Impact d'une sur-assurance santé sur le reste à charge des patients

Aurélie Pierre, Anne Goselin, Marc Perronnin et Carine Franc

Édition électronique

URL : <https://journals.openedition.org/economiepublique/8907>

DOI : [10.4000/economiepublique.8907](https://doi.org/10.4000/economiepublique.8907)

ISSN : 1778-7440

Éditeur

IDEP - Institut d'économie publique

Édition imprimée

Date de publication : 25 novembre 2012

Pagination : 149-164

ISSN : 1373-8496

Référence électronique

Aurélie Pierre, Anne Goselin, Marc Perronnin et Carine Franc, « Impact d'une sur-assurance santé sur le reste à charge des patients », *Économie publique/Public economics* [En ligne], 28-29 | 2012/1-2, mis en ligne le 20 décembre 2012, consulté le 18 novembre 2022. URL : <http://journals.openedition.org/economiepublique/8907> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/economiepublique.8907>

économie publique public economics

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

Deux numéros par an

n° 28-29 – 2012/1-2

Impact d'une sur-assurance santé sur le reste à charge des patients

Aurélie Pierre, Anne Gosselin, Marc Perronnin *

Carine Franc **

Résumé

En santé, un individu averse au risque choisit de s'assurer afin de réduire le risque financier associé à la maladie. L'hypothèse naïve conduit à supposer que l'introduction d'une assurance santé réduit le Reste à charge (RAC), c'est-à-dire la dépense de santé qu'il supporte *in fine* après les remboursements des organismes d'assurance maladie. Toutefois, sous l'hypothèse de sensibilité au prix de la demande de soins, la souscription d'un contrat d'assurance santé induit une modification du comportement de consommation de soins, qu'il s'agisse d'aléa moral ou d'accès aux soins. Le lien entre assurance et RAC n'est donc pas si clair.

À partir d'un panel de données individuelles d'assurés auxquels une sur-complémentaire d'assurance a été offerte (SHI), nous testons l'hypothèse selon laquelle l'assurance permet de réduire le RAC lié aux dépenses de santé (1) et nous étudions ensuite dans quelle mesure l'évolution des RAC est susceptible de caractériser une amélioration de l'accès aux soins (2).

Les résultats montrent que SHI ne réduit pas le RAC et même l'augmente pour ceux qui ont choisi de souscrire tardivement. Cette hausse du RAC observée est principalement

*. Institut de recherche et de documentation en économie de la santé (Irdes), Paris.

**. CERMES3 – Inserm U 988, UMR 8211, Site CNRS, Villejuif.

Correspondance : franc@vjf.cnrs.fr

expliquée par une hausse du recours et non par une hausse de la dépense supportée en cas de recours. Nous observons que SHI a permis une solvabilisation et une diversification de la demande de services de soins.

Summary

In health context, a risk-averse individual chooses to buy an insurance contract in order to reduce the financial risk associated with the disease. The naïve assumption would lead to suppose that the insurance reduces the residual co-payment of health expenses. However, under the price sensibility of health care demand assumption, the subscription to a health insurance contract leads to a change in health care consumptions, whether moral hazard and or access to care. Thus, the link between insurance and individual co-payment is not clear.

From a panel of individual insured data for which an supplemental health insurance was offered (SHI), we test the hypothesis (1) that insurance reduces the financial risk to health spending and then we study how the evolution of co-payment is likely to characterize the access to care (2). The results show that SHI does not reduce the co-payment and even increases it for those who have chosen to subscribe later. This increase is mainly explained by an increase in use and not to an increase in the expenditure per use. We show that SHI has resulted in a solvency and in a diversification of health care services demand.

Mots-clés : Sur-assurance santé, reste à charge, accès aux soins.

Keywords: Supplemental Health Insurance, Co-payment, Access to Care.

J.E.L. : I13

1. Introduction

Sur le marché de l'assurance santé, un individu averse au risque souscrit une assurance pour réduire son risque financier associé à la maladie, soit l'espérance de son Reste à charge¹ (RAC) déterminé par la probabilité de survenue de la maladie, le coût du traitement et le niveau de couverture d'assurance (Arrow, 1963 ; Cutler et Zeckhauser, 1999). La souscription d'un contrat d'assurance santé, sous l'hypothèse de sensibilité au prix de la demande de soins, induit une modification du comportement de consommation de soins. En choisissant de souscrire une assurance, les individus qui réalisent leurs arbitrages économiques pour déterminer leurs différents niveaux de consommation, vont réallouer les compensations reçues en cas de maladie en considérant la baisse des prix relatifs des soins (Pauly, 1968). Une hausse de la consommation de soins, souvent attribuée au phénomène d'aléa moral, peut induire une perte de bien-être collectif (Feldstein, 1973). Pauly (1968) montre, notamment, que dans le cas d'une assurance sociale, la hausse de la consommation implique mécaniquement une hausse du coût de l'assurance supportée par la collectivité et génère une perte de bien-être collectif (Bardey *et al.*, 2002). Toutefois, Feldstein (1973) et Nyman (1999) considèrent que cette perte de bien-être peut être en partie compensée par une amélioration de la satisfaction des individus (accès aux soins, qualité des soins, etc.). En effet, une amélioration de l'accès aux soins permet de solvabiliser une demande non satisfaite : en réduisant le coût effectivement supporté par le malade au moment de se soigner, l'assurance permet d'accéder à des soins qui lui auraient été inabordables (DeMeza 1983, Nyman, 1999). Ainsi, plusieurs travaux se sont intéressés au lien empirique entre assurance / dépenses de santé (Phelps, 1973 ; Manning *et al.*, 1987 ; Newhouse, 1993 ; Caussat et Glaude, 1993) et assurance / accès aux soins (De Meza, 1983 ; Nyman, 1999 ; Buchmueller *et al.*, 2004 ; Grignon *et al.*, 2007). Si de nombreuses études ont montré que l'assurance facilite l'accès aux soins, il n'est pas clair que l'individu réalise ses arbitrages de consommation en anticipant l'ensemble des coûts de l'épisode et donc son RAC. Breuil-Genier (2001) montre, par exemple, que le niveau de la couverture d'assurance joue fortement sur le premier recours de l'épisode mais pas ou peu significativement sur le contenu de ce même épisode. Ainsi, à état de santé donné et niveau d'assurance constant en $t+1$, on peut supposer que le RAC en t constitue un déterminant important de la consommation en $t+1$. À ce titre, il est essentiel de comprendre l'impact sur le RAC de la souscription à une sur-complémentaire. Par ailleurs, l'effet de l'assurance sur la charge financière supportée par les assurés est un élément déterminant de l'évaluation globale du rôle de l'assurance sur la modification de la

1. Nous nous intéressons à la dépense restant in fine à la charge des assurés bien que la maladie soit un sinistre qui ne comporte pas toujours que des conséquences financières.

consommation de soins et cet effet est loin de faire consensus dans les résultats de la recherche.

Dans une approche néophyte, l'assurance maladie a pour effet immédiat de réduire le reste à charge des assurés en remboursant en cas de maladie, tout ou partie du coût des soins. Or, cette approche repose sur un raisonnement à consommation donnée et ne tient pas compte de l'aléa moral. Le lien entre assurance et RAC est donc plus complexe que le seul lien mécanique auquel on serait en droit de penser. Cette complexité se traduit dans les résultats des études internationales qui n'ont pas permis de trancher sur l'impact de l'assurance sur le RAC.

De nombreux travaux empiriques internationaux s'intéressent à la relation entre assurance santé et RAC final des usagers du système de santé. Dans une approche descriptive², sans établir de lien de cause à effet, Waters *et al.* (2004) montrent que les assurés auprès d'une assurance privée américaine ont des RAC plus élevés que les bénéficiaires d'une assurance publique ou sans assurance. D'autres travaux, souvent contradictoires, se sont intéressés au lien causal entre assurance santé et RAC. Sepehri *et al.* (2006) montrent que l'assurance santé a permis de réduire d'environ 17 % les RAC des assurés et que cette réduction est d'autant plus forte que les revenus des individus sont faibles. À l'inverse, Johnson et Crystal (2000) montrent, toujours aux États-Unis, que non seulement les individus non assurés ont des RAC très proches de ceux des assurés mais qu'en considérant les cotisations versées, les assurés dépensent plus *in fine*. S'appuyant sur des données de panel et des méthodes économétriques de variables instrumentales, Wagstaff et Lindelow (2008) montrent qu'en Chine, l'assurance n'a pas toujours un effet significatif sur le RAC et peut augmenter la probabilité d'avoir des RAC élevés comparativement au revenu. Pour expliquer ce résultat, les auteurs montrent que les patients assurés ne consomment pas seulement plus mais changent leur modèle de recours et préfèrent recourir à une structure de soins dite plus « cotée » (*higher-level providers*).

Le lien entre assurance et RAC ne fait donc clairement pas consensus dans les travaux empiriques et plusieurs hypothèses sont généralement proposées. L'argument le plus souvent évoqué est celui de l'amélioration de l'accès aux soins : sans assurance, des individus pourraient renoncer à des soins trop onéreux alors qu'avec assurance, ces individus recourent à ces soins. Dans ce cas, l'assurance permet d'engager une dépense de santé nouvelle en sus et de réduire les dépenses de soins engagées sans assurance (Galbraith *et al.*, 2005 ; Ekman, 2007). De plus, selon Ekman (2007), si l'assurance permet d'accéder à certains soins comme des soins de dépistage et de prévention, elle favorise aussi la mise en œuvre de traitements qui peuvent être onéreux ; une fois le patient entré dans le système, il est moins enclin à renoncer à des soins (Breuil-Genier, 2001).

2. Galbraith *et al.*, 2005 ; Gulley *et al.*, 2010 proposent également des analyses descriptives.

En France, le RAC supporté par les individus représente 9,4 % du financement des dépenses de santé (Fenina *et al.*, 2010) et correspond à la dépense résiduelle après remboursements de la Sécurité sociale, d'une part, et des organismes complémentaires d'assurance maladie, d'autre part. En 2008, 94 % de la population bénéficient d'une complémentaire santé. Les travaux menés en France se sont principalement concentrés sur l'étude des RAC définis comme les tickets modérateurs, c'est-à-dire les RAC après remboursement de la sécurité sociale et sans tenir compte des dépassements. Seule une étude, basée sur des techniques de micro-simulation, analyse les RAC des malades après remboursement des organismes complémentaires. Elle montre que la dépense, supportée *in fine* par les assurés, représente un effort plus important pour les catégories les plus pauvres (Legal *et al.*, 2010).

Malgré l'importance de la question de la participation financière des patients dans la compréhension de l'accès aux soins, aucun travail, à notre connaissance, n'étudie l'impact de l'assurance sur l'évolution des RAC réellement supportés par les individus. Disposant de données individuelles et longitudinales d'assurés auxquels une sur-complémentaire d'assurance a été offerte, nous analysons l'évolution à court terme (un an), des RAC individuels sur la dépense ambulatoire (totale et par poste de soins) à la suite de l'introduction de ce contrat. Nous testons ainsi, l'hypothèse selon laquelle l'assurance permet de réduire le RAC lié aux dépenses ambulatoires (1). Nous étudions ensuite dans quelle mesure l'évolution des RAC est susceptible de caractériser une amélioration du recours et donc de l'accès aux soins (2).

2. Données et méthode

2.1. Contexte

Pour étudier l'impact de l'assurance sur la charge financière supportée *in fine* par les individus, nous considérons les RAC d'assurés auprès d'un organisme d'assurance complémentaire³ qui gère pour ses adhérents conjointement l'assurance maladie obligatoire (contrat dit PHI) et l'assurance maladie complémentaire. Jusqu'en juillet 2003, un contrat unique d'assurance complémentaire, dit CHI, était proposé aux adhérents. À cette date, l'organisme a offert à l'ensemble de ces adhérents bénéficiaires du contrat complémentaire de base la possibilité de compléter leurs remboursements en souscrivant à titre individuel, un contrat de sur-complémentaire (SHI). La prime additionnelle pour la souscription à SHI est

3. Mutuelle générale de l'équipement et du territoire (MGET) destinée aux fonctionnaires du ministère chargé de l'Équipement et de l'Écologie et à leurs ayants droit.

forfaitaire et individuelle (11 € mensuels par personne couverte)⁴ et devient gratuite à partir du troisième enfant. L'offre de cette sur-complémentaire SHI nous permet d'étudier l'impact de l'assurance sur les RAC.

Le tableau A.1 (voir annexe) présente les différences de niveau de remboursement entre l'assurance publique (PHI), la garantie du contrat complémentaire de base (CHI) et la sur-complémentaire (SHI), qui offre essentiellement des compléments de remboursements sur les postes de dépenses avec dépassements (dentaire, optique, consultations).

2.2. Échantillon

L'échantillon exploité dans cette analyse a été constitué à partir des données issues du fichier administratif concernant les adhérents de l'organisme entre janvier 2001 et décembre 2005, soit 2 ans et demi avant et 2 ans et demi après la mise en place de SHI. Pour chaque bénéficiaire, nous disposons d'informations socioéconomiques et démographiques renseignées en décembre 2005 : âge, sexe, situation administrative (étudiant, actif, retraité, sans profession), situation familiale (chef de famille, conjoint, enfant), tranche d'indice de salaire⁵, département de résidence, date du passage à la retraite et date de souscription pour les adhérents à SHI. À l'exception de l'âge, nous supposons que ces variables restent inchangées au cours du temps. Enfin, nous disposons de l'ensemble des dépenses de santé et des remboursements par individu et par type de soins entre janvier 2001 et décembre 2005 : consultations, dentaire, pharmacie, optique, hospitalisation et autres. L'ensemble de ces données nous permet de calculer, pour la première fois en France, des RAC nets.

L'échantillon comporte 18 126 individus, tous bénéficiaires de CHI⁶. Il se compose de 63 % d'hommes (contre 48 % en population générale) et d'assurés plus âgés que la population générale (49,5 ans en moyenne contre 39,5 en 2005 selon l'Insee) du fait de la nature des professions exercées par les assurés de CHI et de la proportion de retraités. Parmi les individus qui ont souscrit SHI (20 %), 42 % ont adhéré immédiatement, soit au second semestre 2003 ($s=6$), 23 % au premier semestre 2004 ($s=7$), 13 % au second semestre 2004 ($s=8$), 11 % au premier semestre 2005 ($s=9$), 10 % au second semestre 2005 ($s=10$). Les RAC des souscripteurs de la dernière période ($s=10$) ne sont observés que sur un semestre,

4. La prime du contrat de base (CHI) est inversement proportionnelle au salaire.

5. Les montants bruts mensuels correspondant aux tranches de revenu : Indice 1 : < à 1 345 € ; indice 2 : de 1 346 à 1 790 € ; Indice 3 : de 1 791 à 2 238 € ; Indice 4 : de 2 239 à 3 110 € et Indice 5 : > à 3 111 €.

6. L'échantillon a été construit de manière à être représentatif des bénéficiaires de CHI. Les auteurs se proposent de donner plus d'informations sur demande.

alors que nous étudions l'impact de SHI sur les RAC au cours de l'année qui suit la souscription. Les derniers souscripteurs ne sont donc pas pris en compte dans l'analyse économétrique. En 2005, la dépense annuelle moyenne de soins ambulatoires est de 1 358 € (*vs* 1 265 € pour la population générale, Comptes nationaux de la santé 2005).

2.3. Variable d'intérêt : le RAC

En 2005, le reste à charge ambulatoire individuel moyen s'élève à près de 200 € : 29 € pour les consultations, 45 € pour les soins dentaires, 39 € pour la pharmacie, 34 € pour l'optique et 53 € regroupés dans le poste « autres » (Tableau A.2, en annexe). Les RAC annuels sont toujours plus élevés pour les femmes : 258 € en moyenne contre 165 € pour les hommes (42 € contre 21 € pour les consultations, 56 € contre 38 € pour les soins dentaires et 61 € contre 26 € pour la pharmacie, voir Tableau A.3, en annexe). Les plus âgés supportent également des RAC ambulatoires plus élevés : respectivement 145 €, 293 € et 266 €, pour les individus âgés entre 20 et 44 ans, entre 65 et 79 ans et pour les 80 ans et plus (voir Tableau A.3). Enfin, les individus appartenant à la dernière tranche d'indice salarial (les plus aisés) ont des RAC plus importants en moyenne que les individus appartenant aux tranches d'indice 2, 3 et 4 : 311 € au total contre 175 € pour les assurés appartenant à la 2^e tranche d'indice salarial (47 € contre 25 € pour les consultations, 96 € contre 36 € pour le dentaire, 42 € contre 35 € pour la pharmacie, 49 € contre 32 € pour l'optique). En revanche, les individus appartenant à la première tranche de revenu, c'est-à-dire les plus modestes, font face à un RAC total plus élevé que celui de personnes appartenant aux tranches d'indice 2 et 3, mais reste toutefois inférieur à celui des plus aisés : 221 € contre 311 €, en moyenne, avec des différences très marquées en fonction des postes de soins. En effet, les plus modestes supportent les RAC les plus élevés pour les dépenses de médicaments (68 €) alors que le RAC lié aux soins dentaires et à l'optique sont les plus faibles (respectivement 31 € et 25 €).

En étudiant plus précisément les RAC supportés avant la souscription, nous constatons qu'ils sont plus élevés pour les individus qui ont souscrit SHI rapidement (à $s=6$ et $s=7$) en comparaison de ceux des individus qui n'ont jamais souscrit SHI : respectivement 135 € et 93 € pour les souscripteurs à $s=6$ et $s=7$ contre 85 € et 106 € de RAC pour les non souscripteurs aux mêmes semestres (voir Tableau A.4, en annexe). À l'inverse, les assurés ayant souscrit tardivement (à $s=8$ et $s=9$) supportaient, *ex-ante* la souscription à SHI, des RAC inférieurs à ceux des individus ne l'ayant jamais souscrite. Ces différences peuvent traduire des besoins de soins (révélés ou non) spécifiques à chaque type de souscripteurs et conduire à des effets différenciés de SHI selon la période de souscription. Dans notre modèle, nous nous attacherons à prendre en compte le semestre de souscription à SHI.

2.4. Modélisation économétrique

Le RAC (total et par poste de soins j) peut être formalisé comme l'espérance du reste à charge conditionnelle au fait d'avoir recouru au moins une fois aux soins, pondérée par la probabilité de recourir au moins une fois aux soins⁷.

$$E(RAC_j) = E(RAC_j | \text{recours}_j \geq 1) \times p(\text{recours}_j \geq 1)$$

La modélisation économétrique s'organise autour de cette décomposition.

(1) Le premier modèle s'intéresse au RAC : nous testons l'hypothèse selon laquelle l'assurance permet de réduire la charge financière supportée *in fine* par les assurés.

(2) Le second modèle analyse conjointement la probabilité de recourir au moins une fois à un soin et le RAC conditionnellement au recours : nous analysons ainsi dans quelle mesure l'évolution du RAC peut caractériser une amélioration du recours et donc de l'accès aux soins.

Nous utilisons des modèles à erreurs composées avec la spécification de Mundlak (1978). L'approche de panel, à l'inverse d'une analyse transversale, permet de mieux appréhender l'effet de l'assurance dans le temps en tenant compte, autant que possible, des phénomènes d'anti-sélection. En effet, ceux qui ont souscrit rapidement la sur-complémentaire sont ceux qui, avant la souscription, avaient les RAC les plus élevés. La spécification de Mundlak permet de considérer la corrélation entre les régresseurs et les effets individuels fixes dans le temps, c'est-à-dire la partie des résidus, propre à chaque individu et constante dans le temps (les préférences, l'aversion au risque, etc.).

Sur la base de ces modèles, nous modélisons les RAC semestriels individuels notés RAC_{is} où i est l'individu et s le semestre ($s=1, \dots, 10$). La souscription à SHI est représentée par $I_{is6}, I_{is7}, I_{is8}, I_{is9}, I_{is10}$. Nous supposons donc implicitement que la souscription à la sur-complémentaire est exogène aux variables inobservées. Des variables de contrôle connues pour influencer la demande de soins et introduites dans les modèles sont représentées par les vecteurs : X_{is} (vecteur des variables d'âge) et Z_i (vecteur des caractéristiques individuelles considérées comme stables sur notre période d'observation : genre, revenu, indice de salaire de l'assuré principal, situation sur le marché du travail, département de résidence, le statut dans le contrat CHI). Les vecteurs sem_s et I_i représentent respectivement les effets fixes temporels semestriels et la spécification de Mundlak.

7. l'espérance du RAC sans recours est par définition nulle.

2.5. Modèle 1 – hypothèse SHI réduit le RAC

Afin d'étudier l'effet de la sur-complémentaire sur RAC, nous modélisons simplement :

$$RAC_{is} = \alpha_1 + \gamma_1 X_{is} + \beta_1 Z_i + \delta_1 I_{is} + \lambda_1 sem_s + \Psi I_i + v_i + \epsilon_{is} \quad (1)$$

Avec v_i le résidu individuel fixe dans le temps et ϵ_{is} le résidu individuel variable dans le temps tels que v_i et ϵ_{is} sont non corrélés entre eux et ce, $\forall i, s$; v_i et v_l sont non corrélés $\forall i \neq l$; ϵ_{is} sont non corrélés 2 à 2 et enfin, les résidus sont non corrélés aux variables explicatives.

2.6. Modèle 2 – hypothèse d'un effet du recours dans l'évolution des RAC

Afin d'étudier l'effet de SHI sur le RAC ajusté par l'effet sur le recours aux soins, nous utilisons un modèle à deux étapes : 1/ nous modélisons Rec_{is} , la probabilité de recourir au moins une fois à un soin pour l'individu i au semestre s ; 2/ nous modélisons le RAC conditionnellement au fait d'avoir recouru au moins une fois.

$$Rec_{is} = 1 \text{ si } rec_{is}^* > 0 \text{ avec } rec_{is}^* = \alpha_2 + \gamma_2 X_{is} + \beta_2 Z_i + \delta_2 I_{is} + \lambda_2 sem_s + \Psi I_i + \mu_i^1 + \eta_{is}^1 \quad (2-1)$$

$$RAC_{is|Rec_{is}=1} = \alpha_3 + \gamma_3 X_{is} + \beta_3 Z_i + \delta_3 I_{is} + \lambda_3 sem_s + \Psi I_i + \mu_i^2 + \eta_{is}^2 \quad (2-2)$$

Avec μ_i^1 et μ_i^2 les résidus individuels fixes dans le temps et η_{is}^1 et η_{is}^2 les résidus individuels variables dans le temps. Les hypothèses standards sont faites sur les résidus : $\forall i, s$; μ_i^1 et μ_i^2 sont respectivement non corrélés à η_{is}^1 et η_{is}^2 ; $\forall i \neq l$; μ_i^1 et μ_l^2 sont respectivement non corrélés à μ_l^1 et μ_l^2 ; η_{is}^1 et η_{is}^2 sont respectivement non corrélés; enfin, les résidus sont non corrélés aux variables explicatives.

Pour chacun des modèles (1) et (2), nous analysons le RAC et RAC_j (par postes de soins). Les estimations sont obtenues à partir de la méthode GEE (« *Generalized Estimating Equations* »), méthode semi paramétrique développée par Liang et Zeger (1986) permettant de faire des hypothèses très souples concernant la loi suivie par les résidus : pour (1) et (2-2), aucune hypothèse n'est nécessaire; pour (2-1), du fait du caractère binaire (probit), nous supposons que $(\mu_i^1 + \eta_{is}^1)$ suit une loi normale sans aucune spécification sur les résidus un à un. L'estimation se fait en minimisant la somme des carrés des résidus généralisés.

3. Résultats

Les résultats de ces modèles sont reportés dans les tableaux A.5 et A.6 (voir annexe).

3.1. Effet de SHI sur le RAC des soins ambulatoire

Les résultats montrent que SHI n'a pas d'effet sur le RAC des assurés qui ont souscrit le contrat immédiatement ($s=6$). En revanche, le RAC des assurés qui ont souscrit SHI aux semestres suivants (7, 8 et 9) augmente significativement (avec respectivement + 37 €, + 41 € et + 42 € par semestre).

L'analyse par type de soins apporte des éléments complémentaires. Pour les dépenses de pharmacie, quel que soit le semestre auquel l'individu a décidé de souscrire SHI, il s'ensuit une hausse de sa dépense résiduelle : entre + 14 % et + 25 % (Tableau A.4). La tendance est identique pour les soins dentaires, entre + 107 % et + 146 %, avec toutefois une hausse non significative pour les premiers souscripteurs. En revanche, pour les consultations et les dépenses d'optique, l'évolution du RAC est clairement liée au semestre de souscription : les RAC diminuent sensiblement pour les premiers à avoir souscrit SHI (respectivement - 24 % et - 42 % pour les consultations et l'optique à $s=6$) alors qu'ils augmentent pour les individus ayant souscrit SHI plus d'un an après sa mise en place (respectivement + 34 % et + 33 % pour les consultations et l'optique à $s=9$).

3.2. Effet de SHI sur le recours et le RAC conditionnel

Après la souscription de SHI, la probabilité d'avoir au moins un recours augmente de façon significative sur tous les postes de soins ambulatoires. Particulièrement élevée pour l'optique (entre 4,3 et 6,3 points, soit une hausse de la probabilité de 40 % à 58 %) et le dentaire (entre 3,9 et 13,5 points soit entre 16 % et 56 %), cette hausse du recours est toujours plus élevée pour les assurés n'ayant pas souscrit SHI immédiatement. Par exemple, l'effet de SHI sur la probabilité de recours au médecin est 6 fois plus élevé pour les souscripteurs du semestre 9 par rapport aux souscripteurs du semestre 6. Il en est de même pour les autres postes de soins (1,4 fois plus élevé pour l'optique, 3 fois plus élevé pour le dentaire et 7 fois plus élevé pour la pharmacie).

Alors que la souscription à SHI impacte fortement la probabilité de recours quelle que soit la période de souscription, son effet sur le RAC conditionnel n'est significatif que pour les souscripteurs tardifs (à $s=7$, $s=8$ et $s=9$), comme pour l'analyse du RAC (1). L'analyse par poste de soins permet de constater que l'effet de SHI est fortement négatif sur les RAC en optique de tous les souscripteurs (jusqu'à - 92 € par semestre pour les premiers souscripteurs, soit une baisse de 64 % du RAC). L'effet de SHI sur le RAC des autres types de soins dépend très clairement de la période de souscription : pour les premiers souscripteurs, le RAC des consultations diminue (- 4 € par semestre) au profit du RAC sur la pharmacie et des autres types de soins (respectivement + 2 € et + 8 € par semestre). En revanche, ceux

qui n'ont pas souscrit SHI immédiatement ont un RAC sur les soins dentaires qui augmente (par exemple, + 57 € par semestre pour $s=7$), à l'exception des derniers souscripteurs ($s=9$) pour qui la hausse n'est pas significative.

3.3. Effet du revenu sur le RAC dans les modèles (1) et (2)

Pour (1) : Indépendamment de la souscription éventuelle de SHI, le revenu joue un rôle sur les RAC des soins ambulatoires : les assurés appartenant aux 2 tranches d'indice les plus élevées ont un RAC significativement plus élevé que les plus modestes (voir Tableau A.6, en annexe). L'analyse des RAC par poste de soins apporte des éléments complémentaires. L'effet du revenu prend une forme en « J » sur le RAC des consultations : toutes choses égales par ailleurs, les individus ayant les revenus les plus faibles (indice 1) ont des RAC des consultations plus élevés que ceux appartenant aux tranches de revenu intermédiaires même s'ils restent inférieurs à ceux des individus appartenant à la tranche de revenu la plus élevée (indice 5). Les RAC des dépenses d'optique et de dentaire, quant à eux, sont d'autant plus importants que le revenu est élevé. À l'inverse, le RAC associé aux dépenses de pharmacie est toujours plus élevé pour les individus les plus pauvres.

Pour (2) : le revenu est significativement lié à la probabilité de recours et au RAC conditionnel : les individus appartenant aux tranches d'indice de revenu 2, 3 et 4 ont une plus forte probabilité de recourir à un soin que ceux appartenant à la première tranche (de + 2 à + 4 pts). En revanche, la probabilité de recours des individus les plus aisés, n'est pas significativement plus élevée. Comme dans le modèle (1), les assurés appartenant aux 2 tranches d'indice les plus élevées ont un RAC conditionnel sur les soins ambulatoires significativement plus élevé que les plus modestes. L'effet sur le recours aux consultations du médecin est comparable à celui sur le recours aux soins ambulatoires (« en cloche ») alors que l'effet du revenu sur RAC conditionnel suit une forme en « J ». Pour le recours aux soins dentaires, l'effet du revenu est toujours positif et significatif : pour les individus associés aux niveaux de revenu 2, 3 et 4, la probabilité de recours est de 3 à 11 points supérieure à celle des individus les plus modestes. Par ailleurs, l'effet du revenu sur le RAC conditionnel est non significatif sauf pour les individus appartenant à la tranche supérieure de revenu (+ 24 € par semestre). Pour l'optique, l'effet du revenu est positif et significatif tant sur la probabilité de recours que sur le RAC conditionnel. Pour les dépenses de pharmacie, si l'effet du revenu n'est pas clair sur la probabilité de recours, il est significativement négatif sur le RAC conditionnel : les plus pauvres ont un RAC conditionnel plus élevé que tous les autres individus.

3.4. Effets de l'âge et du genre sur le RAC dans les modèles (1) et (2)

- L'âge a un effet significatif et positif sur le RAC ambulatoire (1), le recours (2) et le RAC conditionnel (2-2) : + 2 € par année additionnelle pour le RAC (1) et + 2,3 € pour le RAC conditionnel au recours (2-2). La probabilité de recourir au moins une fois à une consultation ou à la pharmacie diminue jusqu'à un certain âge pour augmenter fortement ensuite. Les RAC liés à la pharmacie augmentent d'autant plus vite que l'âge est important (voir Figure A.1, en annexe). Pour les soins dentaires et optiques, l'effet de l'âge sur le RAC (1) et le recours (2) est également croissant jusqu'à un certain âge puis décroissant ensuite (voir Figure A.2, en annexe). Cet effet se retrouve sur le RAC conditionnel du poste optique. Ce résultat semble cohérent dans la mesure où les besoins de soins des plus âgés changent.
- Pour tous les postes de soins, les femmes ont des RAC plus élevés que les hommes (+ 8 € par semestre pour les consultations). De même, la probabilité de recourir à un soin quel qu'il soit, ainsi que les RAC conditionnels, sont plus importants pour les femmes.

4. Discussion

Les résultats du modèle (1) invalident l'hypothèse selon laquelle l'assurance permet de réduire la charge financière liée aux dépenses de santé supportée par les assurés. En effet, l'introduction de SHI ne diminue pas le RAC ambulatoire supporté par les assurés : le RAC a stagné pour les premiers souscripteurs (à $s=6$) et a augmenté pour tous les autres souscripteurs (à $s=7$, $s=8$ et $s=9$). L'analyse par poste de soins permet de mieux comprendre ces résultats. Pour les premiers souscripteurs, la sur-complémentaire a permis de réduire la charge financière de certains soins, les consultations et les dépenses d'optique, au profit d'autres postes de soins, les dépenses dentaires et de pharmacie, sans finalement modifier le montant total alloué à la santé. Il s'agit d'une réallocation des dépenses de santé individuelles entre les postes de soins. En revanche, les souscripteurs de SHI aux semestres suivants ($s=7$ à 9) supportent des RAC plus élevés pour tous les postes de soins à l'exception de l'optique.

Les analyses de l'effet de SHI sur la probabilité de recours à au moins un soin (en général ou par poste de soins) et sur le RAC conditionnel – modèle (2) – apportent des éléments complémentaires à travers deux résultats essentiels. Premièrement, SHI impacte fortement la probabilité de recourir au moins une fois à un soin, quel qu'il soit. Ce résultat corrobore les nombreux travaux, réalisés en France, mettant en évidence le rôle de l'assurance santé sur l'accès et/ou le renoncement aux soins (Buchmueller *et al.*, 2004 ; Raynaud, 2005 ; Jusot et Wittwer, 2009 ; Perronnin *et*

al., 2010 ; Dourgnon *et al.*, 2011). Toutefois, comme dans le modèle (1), l'impact de l'assurance SHI sur le recours diffère selon le semestre de souscription : l'effet de SHI sur le recours est plus important pour les souscripteurs tardifs, notamment sur le recours aux soins optiques et dentaires. Par exemple, un souscripteur de SHI au premier semestre ($s=6$) a une probabilité de consommer des soins dentaires de près de 16 % supérieure à celle d'un non souscripteur mais de 27 % inférieure à celle d'un individu qui a souscrit au semestre suivant ($s=7$) et de 40 % inférieure à celle de l'individu qui a souscrit plus tard encore ($s=8$). Rappelons en sus, que les souscripteurs tardifs supportaient avant leur souscription les RAC les plus faibles (par rapport à tous les individus), ce qui peut être interprété de deux façons : soit ces individus étaient en meilleur état de santé et avaient peu besoin de recourir au système, soit leurs dépenses de soins *ex ante* ne permettaient pas d'appréhender parfaitement leurs besoins de soins. Alors que dans le premier cas, la hausse du recours et du RAC traduit un comportement d'aléa moral, dans le deuxième cas, la hausse du recours et du RAC correspond à une solvabilisation de la demande de soins.

La comparaison entre le RAC (1) et le RAC conditionnel permet de mettre en évidence un certain nombre de résultats : l'effet de la sur-complémentaire sur les soins ambulatoires est similaire dans les deux modèles quelle que soit la date de souscription. Ce constat cache pourtant des comportements de consommation très différenciés selon les postes de soins. Pour certains postes, comme le poste « pharmacie », l'effet de SHI obtenu sur le RAC (1) est essentiellement expliqué par la hausse du recours. Concernant le poste des dépenses en optique, les effets sont plus contrastés : s'il est clair que SHI favorise fortement le recours, l'impact le plus important reste, néanmoins, un allègement du RAC conditionnel. En d'autres termes, les individus qui ont besoin de soins en optique ont surtout pu bénéficier d'une réduction de leur RAC en cas de recours.

Le fait de travailler sur le RAC et non uniquement sur la dépense permet d'appréhender de façon nouvelle l'augmentation des dépenses de santé inhérente à l'introduction d'une sur-assurance. En acceptant d'augmenter leur contribution financière aux dépenses de santé ou de réallouer les baisses de certains RAC sur d'autres postes de soins, les consommateurs supposés rationnels maximisent leur satisfaction et améliorent leur état de santé. De fait, la hausse du RAC est en partie due à la hausse du recours, dans tous les postes de soins, pour tous les souscripteurs. Cette dépense peut aussi refléter un investissement dans la santé (bien durable) dont l'objectif est d'améliorer l'état de santé à moyen et long terme, notamment, en accédant aux soins nécessaires au moment opportun.

Nos résultats sont confortés par l'analyse de l'effet du revenu sur le RAC : les assurés les plus modestes supportent des RAC liés aux consultations de médecins plus faibles que ceux des assurés les plus aisés mais malgré tout plus élevés que ceux des assurés appartenant aux tranches d'indice intermédiaires. Cette forme en

« J », également mise en évidence par Legal *et al.* (2010), peut refléter un état de santé plus dégradé des personnes à bas revenus ce qui, implicitement, confirme que les dépenses de santé *ex ante* ne sont qu'un proxy imparfait de l'état de santé (du risque santé). En effet, contrairement aux consultations de médecins, qui reflètent des soins de premier recours, le recours comme le RAC sur les soins plus coûteux, dits moins « urgents » et plus faciles à reporter, comme les soins dentaires, est toujours plus faible pour les individus les plus modestes. À l'inverse, ces individus supportent bien les RAC de pharmacie les plus élevés.

Notons que notre analyse comporte quelques limites. Notre échantillon est composé d'assurés ainsi que d'ayants droits avec, pour chaque contrat, un assuré principal dont le statut est celui de fonctionnaire territorial. Certaines précautions doivent être prises quant à l'extrapolation des résultats à l'ensemble de la population bien qu'il n'y ait toutefois pas de raison particulière de supposer que les fonctionnaires se comportent différemment des autres assurés face à l'introduction d'une sur-complémentaire.

Par ailleurs, si notre base de données a permis d'obtenir des informations précieuses sur les véritables restes à charge, nous n'observons pas l'état de santé, ce qui peut conduire à surestimer l'impact de l'assurance sur les RAC, si la souscription de SHI est liée à un choc d'état de santé inobservable induisant une augmentation des RAC. La comparaison par période de souscription repose également sur l'hypothèse que les différences de RAC entre souscripteurs sont stables au cours du temps. Nous avons donc envisagé l'utilisation d'un modèle dynamique qui tient compte de ces évolutions. Cependant, et comme souvent, il s'avère que les différents estimateurs de ces modèles (Arellano et Bond (1992), Blundell et Bond (1998), etc.) se sont révélés extrêmement instables, rendant ainsi très arbitraires les différents effets de SHI.

Notons enfin que comme pour l'ensemble des travaux testant le lien causal de l'assurance sur le RAC (Wagstaff et Lindelow, 2005 ; Sepehri *et al.*, 2006 ; Ekman, 2007), notre recherche évalue l'impact d'une assurance sur la charge financière de court terme (deux ans et demi maximum après la souscription de SHI). Or, certains travaux ont mis en évidence que la modification des comportements de consommation de soins du fait de l'assurance comme le phénomène de l'aléa moral pouvait ne pas persister dans le temps et être essentiellement due à des effets de rattrapage (Chen *et al.*, 2004 ; Grignon *et al.*, 2008). Dans le prolongement des travaux cherchant à mesurer l'impact de l'assurance sur le RAC, il serait intéressant d'étudier celui sur le RAC de plus long terme.

Références

- Arrow, K. 1963. "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care", *The American Economic Review*, 53/5. 941-973.
- Bardey, D., Couffinhal, A. et Grignon, M. 2002. « Trop d'assurance peut-il être néfaste ? Théorie du risque moral ex post en santé », *Questions d'Économie de la Santé* n° 94, IRDES.
- Buchmueller, T., Couffinhal, A. et Perronnin, M. 2004. "Access to Physician Services: Does Supplemental Insurance Matter? Evidence from France". *Health Economics* 13. 669-687.
- Breuil-Genier, P. 2001. « Comment définir des épisodes de soins ? Une application à partir de l'enquête Santé 1991-1992 ». *Économie Publique*, 09 - 2001/3. 137-160.
- Caussat, L., Glaude, M. 1993. « Dépenses médicales et couverture sociale », *Économie et Statistique*, 265. 31-43.
- Chen, L.W., Zhang, W., Meza, J., Fraser, R., Mueller, K.J., Tej Adidam, P., Pol, L. et Shea, D.G. 2004. "Pent-up Demand: Health Care Use of the Uninsured Near Elderly", *ERIU Working Paper* 26.
- Cutler, D.M. et Zeckhauser, R.J. 1999. "The Anatomy of Health Insurance", *NBER Working Paper Series* n° 7176.
- De Meza, D. 1983. "Health Insurance and the Demand for Medical Care" *Journal of Health Economics* vol 2 Issue 1. 47-54.
- 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, DREES n° 161, 2011/09. 85-96.
- Ekman, B. 2007. "Catastrophic Health Payments and Health Insurance: Some Counter Intuitive Evidence from One Low-come Country", *Health Policy*, 83. 304-313.
- Feldstein, M.S. 1973. "The Welfare Loss of Excess Health Insurance", *Journal of Political Economy*, 81(1). 251-280.
- Fenina, A., Le Garrec, M.A., KoubiM. 2010. « Comptes nationaux de la santé 2009 », *Études et Résultats*, n° 736, DREES.
- Galbraith, A.A., Wong, S.T., Kim, S.E., Newachek, P.W. 2005. "Out of Pocket Financial Burden for Low-Income Families with Children: Socioeconomic Disparities and Effects of Insurance", *Health Services Research*, 40/6, Part 1. 1722-1736.
- 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*, 17/2. 203-219.
- Gulley, S.P., Rasch, E.K., Chan, L. 2010. "Ongoing Coverage for Ongoing Care: Access, Utilization, and out-of-Pocket Spending Among Uninsured Working-Aged Adults with Chronic Health Care Needs", *The American Journal of Public Health*, 101/2. 368-375.
- Johnson, R.W., Crystal, S. 2000. "Health Insurance and Health Plan Choice", *Health Services Research* 35/5, Part 1. 911-932.
- Jusot, F., Wittwer, J. 2009. « L'accès financier aux soins en France : bilan et perspectives » in *Au chevet de la santé. Quel diagnostic ? Quelles réformes ?*, *Regards Croisés sur l'Économie* n°5, Editions La Découverte, Paris.
- Legal, R., Raynaud, D., Vidal, G. 2010. « Financement des dépenses de santé et restes à charge des ménages : une approche par micro-simulation », *Comptes nationaux de la santé 2009*, DREES.
- Liang, K.Y., Zeger, S.L. 1986. "Longitudinal Data Analysis for Discrete and Continuous Outcomes", *Biometrics*. 42/1. 121-130.
- Manning, W.G., Newhouse, J.P., Duan, N., Keeler, E.B., Leibowitz, A., Marquis, S.M. 1987. "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment", *American Economic Review*, 77/3. 251-277.
- Mundlak, Y. 1978. "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data", *Econometrica*, 46. 69-85.
- Newhouse, J.P. 1993. *Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Harvard University Press.
- Nyman, J. 1999. "The Value of Health Insurance: The Access Motive", *Journal of Health Economics* 18. 141-152.

Pauly, M.V. 1968. "The Economics of Moral Hazard: Comment", *The American Economic Review* 58/3. 531-537.

Perronnin, M., Franc, C., Pierre, A. 2010. "Supplemental Health Insurance and Healthcare Spending. A Dynamic Approach of Moral Hazard Phenomenon", *Document de travail IRDES*.

Phelps, C.E. 1973. "Demand for Insurance: A Theoretical and Empirical Investigation", *Rand Report R-1054-OEO*, Santa Monica.

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

Sepehri, A., Sarma, S., Simpson, W. 2006. "Does Non-profit Health Insurance Reduce Financial Burden? Evidence from the Vietnam Living Standard Survey Panel", *Health Economics* 15. 603-616.

Wagstaff, A., Lindelow, M. 2008. "Can Insurance Increase Financial Risk? The Curious Case of Health Insurance in China", *Journal of Health Economics*, 27. 990-1005.

Waters, H.R., Anderson, G.F., Mays, J. 2004. "Measuring Financial Protection in Health in the United States", *Health Policy* 69. 339-349.

Annexe

Tableau A.1 : PHI, CHI et SHI : les garanties offertes de chacun des contrats pour les différents postes de soins

Services de santé	PHI	CHI	SHI
Soins de médecins (consultations, visites, actes médicaux)	70% TC	30% TC	+30% TC
Soins dentaire			
Soins conservateurs dentaires	70% TC	30% TC	/
Prothèses dentaires / Orthodontie	70% ou 100% TC	140% ou 115% TC	+105% ou +135% TC
Autres frais (actes chirurgicaux, radiologie)	70% TC	30% TC	+30% TC
Pharmacie			
vignettes blanches	65% TC	35% TC	/
vignettes bleues	35% TC	60% TC	/
Optique			
Verres	65% ou 100% TC	900% ou 865% TC	+ 92 € ou +31 €
Montures	65% ou 100% TC	55 €	+ 61 €
Lentilles	0 € ou 65% TC ou 100% TC	115 €	+115 €
Autres prescriptions			
Soins auxiliaires, analyses	60% TC	40% TC	/
Orthopédie	65% ou 100% TC	130% TC	/
Prothèses acoustiques	65% ou 100% TC	260% ou 230% TC	/
Hospitalisation			
Etablissements non conventionnés			
Honoraires médicaux	80% ou 100% TC	20% ou 0% TC	+30% TC
Frais de séjour	80% ou 100% TC		
Forfait hospitalier*	/	14 €*	/
Etablissements conventionnés	Tarif négocié	Tarif négocié	Tarif négocié
Autres types de soins			
Transport médical	65% TC	35% TC	/
Cures thermales	65% ou 70% TC	entre 20% et 35% TC	/

*10€ pour une hospitalisation psychiatrique et 14€ sinon
TC: Tarif de Convention

Figure A.1 : Périodes d'observation

Tableau A.2 : Montants moyens des dépenses et des RAC sur l'année 2005

	Dépense		RAC AMO*		RAC AMC [§]	
	€	%	€	%	€	%
Consultations	177,8	13,1	67,3	12,7	28,7	14,4
Dentaire	145,8	10,7	102,2	19,3	44,6	22,3
Pharmacie	507	37,4	154,8	29,2	39,1	19,6
Optique	83	6,1	80	15,1	34,3	17,2
Autres	442,7	32,6	125	23,6	52,9	26,5
Total	1356,3	100	529,3	100	199,6	100

*RAC AMO : RAC après remboursement de PHI

§ RAC AMC : RAC après remboursement de CHI

Tableau A.3 : Montants moyens des RAC AMC[§] sur l'année 2005
par genre, âge et tranche d'indice salarial

	N	Total	Consultations	Dentaire	Pharmacie	Optique	Autre
Genre							
Hommes	11084	164,9	21,0	38,1	26,2	31,5	48,2
Femmes	7042	257,7	41,7	55,5	60,7	39,0	60,8
Indice de revenu							
Indice 1	1276	221,3	34,8	30,5	67,8	24,4	63,8
Indice 2	10212	175,3	25,0	36,0	35,3	31,6	47,3
Indice 3	3785	213,6	30,0	52,5	39,1	37,2	54,8
Indice 4	1855	236,5	33,7	57,5	41,8	42,1	61,3
Indice 5	998	312,1	46,8	97,1	41,5	49,0	77,7
Age							
moins de 20 ans	3396	84,3	18,4	23,3	8,7	9,4	24,5
20/44 ans	2153	145,2	30,6	31,2	23,4	23,6	36,3
45/64 ans	8671	215,9	30,1	50,0	40,4	46,6	48,9
65/79 ans	2948	293,8	34,8	61,2	70,6	39,2	87,9
80 ans et +	958	266,3	30,5	47,3	61,1	27,2	100,1
Ensemble	18126	199,6	28,7	44,6	39,1	34,3	52,9

§ RAC AMC : RAC après remboursement de CHI

Les montants bruts mensuels correspondant aux tranches de revenu : Indice 1 : < à 1 345 € ; indice 2 : de 1 346 à 1 790 € ; Indice 3 : de 1 791 à 2 238 € ; Indice 4 : de 2 239 à 3 110 € et Indice 5 : > à 3 111 €.

Tableau A.4 : RAC semestriels moyens avant la souscription de SHI

	N	s=1	s=2	s=3	s=4	s=5	s=6	s=7	s=8	s=9	s=10
Sans SHI	9458	71,4	66,2	85,1	74,0	85,4	73,4	88,1	80,8	97,0	92,1
Souscription SHI S=6	3676	113,9	115,6	135,5	124,6	134,6	/	/	/	/	/
Souscription SHI S=7	1987	96,9	93,2	99,4	92,9	111,8	92,7	/	/	/	/
Souscription SHI S=8	1150	71,8	69,0	84,0	76,6	88,2	73,5	92,0	/	/	/
Souscription SHI S=9	953	66,2	60,4	65,2	79,6	79,8	82,0	101,9	85,9	/	/
Souscription SHI S=10	902	63,5	64,9	79,3	70,5	103,1	82,7	80,8	79,9	114,9	/

Figure A.2 : Probabilité de recours au médecin et à la pharmacie selon l'âge

Figure A.3 : RAC (1) sur les soins dentaires et probabilité de recours en fonction de l'âge

Tableau A.5 : Effets marginaux de SHI sur le RAC,
sur la probabilité de recours et sur le RAC conditionnel

	RAC (i)			PR. Recours (ii-1)			RAC conditionnels (ii-2)		
	var. €	var. %	pr.	var. pts	var. %	pr.	var. €	var. %	pr.
RAC total									
<i>ref. pas de souscription SHI</i>									
souscription SHI S=6	3,4	3,9	0,473	2,2	2,5	***	1,9	1,9	0,715
souscription SHI S=7	36,6	42,0	***	5,9	6,5	***	32,9	33,8	***
souscription SHI S=8	40,9	46,9	***	7,5	8,3	***	34,7	35,6	***
souscription SHI S=9	41,9	48,0	***	8,2	9,1	***	29,8	30,6	**
RAC CONSULTATIONS									
<i>ref. pas de souscription SHI</i>									
souscription SHI S=6	-3,2	-23,9	***	2,0	2,5	***	-4,0	-25,4	***
souscription SHI S=7	-1,3	-9,7	0,147	6,7	8,2	***	-3,2	-20,3	**
souscription SHI S=8	0,6	4,7	0,553	7,9	9,6	***	-2,0	-12,7	0,130
souscription SHI S=9	4,5	34,1	***	11,0	13,4	***	0,9	5,8	0,446
RAC DENTAIRE									
<i>ref. pas de souscription SHI</i>									
souscription SHI S=6	3,7	17,8	0,235	3,9	16,1	***	1,5	1,7	0,881
souscription SHI S=7	30,1	146,1	***	10,3	43,1	***	57,4	67,6	***
souscription SHI S=8	26,4	128,1	**	13,5	56,3	***	53,0	62,5	*
souscription SHI S=9	22,1	107,4	**	11,6	48,5	***	36,8	43,4	0,120
RAC PHARMACIE									
<i>ref. pas de souscription SHI</i>									
souscription SHI S=6	2,3	13,5	**	1,4	1,7	*	2,3	11,2	**
souscription SHI S=7	2,6	15,2	**	5,6	6,8	***	0,7	3,6	0,431
souscription SHI S=8	2,8	16,2	*	7,4	9,0	***	0,1	0,7	0,925
souscription SHI S=9	4,3	24,9	***	10,2	12,5	***	0,3	1,7	0,824
RAC OPTIQUE									
<i>ref. pas de souscription SHI</i>									
souscription SHI S=6	-6,5	-42,2	***	4,3	39,7	***	-91,9	-63,8	***
souscription SHI S=7	-4,4	-28,7	**	6,1	56,5	***	-87,3	-60,6	***
souscription SHI S=8	-1,7	-11,3	0,265	6,3	58,4	***	-64,4	-44,7	***
souscription SHI S=9	5,1	33,1	0,106	6,1	56,1	***	-55,3	-38,4	***
RAC AUTRES									
<i>ref. pas de souscription SHI</i>									
souscription SHI S=6	7,1	33,8	*	2,4	3,7	**	8,4	25,7	*
souscription SHI S=7	9,6	46,2	***	7,0	11,0	***	10,7	32,8	**
souscription SHI S=8	12,9	61,8	***	13,0	20,3	***	12,9	39,5	*
souscription SHI S=9	5,9	28,2	0,073	12,8	19,9	***	2,7	8,4	0,569

Le Tableau A.5 présente les effets marginaux de SHI sur les RAC contrôlés de l'ensemble des variables de contrôle présentés dans les modèles (1) et (2)

Var. € : effet marginal exprimé en euros ; var % : effet marginal exprimé en pourcentage ; var pts : effet marginal exprimé en points

*** : $p < 0.0001$; ** : $0.001 < p < 0.01$; * : $0.01 < p < 0.05$.

Tableau A.6 : Effets marginaux des principaux déterminants du RAC

	Total			Consultations			Pharmacie			Dentaire			Optique			Autres		
	RAC	Pr. Rec.	RAC cond. (ii-2)	RAC	Pr. Rec.	RAC cond. (ii-2)	RAC	Pr. Rec.	RAC cond. (ii-2)	RAC	Pr. Rec.	RAC cond. (ii-2)	RAC	Pr. Rec.	RAC cond. (ii-2)	RAC	Pr. Rec.	RAC cond. (ii-2)
	var. €	var. pts	var. €	var. €	var. pts	var. €	var. €	var. pts	var. €	var. €	var. pts	var. €	var. €	var. pts	var. €	var. €	var. pts	var. €
Âge																		
âge	2,0 ***	-0,1 0,175	2,3 ***	-0,1 0,420	-0,5 ***	-0,1 0,310	-0,1 0,434	-0,7 ***	-0,1 0,590	1,2 ***	1,3 ***	2,9 ***	1,2 ***	0,6 ***	5,9 ***	-0,4 0,061	0,5 ***	-0,5 0,124
âge ²	0,00 0,298	0,00 ***	-0,01 0,032	0,00 0,314	0,01 ***	0,00 0,515	0,01 ***	0,01 ***	0,01 ***	-0,01 ***	-0,01 ***	-0,01 0,145	0,01 ***	-0,01 ***	-0,04 ***	0,01 ***	0,00 *	0,01 **
Genre (ref: Hommes)																		
Femmes	31,8 ***	5,3 ***	29,7 ***	7,9 ***	7,9 ***	7,6 ***	3,3 ***	8,5 ***	2,8 ***	7,8 ***	4,6 ***	15,6 **	7,7 ***	4,1 ***	25,7 ***	5,2 ***	11,1 ***	3,6 0,080
Revenu (ref: indice 1)																		
Indice 2	-4,5 0,336	4,4 ***	-8,0 0,118	-2,7 **	7,3 ***	-4,5 ***	-8,4 ***	6,1 ***	-9,9 ***	2,1 0,200	2,8 **	-6,5 0,402	3,0 ***	1,4 **	9,0 0,131	1,6 0,402	5,6 ***	-0,5 0,863
Indice 3	9,2 0,082	4,2 ***	6,8 0,237	-1,2 0,247	6,7 ***	-2,8 *	-8,8 ***	5,1 ***	-10,4 ***	8,3 ***	5,7 ***	7,3 0,406	6,2 ***	3,0 ***	22,9 ***	5,0 *	5,9 ***	3,8 0,278
Indice 4	16,5 **	2,3 **	17,8 **	-0,2 0,885	4,3 ***	-1,0 0,427	-8,5 **	2,1 0,067	-8,8 **	9,2 ***	5,9 ***	8,4 0,393	10,7 ***	4,3 ***	49,8 ***	5,2 *	4,1 **	5,3 0,114
Indice 5	38,6 ***	1,4 0,132	44,9 ***	6,2 ***	3,1 *	7,0 ***	-10,3 ***	-0,4 0,780	-10,4 ***	20,6 ***	11,1 ***	24,2 *	12,1 ***	3,6 ***	67,8 ***	9,8 **	3,5 *	12,4 0,009
Y (X=0)	6,6	0,614	22,4	22,5	0,684	30,9	10,6	0,718	14,3	-11,4	0,023	19,6	-22	0,010	-34,4	10,1	0,189	29,8
Y (pop. moyenne)	87,25	0,900	97,3	13,2	0,824	15,7	17,1	82,000	20,1	20,6	24,000	84,9	15,5	10,800	144,1	20,9	64,100	32,7

Le Tableau A.6 présente les effets marginaux de l'âge, du genre et du revenu sur les RAC contrôlés de l'ensemble des variables de contrôle présentés dans les modèles (1) et (2)

*** : p<0.0001 ; ** :0.001<p <0.01 ; * : 0.01<p<0.05.