were added in certain categories of specialists concomitantly with the reform. For example, a visit intended to coordinate care for diabetic patients was specifically created and embedded in the reform acts. It is worth noting that the reform took place in a context of tension between the regulator and the physicians unions concerning fees levels, and was meant to be "at least" financially neutral on specialists if not on patients (Dourgnon, Naiditch 2010).

We therefore opted for an alternative method based on individuals' retrospective assessment of how the reform affected their access to specialist care with regards to their needs. We introduced a specific questionnaire on Self Assessed Unmet Needs in a 2006 survey to gauge this impact of the reform. The questionnaire included a retrospective question on Self Assessed Unmet Needs for specialist care making an explicit reference to the new scheme, aiming at isolating its effects from existing and already documented financial barriers to access to specialist care. Questions are derived from a generic questionnaire on Self Assessed Unmet Need in the past twelve months that has been collected since 1992 in the same survey.

We reach conclusions of interest from a policy as well as from a methodological perspective. Our results show that the reform and its added cost sharing for compliant as well as non compliant patients, has had an impact on specialist utilization for the less well off. We also show that SUN questions grab meaningful dimensions of access to health care and can therefore represent a pertinent alternative to standard evaluation methods when these cannot be applied. To our knowledge, this is the first time such variable is used in this purpose.

The paper is structured as follows. In the background section, we briefly describe the context of the reform, how ambulatory health services are organized in France, who pays for what and how much, and document social disparities in the use of these services, more especially access and expense in specialist care. In section 3, we describe the reform objectives and the preferred doctor scheme, and its impact on the cost of ambulatory care services to the patient.

Section 4 describes the analytical strategy, data and methods. We show results on the reform impact and discuss them in section 5.

## 2. Context and implementation of the preferred doctor reform

### 2.1. The settings of the reform

Universal public coverage and private complementary health insurance coexist in the French health care system (Marchildon, 2005). The public Insurance is mandatory and covers most of inpatient care (93%) but only 68% of ambulatory care. Private, partly not-for-profit, complementary health insurance covers costs that are not reimbursed in full to patients by public health insurance, such as physician fees, prescribed drugs and most of optical and dental care.

Complementary voluntary health insurance covers 86% of the population. 45% of policies are purchased on the individual market; the remaining is obtained through the workplace as group contracts. Among group contracts, 52% are compulsory and 48% are optional. Among those not covered by voluntary complementary insurance, 7% benefit from a public funded means tested complementary health insurance leaving 7% of the population with no complementary coverage. Studies show that complementary

coverage plays a major role in access and utilization of ambulatory care (Grignon et al., 2008; Buchmuller et al., 2005).

Apart from these two insurance nets there exists a public scheme that covers copayments related to listed chronic conditions. The chronic condition scheme covers 16% of the insured and 60% of total health expenditure.

Ambulatory care delivery is based on three strong principles: self employment, freedom of installation (doctors are free to practice wherever they please on the French territory) and fee for service. These principles are seen by the medical professional unions as the pillars of quality and the guarantee that the system is based on the patient well-being rather than state-run. The preferred doctor reform studied in this paper has left the first two pillars intact and has only tangentially touched on remuneration, introducing a small amount of capitation payment for referring doctors to compensate for their efforts at coordinating care for patients suffering from listed chronic diseases. GP and Specialists mainly work in ambulatory practice and, although physician density appears to be one of the highest in the world, and the highest in France recent history (Marchildon, 2005) there exist large geographical inequalities (maximum inter-regional differences of one to 1.5 for GPs and one to two for specialists (Bourgueil, 2007)) and local problems of accessibility in certain areas for certain specialties due to ageing and past restrictions in access to medical studies. Before the reform patients were free to visit any doctor any time, subject to the same cost-sharing and fees: the system had no memory and did not impose any pathway to the patient. After the reform, the patient is still free to choose his referring doctor but must now follow a pathway to avoid extra charges.

Payment system combines fee for service for all ambulatory professionals and overbilling for some professionals. 85% of GPs and 65% of specialists belong to the regulated payment sector (sector 1) where they have to bill the agreed fee with no extra billing, in exchange for tax deductions (Marchildon, 2005). The remaining 15% GPs and 35% specialists work in a so-called "free" sector (sector 2) and are allowed to charge overbilling. Although the amount of overbilling is not capped, overbilling is supposed to be determined with "tact and moderation" as quoted from the legal framework for public health.

Before the reform, ambulatory care delivery appeared weakly regulated, with neither monitoring of physician performance nor sanctions. As a result, regulation could only rely on demand side mechanisms. Regulation instruments consisted of copayment and upfront payment, the latter meaning that patients have to pay first for the all cost of the visit before being reimbursed by the public scheme. Although insured covered by the public means tested complementary insurance known as CMU, do not have to pay upfront (physicians then bill the insurance fund directly) the norm still refers to upfront payment.

Lack of supply side regulation in ambulatory health care services, fees schemes and distribution of complementary insurance raise the issues of efficiency and equity in ambulatory services utilization. It is of interest to note that, although often considered as inefficient, especially in international comparisons (France has among the highest density of GPs, Specialists, and ambulatory care utilization, but not the best outcomes), there are no results available on this issue. Considering equity in ambulatory care expense and utilization, existing studies show that income and complementary insurance have an impact on the probability of consuming ambulatory care as well as on the number of specialists' visits within a year (Raynaud, 2005).

Therefore and not surprisingly, the levels of horizontal social health inequalities in the use and expense of specialist services, ("horizontal inequality" meaning differences of health care consumption between social groups controlled for differences in levels of medical needs between groups) have been shown to be significant in France (Van Doorslaer et al., 2004). The level of horizontal inequality in the probability as well as the number of specialist visits is significantly pro rich in 2000. Most OECD countries present pro rich level of inequality for specialist care utilization, France being in the middle range. On the other hand, no inequality was shown for France on GP utilization whereas many other OECD countries have pro poor levels of horizontal inequality, especially in the number of GPs visits. Besides, the level of horizontal inequality in ambulatory care expense and specialist care expense and utilization remained significant throughout the nineties (Couffinhal 2004, Couffinhal 2005). Apart from global result on equity in ambulatory care utilization, another study has unveiled the existence of discriminations in accessing certain categories of specialists. Using testing methods the authors show that some specialists tend to refuse or indefinitely postpone visits for patients covered by means tested public complementary insurance (Despres, Naiditch, 2006). The principal reason appears to be that doctors with unregulated schedule fees are not allowed to charge overbilling to these patients. Although this study was undertaken locally and no result exists neither on the overall level of specialist refusal, nor on the real impact on health care utilization by the victims of these refusals (we do not know if the discriminated patients eventually found a specialist, turned to a GP or gave up on medical care), these results, added to the general feeling thought not supported by any strong evidence, that such weakly regulated system was neither efficient nor equitable, and emphasized the need for a structural reform of ambulatory care that would bring more efficiency and equity.

### 2.2. The 2004-06 preferred doctor reform: from hidden to lost agenda

Until 2004, the French ambulatory care system was based on freedom of choice of provider, freedom of access either for generalist or specialist care, and physician income

was based on fee for service. These principles had been historically strongly supported by most of the physicians unions (Hassenteufel, 1997). Yet, the idea of increasing the system efficiency through Managed Care, and more precisely of introducing gate-keeping has progressively gained acceptance since the early 1980's, having been promoted by various experts and policy-makers, as well as by some of the practitioners' professional associations.

A first attempt at introducing gatekeeping was implemented in 1998 under the name of "referring doctor". It was not set as a general scheme but based on volunteer physicians. GPs who volunteered invited their patients to sign individual contracts. By signing the contract, the patient accepted this GP as their first point of entry into the health care system. In exchange for a per capita annual payment, referring doctors committed themselves to participate in public health programmes, to keep patients' medical records, to accept direct third-party payments[7] and to prescribe generic or cheaper drugs. This scheme, however, was opposed by most of the physicians' professional associations, and was eventually only adopted by 10% of GPs and just 1% of patients. Although it was comprised of clearly stated quality and efficiency enhancing components, the scheme appeared a failure, rejected by physicians but also by patients. The second attempt that we study here, the PD reform seems to be built on a more generous compromise with professionals but at the cost of weaker and less clear components on quality and efficiency.

The preferred doctor Reform was voted in August 2004 and progressively implemented during the next two years (cf. figure 1). The scheme was introduced by January 2005;

[7] In France, the patient pays the whole price of the visit to the practitioner as an upfront payment, and then is being reimbursed by public health insurance.

doctors were allowed to charge extra fees to direct access patients by mid 2005. Reduction of public reimbursements for these patients added in January 2006. Nominally, it features all the components of a managed care reform "by the book", i.e. gatekeeping, health care coordination, capitation payments, electronic medical record, and monitoring capacity for the Public insurer, through an exhaustive information system (McGuire, 2000; Glied, 2000). The reform short term objectives were more modest. They consisted in regulating access to specialist care by avoiding medically unnecessary or redundant specialist visits. This was addressed by a new scheme for "preferred doctors" ("médecins traitants"). The scheme sets up a system of gate keeper, coordinated care pathway, and an electronic patient record. If the broad lines look similar to the former unsuccessful "referring doctor", its modalities are quite different. A main concern for this study is that the preferred doctor scheme is not compulsory but based on economic incentives directed at patients rather than physicians.

**Box 8 the Preferred Doctor Reform chronology**

| | |
|---|---|
| August 13th 2004 | Reform voted by parliament |
| January 1st 2005 | Patients can choose a Preferred Doctor |
| July 1st 2005 | Sector 1 doctors can charge extra fees to direct access patients |
| January 1st 2006 | Lower reimbursement rate for direct access patients |

Under the new scheme, each patient over the age of sixteen is invited to sign a "preferred doctor" contract with a physician, which in theory can be either a GP or a specialist, and can be changed at any time for another physician. This doctor becomes a preferred first point of contact with the health system. She provides primary care and referrals to secondary care services. When referred to a specialist, the patient remains free to choose

the physician he wants. The “health care pathway” is then initiated: the specialist can prescribe examinations, make referrals or engage in repeated contacts with the patient (in case of chronic illness for instance) without the patient having to come back to his preferred doctor. Preferred doctors are also committed to maintaining the patient’s electronic medical record, which was supposed to be implemented by 2007 but has been postponed *sine die*.

Contrary to the previous scheme, a physician does not receive any per capita payment for the follow-up of the majority of her registered patients, but only for those suffering from listed chronic diseases (these patients represent 16% of the insured). She drafts a treatment protocol for each registered patient with a chronic disease and in return receives an annual payment of €40.

Since January 2006, economic incentives have been introduced for patients as penalties for non compliance with the scheme (cf. Box 8). Noncompliance can take two forms: first, a patient can choose not to enlist with a preferred doctor; second a patient can choose not to comply with coordinated health care pathway, e.g. he accesses a specialist without referral. If an individual chooses not to register with a preferred doctor, then the rate of reimbursement from public health insurance is reduced from 70% to 60% of the agreed fee, for all types of ambulatory care. The same applies if a patient visits another GP than his preferred doctor (except in case of emergency) or if the patient consults a specialist without a referral. In addition, sector 1 (fee schedule regulated sector) GPs and specialists are entitled to charge overbilling for direct access visits, up to 17.5% of the agreed fee. It is the specialist who decides eventually to refer the non compliance to the sickness fund, and it is entirely her call. If she decides so she can charge the standard fee to the patient

who will be reimbursed 70% of it by the fund, even though he does not have a referral from the gate keeper (cf. Box 9.). Other rules apply, such as exemptions of penalties for specific situations, certain categories of specialists[8], and for those covered by the means tested public complementary insurance. In addition to this complex set of rules, the reform contained strong financial incentives for private complementary insurances not to reimburse the supplement of copayment due to non compliance to the scheme, in the form of tax reduction. The result is a complex fee schedule that may prove difficult for the public to take into consideration when accessing ambulatory care services.

**Box 9 Reform Main features considering Access to ambulatory Care in 2006**

| | | |
|---|---|---|
| Compliant patient | Sector 1 doctor | Regulated Fee, among which 70% public reimbursement, 30% public cost sharing, potentially reimbursable by complementary private Insurance |
| | Sector 2 doctor | Regulated Fee, among which 70% public reimbursement, 30 % public Cost sharing, plus overbilling, both potentially reimbursable by complementary private Insurance |
| Direct access Patient | Sector 1 doctor | Regulated Fee, among which 60% public reimbursement, 40% public cost sharing, Direct access overbilling (maximum 16% of public reimbursement + cost sharing) potentially reimbursable by complementary private Insurance. Most private insurance contracts do not reimburse extra costs due to direct access |

[8] Direct access to pediatricians, gynecologists, ophthalmologists, psychiatrists, neuro-psychiatrists and stomatologists is permitted without penalty in certain circumstances such as contraception advice, cervical cancer screening, and the prescription of eye glasses).

| | |
|---|---|
| Sector 2 doctor | Regulated Fee, among which 60% Public Reimbursement, 40 % Cost Sharing, plus overbilling, both potentially reimbursable by complementary private Insurance. Most private insurance contracts do not reimburse public extra cost sharing due to direct access |

Structural components appear weaker than the former “referring doctor” scheme. The efficiency and quality objective are questioned by the absence of installation regulation and the fact that the patient medical electronic records are so far not implemented, eight years after the reform was enacted. Moreover, although it aims in the short term at limiting medically irrelevant specialist visits, the issue of specialist overconsumption had not been supported by any clear empirical evidence. Reform seemed to embody compromises that probably made possible its diffusion but blurred its objectives. Indeed, as a compensation for the loss of direct access, certain categories of specialists obtained a rise of their fees. It has been argued that the reform was a convenient way to raise physicians income (either by the mean of inducing supplemental referral visits for GPs or increasing specialists fees), or by letting sector 1 referred specialists overbill since they codify by themselves the patient as compliant or not with the PD scheme (Dourgnon, Naiditch, 2010).

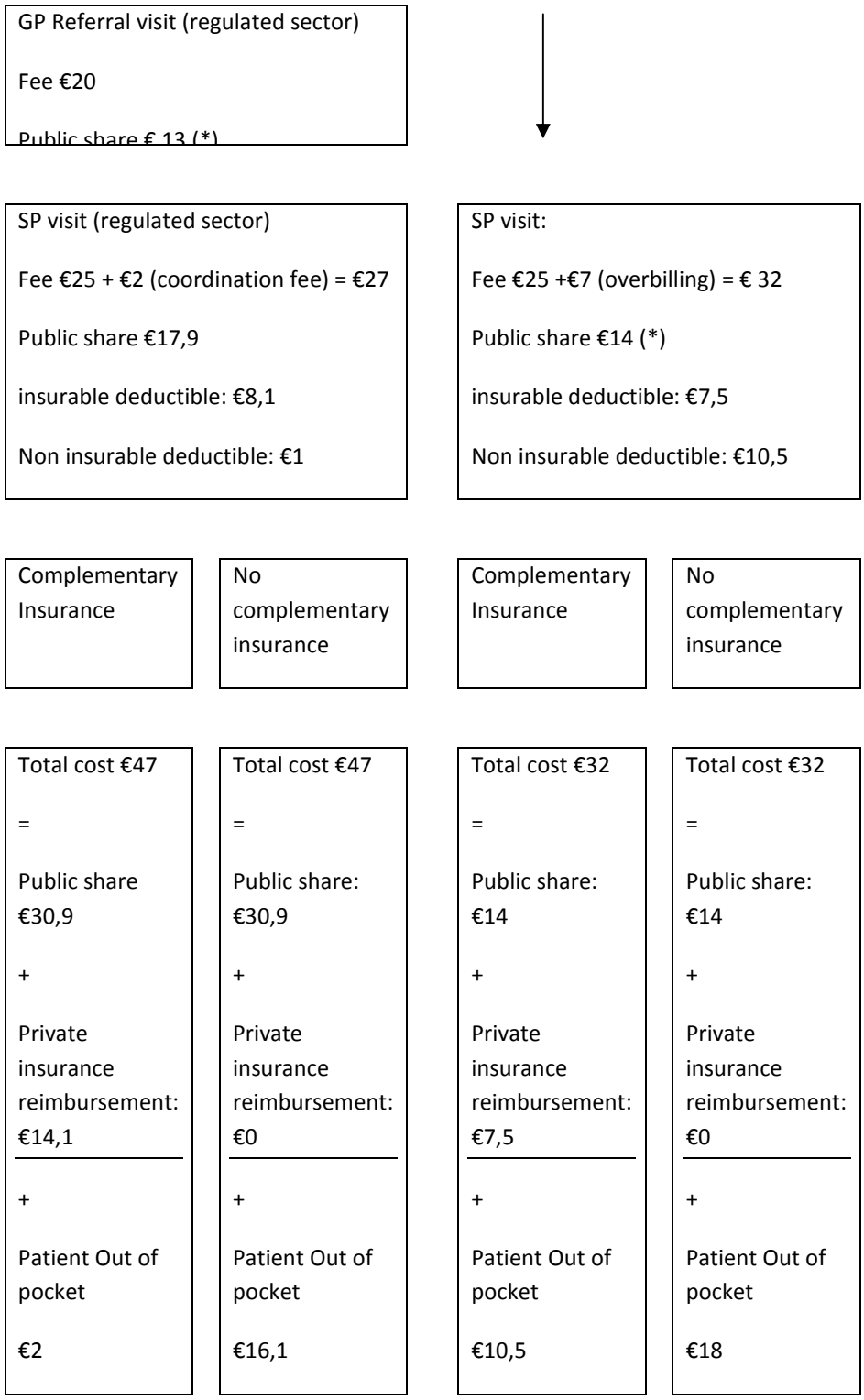
## 4. Analytical strategy, methodology and data

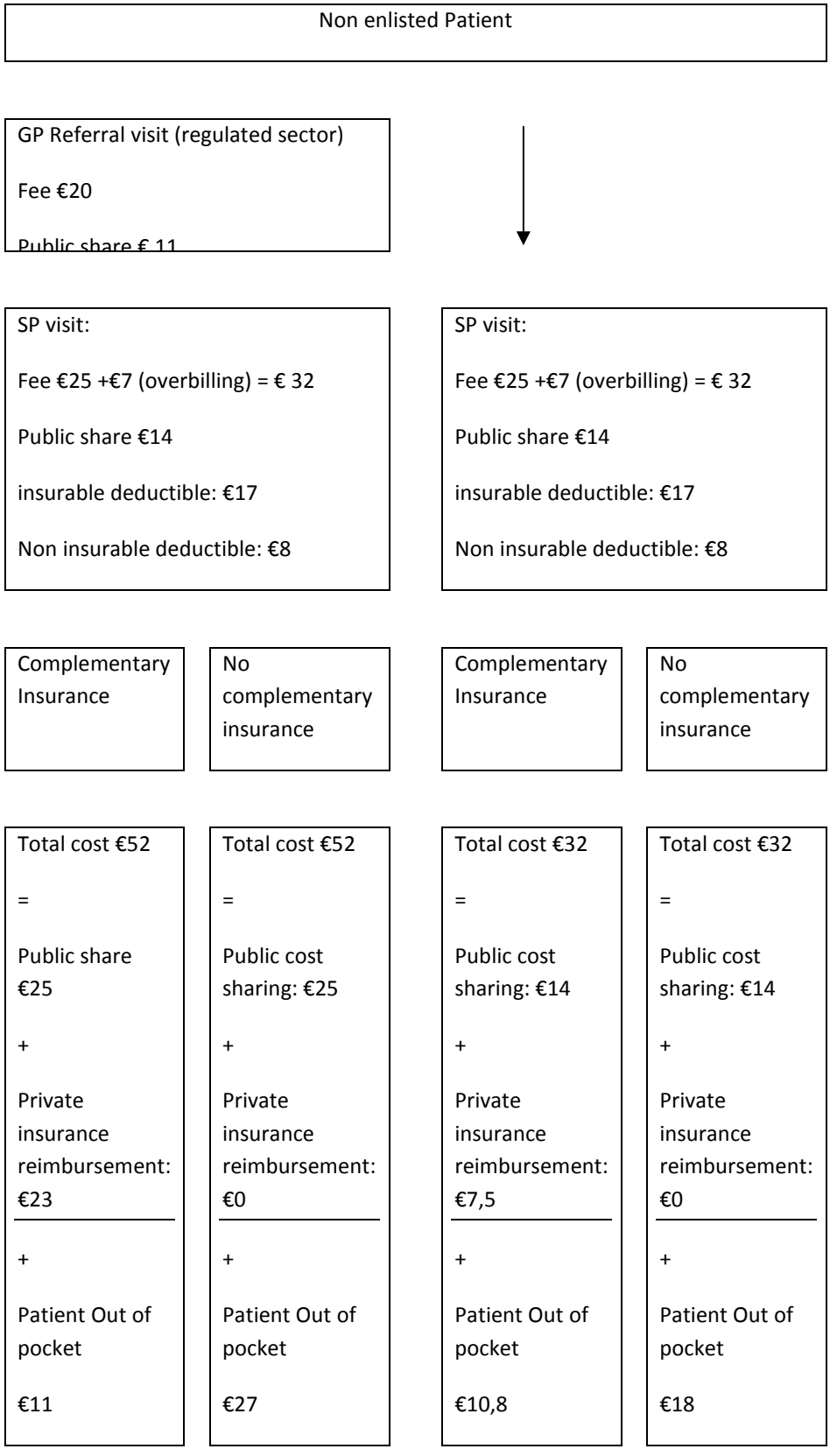
The preferred doctor reform implements a light form of gatekeeping, encouraged, not enforced, through economic incentives. The reform is not economically neutral: increases in cost sharing for non compliers to the scheme are not designed to be compensated by a decrease in cost sharing for those who comply. The following examples show the reform consisted essentially in an out of pocket increase for patients with no complementary insurance. In our first example, the patient benefits from a complementary insurance, and used to access directly to specialist (working under the regulated fees "sector 1" scheme). Before the reform, the fee for a sector 1 specialist consultation was €25, on which public insurance reimbursed 70%, minus an additional deductible of one euro[9], letting €8,5 as patient cost sharing, on which, again, €7,5 are reimbursed to the patient by her complementary insurance, letting her only €1 as out of pocket payment. After the reform the patient enlists with a preferred doctor. Two cases can occur. If the patient complies with the scheme and visit first her preferred doctor (who we assume is a "sector 1" GP), then visits the specialist she is referred to, her out of pocket will represent the GP and the specialist visits non insurable copayments (cf. Box 10) letting her only €2 out of pocket, one euro more than she would have paid before. But should she choose to still favor direct access, she will face extra billing and less reimbursement from Public Insurance, both of them in most cases not reimbursable by her complementary insurance. She will face this time €10.5 out of pocket, which represents €9.5 more than what she used to pay (cf. Box 11).

**Box 10 Access to specialist after the reform**

| Patient enlisted with a preferred doctor |
|---|

[9] The one euros deductible has been introduced in January 2005. It is not reimbursable by complementary health insurance. Although this device represents a marginal change, it adds up with existing schemes and participates to the overall complexity of the prices schedule for the patients, as the reader can see by himself.


GP Referral visit (regulated sector)
Fee €20
Public share € 13 (*)
SP visit (regulated sector)
Fee €25 + €2 (coordination fee) = €27
Public share €17,9
insurable deductible: €8,1
Non insurable deductible: €1
SP visit:
Fee €25 +€7 (overbilling) = € 32
Public share €14 (*)
insurable deductible: €7,5
Non insurable deductible: €10,5
Complementary Insurance
No complementary insurance
Complementary Insurance
No complementary insurance
Total cost €47
=
Public share €30,9
+
Private insurance reimbursement: €14,1
+
Patient Out of pocket
€2
Total cost €47
=
Public share: €30,9
+
Private insurance reimbursement: €0
+
Patient Out of pocket
€16,1
Total cost €32
=
Public share: €14
+
Private insurance reimbursement: €7,5
+
Patient Out of pocket
€10,5
Total cost €32
=
Public share: €14
+
Private insurance reimbursement: €0
+
Patient Out of pocket
€18




(*) since 2005 January 1st, public reimbursement is reduced of 1€ by visit (with a maximum of €50 within a year). These 1€ cannot be reimbursed by private insurance, meaning 1€ is added to the patient's final deductible for each visit.

(**) although overbilling can theoretically be reimbursed by complementary insurance, penalties for those Insurers who would propose such contracts make them extremely rare in reality. We therefore consider overbillings as non-reimbursable.

In our second example, the patient does not have any complementary insurance. Before the reform, just as in the preceding example, she preferred to access directly the specialist, for whom she had to spend €8.5 out of her pocket. If she decides to go on after the reform (she enlisted with a preferred doctor), she now bares a €18 out of pocket payment, which represents an increase of €9.5 (cf. Box 11.). On the other hand, if she chooses to visit her preferred doctor first, she avoids financial penalties but now faces cost sharing for two visits instead of one. This represents €16.1 out of pocket and an increase of €7.6, only €1.9 less than what she would have paid had she accessed directly.

These two examples show that the scheme provides significant incentives to comply for patients with complementary insurance, but remains rather neutral for those without. On the whole, large differences in out of pocket payment to access a specialist can be observed: they range from €2 to €27 (cf. Box 10). The reform did not level these differences, on the contrary they widened, especially between those with a complementary insurance and those without. The reform therefore raises two issues that we investigate in the paper: compliance with the coordinated care pathway and financial access to specialist care. We will make use of a specific questionnaire introduced in the 2006 French Health, Health Care and Insurance Survey.

**Box 11 Out of pocket variation to access specialist, (post- reform minus pre-reform out of pocket)**

| ***Complementary insurance*** | | After the reform | | ***No complementary insurance*** | After the reform | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | Direct access to specialist | Indirect access to specialist | | Direct access to specialist | Indirect access to specialist |
| Before the reform | Direct access to specialist | + €9,5 | + €1 | Direct access to specialist | + €9,5 | + €7,6 |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Indirect access to specialist | + €8,5 | €0 | Indirect access to specialist | + €2,5 | + €0,6 |

*Note: these results are for a patient that enlist with a preferred doctor and a sector 1 specialist*

## Data

The 2006 French Health, Health Care and Insurance Survey (ESPS: "Enquête Santé et Protection Sociale 2006") is a general population survey, conducted in continental France (overseas regions are not covered) by the Institute for Research and Information in Health Economics (IRDES). The sample is drawn from administrative files of the three main sickness funds which cover over 95 % of the population living in France (Allonier *et al.*, 2004). The interview consists of a socioeconomic questionnaire, a health and health care questionnaire, an insurance questionnaire, and in 2006 a specific "preferred doctor" questionnaire. Although all members of each sampled individuals' households are surveyed, the questionnaire on the preferred doctor reform was conducted only among primary sampled individuals. Our working sample contains 7276 respondents aged 18 and over. Women as well as higher education individuals are over-represented (cf. Table 1). In our estimations we use calibrated weights that correct these discrepancies, taking into account age, gender, household size, sickness fund, and occupation status.

*Preferred doctor and unmet needs variables*

The questionnaire on preferred doctor was administrated by an interviewer. It was introduced by a short informative sentence to avoid the respondent misinterpretation of preferred doctor as the former "referring doctor" scheme or the informal family doctor: "Since July 2005, Public Health Insurance invites the insured to enlist with a preferred

doctor. The preferred doctor role is to follow and orient the patient in the health system, especially toward specialists". Respondents were asked if they enlisted or not, and the reasons why, then if they used to have a family doctor before the reform. The next questions focus on unmet specialist needs. The first question on unmet specialist care stands as: "Since the reform, was there ever a time when you gave up on consulting a specialist?" In case of positive answer, a second question addressed the reasons for not seeking care. One item pointed the economic barriers raised by the reform: "I wanted to access specialist directly but it had become too expensive". We retain this variable to assess the consequences of the reform on access to specialist care. Those who declared having given up on specialist care because it had become too expensive represent 1.65% (n=120) of the sample (cf. Box 12).

**Box 12 Sun questions in the ESPS survey**

| *"Since the preferred doctor reform, was there ever a time when you gave up on consulting a specialist?"* | |
|---|---|
| 1. Yes | 5.3% |
| 2. No | 81.9 % |
| 3. No necessity to consult a specialist since the reform | 12.8 % |
| - If yes: | |
| "For what reasons did you give up on consulting a specialist?" | |
| 1. It was too expensive to seek physician care | 30% |
| 2. It was too complex to first get a referral from preferred doctor before accessing specialist care | 54% |
| 3. Wanted to access specialist directly but it had become too expensive | 35% |
| 4. No time to spend on a specialist visit for professional or family reasons | 24% |
| 5. Feared to consult, to undergo medical tests, or to receive medical treatment | 8% |
| 6. Didn't know any competent doctor | 10% |

| | | |
|---|---|---|
| 7. | Other | 14% |
| 8. | Don't know | 1% |
| | | 2% |
| **9.** | **Refusal** | |

*Health and Insurance variables*

We use the WHO European Office question on self-assessed health as a measure of individual health. Respondents report their general health status as "very good", "good", "fair", "bad" or "very bad" that we regroup in three categories: very good and good health status (65.2% of the sample), fair, bad or very bad (25%), and non-response (9.8% of the sample) (cf. table 1).

Health insurance is described by two variables: respondents can either be insured by a private complementary insurance (85.7%), covered by the public means tested public complementary insurance CMUC (7. 5%), or have no complementary insurance (6.8%). Besides, they can benefit from a cost sharing exoneration due to listed chronic disease (16.2%).

*Socio-economic variables*

Living standard is measured as household income (from all sources of income) per consumption unit (OECD equivalence scale) and introduced as quintiles in the models. Education is measured as: no education, primary school degree (age 11 in France), middle school degree (age 15), high school degree (baccalaureate, age 18), and university degree.

## Methods

We study compliance with the coordinated care pathway and financial access to specialist care. Compliance will be measured as having enlisted with a preferred doctor. We discuss

the impact of the preferred doctor reform on access to specialist care from the question on unmet specialist care. Unmet needs assessment refer to a situation within a given period when the respondent needed but did not seek healthcare. Health care needs can be defined as "Care required to bring about the maximum possible health improvement or to reduce an individual's capacity to benefit from health care to zero" (Allin et al., 2010). Following this definition, unmet need is the amount of needed health care an individual does not receive. Two methodological approaches of self-assessed unmet needs have been published so far. Allin study correlations between self-assessed unmet needs and objective measures of access, such as effective health services consumption, measured as declared number of visits. The authors show that self-assessed unmet needs due to access barriers (cost, geographical access) are linked with higher probability of declaring no GP visits within the last twelve months. Dourgnon combined qualitative and quantitative approaches of self-assessed unmet needs for financial reasons (Dourgnon et al., 2011). The qualitative study showed that self-assessed unmet needs for financial reasons can occur at various moments of an individual health trajectory (renouncement before first visit, giving up on programmed or prescribed treatment, postponing *sine die …)*. Among individuals living in ordinary household, which is the scope of general population surveys (meaning excluding those housed in institutions or in very deprived situations), self-assessed unmet needs assessment refers to situations where an individual faces a set of constraints, mostly financial, that impede her from accessing care. Reciprocally, such situations are most often identified as such and give cause to self-assessed unmet needs assessment. The quantitative study showed from a longitudinal approach on the same data sources as those used in this paper (ESPS survey 2002 to 2008), that self-assessed unmet needs is negatively correlated with healthcare consumption objective variables, and leads to a higher probability of declaring deteriorated health status four years afterwards (Dourgnon et al., 2012). The two studies came to the conclusion that self-assessed unmet needs is a relevant instrument to address access to care in general population surveys. Indeed, one study assessed the effect of a managed care plan

introduction in Canada using a Sun variable among other instruments (Reschovsky et al., 2000). The authors found that those who enrolled in more managed care plans were less likely to point out financial barriers as a reason for reporting unmet needs.

In a first equation, we model the probability to enlist with a preferred doctor, as explained by age, gender, health status, insurance status, living standards, education and having had a family doctor before the reform. In a second equation, we model the probability to declare having given up on specialist care as a consequence of the reform, as explained by age, gender, health status, insurance status, living standards, education and having enlisted with a preferred doctor. To take into account the potential endogeneity of the latter variable, we model the two equations simultaneously in a biprobit recursive model, allowing the residuals of the two equations to be correlated.

Living standards are measured as income per consumption unit quintiles. We include education to take into account access to information. Education can also reflect different attitudes and preferences for health (Grossman, 2000).

## Results

88% enlisted with a preferred doctor. Most of them thought the scheme was mandatory (82 %). Other reasons for choosing a preferred doctor were to avoid economic penalties (44%), to help the sickness fund saving money (30%) and to improve quality of care (16%).

The new scheme surrogated the informal family doctor which was the norm for 91%. 82% had a family doctor then enlisted with a preferred doctor. 72% of those with no family doctor enlisted, while they were 90% among those with a family doctor (cf. Table 1).

**Table 1 Descriptive statistics**

| | | N (%) | % enlisted | % gave up on specialist care |
|---|---|---|---|---|
| Gender | Male | 2980 (41%) | 84,4% | 1,14% |
| | Female | 4296 (59%) | 91,5% | 2% |
| Age | 18-34 | 1795(24,7%) | 80,3% | 1,89% |
| | 35-49 | 2.226 (30,6%) | 87% | 1,75% |
| | 50-64 | 1.855 (25,5%) | 92,4% | 1,83% |
| | 65+ | 1.400 (19,2%) | 96,6% | 0,93% |
| Self-assessed health | Very good/ good | 4.748 (65,3%) | 87,6% | 1,28% |
| | Fair/bad/very bad | 1814 (24,9%) | 95% | 2,59% |
| | Unknown | 714 (9,8%) | 78,7% | 1,68% |
| Insurance Cover | Private Complementary Insurance | 6237 (85,7%) | 90% | 1,39% |
| | No complementary insurance | 497 (6,8%) | 74,9% | 5,23% |
| | Cmuc | 542 (7,5%) | 85,6% | 1,29% |
| Income per CU | 1st Quintile | 1238 (17%) | 88,5% | 2,58% |
| | 2nd Quintile | 1229 (17%) | 90,9% | 2,60% |
| | 3rd Quintile | 1201 (16,5%) | 89,5% | 1,50% |
| | 4th Quintile | 1228 (16,9%) | 89,2% | 1,14% |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| | 5th Quintile | 1376 (18,9%) | 86% | 0,73% |
| | Unknown | 1004 (13,8%) | 87,7% | 1,39% |
| Education | Less than primary school | 114 (1,6%) | 84,2% | 4,39% |
| | Primary school degree | 1340 (18,4%) | 95,5% | 1,42% |
| | Middle school degree | 2450 (33,7%) | 89,1% | 2% |
| | High school degree | 1210 (16,6%) | 87,5% | 1,32% |
| | University degree | 2117 (29,1%) | 84,7% | 1,42% |
| | Other | 45 (0,6%) | 75,6% | 2,2% |
| Preferred Doctor | No Family Doctor before reform | 719 (9,9%) | 70,9% | 1,81% |
| | Enlisted with Preferred Doctor | 6446 (88,6%) | 100% | 1,63% |
| Total | | 7.276 (100%) | 88,6% | 1,65% |

The first model shows that women enlisted significantly more than men (cf. table 2.). The probability to enlist increased with age and was also higher among those who assessed deteriorated health status. These three results show that enlistment is in part determined by health care needs.

Those with no complementary insurance enlist less than those with a complementary cover, either private, or public means tested. The latest also tend to enlist less, which

reflects the fact that the financial penalties are not applicable to them. Information to CMUC insured from the public health insurance and the so called “CMUC fund” appears ambiguous and sometimes inexact, presenting the preferred doctor as compulsory and financial penalties as possible.

Living standards appear correlated with enlistment, but no gradient can be assessed. Individuals from the highest income quintile enlist less than all others. Lack of compliance of this population group reflects the limits of financial incentives to put the reform into effect. Individuals from the lowest education level (none or less than primary school degree) also comply less than all other groups. Individuals who had no family doctor also tend to comply less, although they should have represented the target of the reform.

The second regression models the probability to declare having given up on specialist care since the reform, because it had become too expensive. In line with other empirical analysis of self-assessed unmet needs, women tend to declare significantly more frequently unmet needs than men. This seems to reflect differences in preferences for health rather than specific barriers in access to acre for women. Women tend to report worse subjective health status than men for a given biological health status (Schmuëli, 2003), and to have a higher utilization of health care services (and hence higher health care needs) for given subjective health status (Raynaud, 2000). Probability to give up on specialist care also decreases with age, which is common result in the literature on self-assessed unmet needs (see for instance Allin 2010 or Dourgnon 2012). As for gender, the age gradient can reflect generation differences in assessing needs for a given condition. Groot (2000) found that when controlled by chronic conditions and disabilities, older individuals reported better subjective health. Also, older individuals have more contacts

with the health system. Among the 65-80 and the 80, respectively 96% (5.6 visits per patient) and 97% (6.8 visits per patient) reported at least a GP visit within the last 12 months, vs. 88% in the whole population (4 visits by patient), therefore more opportunities to be referred for a new problem or to have the problem be addressed by a health professional himself during one of the current visits.

Education shows no clear association with unmet specialist needs, although all coefficients associated with groups having graduated from primary school and more are negative, but mostly insignificants. Respondents with none or less than a primary school degree report 1.54 specialist consultations within the last twelve months vs. 2.44 among those with a college degree.

Of special interest for the study of the impact of the reform on financial barriers to specialist access are living standards, insurance status, and having enlisted with a preferred doctor. Income per consumption unit is negatively associated with unmet needs. Respondents from the two highest income quintiles tend to renounce significantly less. Respondents without complementary insurance also report more unmet specialist needs, whereas the means tested CMUC insured, who were not eligible to financial penalties, report less than those with a complementary insurance.

Having enlisted with a preferred doctor is not correlated with the probability to report having given up on specialist care, even when taken into account the potential endogenity of the variable in the biprobit specification. The correlation between the residuals of the two models is not significant (p=0.68).

**Table 2 Enlisting and accessing specialist care (recursive biprobit model)**

| | (1) | (2) |
|---|---|---|

| | | Enlisted with a Preferred Doctor | Gave up on specialist care |
|---|---|---|---|
| Gender | Male | Ref. | Ref. |
| | Female | 0.308*** | 0.320*** |
| | | (7.35) | (3.65) |
| Age | 18-34 | Ref. | Ref. |
| | 35-49 | 0.217*** | -0.0549 |
| | | (4.44) | (-0.52) |
| | 50-64 | 0.501*** | -0.0736 |
| | | (7.86) | (-0.56) |
| | 65+ | 0.736*** | -0.523*** |
| | | (8.11) | (-2.94) |
| Heath | Very good/ good | Ref. | Ref. |
| | Fair/bad/very bad | 0.366*** | 0.351*** |
| | | (5.48) | (3.64) |
| | Unknown | -0.409*** | 0.00769 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| | | (-7.10) | (0.05) |
| Insurance Cover | Private Complementary Insurance | Ref. | Ref. |
| | No complementary insurance | -0.636*** | 0.452*** |
| | | (-8.93) | (3.18) |
| | Cmuc | -0.209** | -0.309* |
| | | (-2.43) | (-1.89) |
| Income per CU | 1st Quintile | Ref. | Ref. |
| | 2nd Quintile | 0.0186 | 0.0269 |
| | | (0.24) | (0.24) |
| | 3rd Quintile | -0.00527 | -0.171 |
| | | (-0.07) | (-1.33) |
| | 4th Quintile | -0.0804 | -0.374** |
| | | (-1.00) | (-2.49) |
| | 5th Quintile | -0.226*** | -0.446*** |
| | | (-2.78) | (-2.67) |
| | Unknown | -0.119 | -0.282** |
| | | (-1.53) | (-2.03) |

| | | | |
|---|---|---|---|
| Education | Less than primary school | Ref. | Ref. |
| | Primary school | 0.432*** | -0.272 |
| | | (2.59) | (-1.14) |
| | Middle school | 0.359** | -0.252 |
| | | (2.25) | (-1.07) |
| | High school | 0.321* | -0.441* |
| | | (1.95) | (-1.73) |
| | University degree | 0.270* | -0.364 |
| | | (1.65) | (-1.46) |
| | Other | -0.257 | -0.263 |
| | | (-0.96) | (-0.53) |
| Preferred Doctor | No Family Doctor before reform | -0.638*** | - |
| | | (-10.99) | |
| | Enlisted with Preferred Doctor | - | -0.188 |
| | | | (-0.27) |
| | Constant | 0.691*** | -1.713*** |
| | | (3.96) | (-2.71) |
| | *N* | 7276 | 7276 |

Rho: 0,154066 (P>|z|= 0.6839)

Wald Chi2: 656,35

---

*t* statistics in parentheses

$^{*}$ $p < 0.10$, $^{**}$ $p < 0.05$, $^{***}$ $p < 0.01$

**Discussion**

Those with no complementary insurance are less likely to enlist and have a higher probability to give up on specialist care. They face the same €18 out of pocket if they access directly whether they enlist or not, and, if they enlist, the difference between direct and indirect access to specialist is negligible (cf. box2.). On the whole, the reform represented a clear out of pocket increase for those with no complementary insurance and who used to access directly to the specialist. Incentives were designed just as every patient had a complementary insurance.

The highest quintile group enlisted less but gave up less too which shows another limit of the instrument: the financial penalties much less impacted the better off.

The reform sought to contain demand for specialist care, but also to drive better quality of care and more equity in access to care through better medical coordination. This paper essentially addresses the equity outcomes. It shows that the use of incentives in the form of financial penalties penalized those who were already facing barriers in access to care, that is to say those with no complementary insurance. It also shows that the incentives failed to influence those who could afford to face the penalties.

The use of self-assessed unmet needs appears a pertinent tool to complement research on equity in access to health services. The method however does not enable to provide a quantitative assessment of the impact of the reform on access to specialist care, i.e. on the specialist number of visits or expenditure.

## Acknowledgement

The author would like to thank Michel Grignon (McMaster University), Florence Jusot and Jerome Wittwer (Paris Dauphine University) and the participants of the Center for Health Economics and Policy Analysis Seminar (CHEPA, McMaster University) for their comments and suggestions.

**References**


Allin, S., Grignon, M., Le Grand J. (2010), Subjective Unmet Need and Utilization of Health Care services in Canada: What are the Equity Implications?, *Social Science and Medicine*, 70(3) 2010: 465-472.

Allonier C., Dourgnon P., Rochereau T (2006), L'Enquête Santé Protection Sociale 2004, un outil d'analyse pluridisciplinaire de l'accès aux soins, de la couverture maladie et de l'état de santé des Français, *Questions d'économie de la santé IRDES* n° 105. Janvier.

Bourgueil Y., Mousquès J., Marek A., Tajahmadi A. (2007), Improving the geographical distribution of practitioners: the measures adopted in France, *Questions d'économie de la santé* IRDES n° 122.

Buchmueller, T., Couffinhal, A., Grignon, M. Perronnin, M., Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France, Health Economics, July 2004, 13(7): 669-687.

Buchmueller T., Grumbach K, Kronick R, Kahn JG. (2005), The effect of health insurance on medical care utilization and implications for insurance expansion: a review of the literature, Med Care Res Rev: 62(1):3-30.

Couffinhal A., Dourgnon P., Masseria C., Tubeuf S. and E. van Doorslaer. (2004), Income-related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries, in "Towards High-Performing Health Systems", *OECD report*: 109-165.

Couffhinal A. Dourgnon P. Tubeuf S. (2005) Changes in Inequalities in the utilization of Ambulatory Care over the Last Decade in France. Poster presentation, International Health Economics Conference.

Desprès C., Naiditch M. (2006), Analyse des attitudes de médecins et de dentistes à l'égard des patients bénéficiant de la couverture maladie universelle : une étude par testing dans six villes du Val-de-Marne. DIES, Rapport pour le fonds CMU.

Deville, J.-C. et C.E. Särndal (1992), Calibration Estimators in Survey Sampling, *Journal of the American Statistical Association*, no87, p. 376 à 382.

Dourgnon P., Naiditch M. (2010), The preferred doctor scheme: A political reading of a French experiment of Gate-keeping., *Health Policy*, vol 94, n° 2, 129-134

Dourgnon P., Després C., Jusot F., Fantin R. (2011), Dépense de santé et accès financier aux services de santé : une étude du renoncement aux soins, *in* Les comptes de la santé 2010. *Série Statistiques – Document de travail de la Drees* n° 161, p. 85-96.

Dourgnon P., Jusot F., Fantin R. (2012), Payer nuit gravement à la santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé. *Economie Publique*, n° 28-29, 123-147.

Ford C.A., Bearman P.S., Moody J. (1999 ), Foregone health care among adolescents, *JAMA*: Dec 15;282(23):2227-34.

Glied Sherry, (2000), Managed care, ch. 13, p. 707-753 in Culyer, A. J. and Newhouse, J. P. eds., Handbook of Health Economics, vol. 1, Elsevier.

Grignon M., Perronnin M., Lavis J.N. (2008), Does free complementary health insurance help the poor to access health care? Evidence from France, *Health Economics*, John Wiley & Sons, Ltd., vol. 17(2), pages 203-219.

Groot, W. (2000), Adaptation and scale of reference bias in self-assessments of quality of life, *Journal of Health Economics* 19(3), 403-420.

Grossman M. (2000), The human capital model, in: A. J. Culyer & J. P. Newhouse (ed.), Handbook of Health Economics, edition 1, vol. 1 : 347-408.

Patrick Hassenteufel (1997), Les médecins face à l'Etat Une comparaison européenne, Presses de sciences po

Idler, E. L. & Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: A review of 27 community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 21-37.

James A Macinko, Barbara Starfied (2002), Annotated bibliography on equity in health, 1980-2001 » *International Journal for Equity in Health*: 1:1

Marchildon GP. (2005), Health Systems in Transition: Canada, WHO Regional Office for Europe on behalf of the European Observatory on Health Systems and Policies.

McGuire T.G. (2000), Physician agency, *in* Handbook of Health Economics, vol 1 pp 461-536, Elsevier, edited by A. J. Culyer and J. P. Newhouse.

Raynaud D. (2005), Les déterminants individuels des dépenses de santé : l'influence de la catégorie sociale et de l'assurance maladie complémentaire, *DREES Etudes et résultats* : 378.

Reschovsky J.D., Kemper P., Tu, H. (2000), Does type of health insurance affect health care use and assessments of care among the privately insured? *Health Services Research*, 35, 219-237.

Sandier S, Paris V, Polton D. (2004), Health care systems in transition: France, WHO Regional Office for Europe on behalf of the European Union.

*Schmuëli* A. Socio-economic and demographic variation in health and in its measures: the issue of reporting heterogeneity. Soc Sci Med. 2003 Jul;57(1):125-34.

Starfield B., Shi L., Macinko J. (2005), Contribution of primary care to health systems and health, Milbank Q. 83.3: 457-502.

Starfield B. (2012), Primary care: an increasingly important contributor to effectiveness, equity, and efficiency of health services, SESPAS report.

Tubeuf S., Jusot F., Devaux M., Sermet C (2008), Social heterogeneity in self-reported health status and measurement of inequalities in health, Working Paper IRDES n° 12.

Masseria C., van Doorslaer E. (2004), Income-related Inequality in the Use of Medical Care in 21 OECD Countries, in Towards “High-Performing Health Systems”, OECD report: 109-165.

Van Doorslaer E., Koolman X., Jones A.M. (2004), Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe, Health Economics, 13(7): 629-647.

Wagstaff A., van Doorslaer E. (1993), Equity in the delivery of health care: methods and findings, In Equity in the Finance and Delivery of Health Care: An International Perspective. Edited by: van Doorslaer E, Wagstaff A, Rutten F. Oxford: Oxford University Press.

# Conclusion

En dépit de l'objectif énoncé du respect du principe d'équité horizontale par la plupart des systèmes de santé européens, on observe des inégalités sociales dans la consommation de soins partout en Europe, c'est-à-dire des différences de consommation de soins entre groupes sociaux à besoin de soins égal. De nombreux travaux montrent ainsi que la probabilité de recours au médecin et le nombre de visites ne sont pas identiquement distribués parmi les différents groupes socio-économiques, après ajustement par l'âge, le sexe et l'état de santé. Ces travaux ont notamment mis en évidence des inégalités importantes de consommation de soins de spécialistes et de soins préventifs en faveur des groupes les plus favorisés dans les pays de l'Europe des 15, le recours aux soins de généralistes étant en revanche plus équitablement réparti (Devaux et de Looper, 2012). Cependant, ces travaux ont également montré que le niveau et le sens de ces inégalités varient de manière significative d'un pays à l'autre. Par exemple, en Irlande et en Grande-Bretagne, les individus les moins avantagés recourent davantage aux médecins généralistes que les individus les plus aisés tandis que l'on observe le phénomène inverse au Portugal et en Finlande. De même, si on observe des inégalités de recours aux soins de spécialistes ou de de soins préventifs dans la plupart des pays d'Europe, celles-ci sont particulièrement marquées dans certains pays – dont la France - ce malgré l'existence d'une couverture universelle. La situation de la France apparait particulièrement préoccupante, qui pointe aux dernières places des classements européens à la fois pour les inégalités de santé et les inégalités de recours aux soins de spécialistes et préventifs. Rappelons que, pas plus qu'il n'existe de relation causale claire, il n'existe pas de corrélation avérée entre niveaux d'inégalités de soins et inégalités de santé.

Cette thèse propose, au travers de quatre papiers, de contribuer aux analyses des politiques publiques dans le système de santé, du point de vue de l'équité de recours aux services de santé. Dans la partie introductive nous présentons quelques éléments de constat sur les inégalités sociales de recours aux soins en France. Nous présentons ensuite les principaux mécanismes qui, dans le système de santé français, sont à l'œuvre dans la formation des inégalités de consommation de soins et comment les politiques publiques ont tenté d'y répondre depuis 1945. Enfin nous présentons les travaux colligés dans cette thèse ; les éléments nouveaux qu'ils peuvent apporter sur les déterminants de la santé et du recours aux soins et le rôle des politiques publiques.

A travers quatre articles nous proposons une analyse des politiques publiques dans le système de santé (réformes de l'assurance santé, organisation des soins) et leur impact sur les inégalités

sociales d'accès aux soins, au travers d'une analyse de l'impact des barrières financières à l'accès aux soins sur l'état de santé, de l'analyse en équité de la réforme dite « du médecin traitant » et enfin d'une approche originale du rôle de l'interaction médicale sur la formation des inégalités en santé.

Le premier travail de recherche s'appuie sur un objet encore peu utilisé dans la littérature : les besoins de soins non satisfaits, à partir de questions sur le renoncement aux soins. Par objet nous entendons le concept lui-même et la mesure qui lui est associée. Afin d'étudier plus directement les barrières financières à l'accès aux soins, des questions sur le renoncement aux soins pour raisons financières ont été introduites dans l'Enquête Santé et Protection Sociale (ESPS) de l'IRDES depuis 1992 (Mizrahi et Mizrahi, 1993). Mais ce n'est qu'à la fin des années 1990, avec les travaux préparatoires à la loi instituant la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C), que le concept est apparu dans le débat public (Boulard, 1999). Il a donné lieu à la création d'un indicateur qui fait depuis partie des indicateurs suivis et retenus par la Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques (DREES) pour évaluer l'équité du système de santé et notamment l'efficacité de la couverture maladie universelle complémentaire.

Le deuxième chapitre de la thèse propose une analyse de l'interaction médecin-patient, en quoi la réponse médicale peut être influencée par la situation sociale du patient, tout d'abord à travers une analyse des catégorisations opérées par les médecins au sujet de leurs patients en fonctions de leurs situations sociales. Ces catégorisations portent en particulier sur le rapport des patients au traitement (demande et observance). Dans un deuxième temps, une analyse des pratiques des médecins montre qu'il existe des différences de traitement selon la catégorie sociale et selon la catégorisation des médecins, et s'attache à rechercher si les différences observées dans les pratiques selon le groupe social des patients sont corrélées avec les catégorisations opérées par les médecins. Cette recherche s'inscrit dans un programme pluridisciplinaire associant sociologues, médecins de santé publique, épidémiologistes et économistes. Elle s'appuie sur des données d'une enquête innovante conçue et coordonnée par l'auteur.

Un troisième chapitre collige deux analyses de la réforme du médecin traitant. Un premier papier propose une analyse de la réforme et de son contexte, en particulier le rôle des acteurs dans la définition, la redéfinition et la présentation de ses objectifs. Un second papier propose une étude des conséquences de la réforme sur l'accès financier aux soins de spécialistes. Elle s'appuie sur l'exploitation d'un module de questionnement incorporant des questions sur le renoncement aux soins. Les deux premiers papiers viennent soutenir l'analyse de politique publique du troisième chapitre de deux façons. Le premier en montrant la pertinence et l'intérêt de l'outil (Du point de

vue des méthodes et des outils, la thèse investiguera particulièrement les besoins de soins non satisfaits (le renoncement aux soins), qui interviennent dans deux papiers), le second en montrant comment l'organisation des soins peut influencer le recours aux services de santé