La demande d'assurance complémentaire santé :
Influence du contexte local et du niveau des primes

Renaud LEGAL[1]

Introduction

Avec un rétrécissement continu du périmètre de prise en charge de la Sécurité Sociale (restriction du panier de soins, multiplication des tickets modérateurs), les assurances complémentaires exercent un rôle croissant dans le financement des dépenses de santé et prennent un poids politique de plus en plus important. Dans un tel contexte, identifier les préférences individuelles en matière de couverture complémentaire devient une question cruciale. En effet, une meilleure compréhension des déterminants de la demande d'assurance complémentaire santé aiderait les organismes complémentaires à mieux organiser leur offre et à améliorer leur pilotage du risque ; elle contribuerait aussi à guider l'Etat en matière de politiques de santé publique.

Les déterminants de la demande d'assurance santé ont déjà fait l'objet de nombreuses études étrangères, notamment américaines. En revanche, le sujet de la demande d'assurance complémentaire reste assez mal documenté en France. En effet, le rôle *complémentaire* de l'assurance santé dans l'hexagone en a longtemps fait un sujet d'étude de second plan, suscitant peu l'intérêt des économistes. De surcroît, les rares études françaises disponibles sur la couverture complémentaire (Chiappori *et alii* (1998), Genier (1998), Buchmueller *et alii* (2002)) visent plus à mesurer les phénomènes d'aléa moral et d'anti-sélection qu'à étudier la demande de couverture complémentaire en tant que telle. Cette lacune française s'explique sans doute largement par la difficulté d'accès à des données détaillées, condition indispensable pour mener une recherche approfondie sur la question. La seule référence existant à l'heure actuelle dans la littérature sur la demande d'assurance complémentaire santé est l'étude de Saliba et Ventelou (2007). Sur données de l'Enquête Soins et Protection Sociale (ESPS), les auteurs montrent que le revenu est le facteur le plus discriminant dans la souscription d'une complémentaire santé au niveau individuel. En revanche ils ne trouvent pas d'effet significatif de l'état de santé, ce qu'ils expliquent par la bonne couverture du risque « lourd » par la Sécurité Sociale. Ensuite les auteurs s'intéressent aux déterminants de l'achat d'un contrat de bonne qualité. Leurs résultats montrent que les individus

---

[1] LEGOS, Université Paris IX Dauphine. L'auteur remercie la Fédération Française des Sociétés d'Assurances (F.F.S.A.) d'avoir financé cette recherche ainsi que la société qui a accepté de fournir ses données.

pauvres ont moins de chances d'acheter un contrat de bonne qualité, ce qui traduit le poids de la contrainte financière dans l'achat d'une assurance santé.

Cet article s'intéresse aux déterminants de la demande individuelle de couverture complémentaire et complète l'analyse de Saliba et Ventelou. Alors que leur étude portait aussi bien sur les contrats collectifs (obtenus par le biais de l'employeur) que sur les contrats individuels, nous concentrons au contraire notre analyse sur un portefeuille d'assurés ayant souscrit une couverture *individuelle* et qui se sont vus proposer un très vaste choix de formules au moment de leur choix. Cette limitation nous assure d'être effectivement en présence d'une décision *individuelle*, ce qui n'est pas toujours le cas avec les contrats collectifs (souscription obligatoire, participation financière de l'employeur, etc). Cette base de données d'un des plus gros assureurs santé, riche de plus de 130.000 individus, nous permet également de disposer d'informations supplémentaires particulièrement précieuses, comme les garanties exhaustives du contrat choisi par l'assuré, les garanties des autres contrats que celui-ci s'est vu offrir, ainsi que le montant précis de la prime acquittée pour la formule qu'il a choisi *in fine*. Outre l'influence des caractéristiques sociodémographiques classiques, nous nous intéressons plus spécifiquement dans cette étude à deux déterminants particuliers de la demande d'assurance : le niveau des primes et les caractéristiques locales de l'offre de soins. Plus précisément, nous mettons à profit des variations exogènes du niveau des primes entre départements pour obtenir des mesures d'élasticités prix de la demande d'assurance complémentaire. Nous profitons également de la spécificité de l'offre pour distinguer demande de couverture en ambulatoire et demande de couverture des soins d'optique et des soins dentaires.

L'article se compose de quatre sections. Dans un premier temps, nous développons un modèle théorique joint de demande d'assurance santé et de demande de soins duquel nous dérivons une élasticité prix théorique. Dans la deuxième section, nous présentons les données et détaillons la construction de l'indice de prix utilisé pour les mesures d'élasticités prix. La troisième section traite la demande de couverture en ambulatoire. Enfin la demande de couverture en optique / dentaire est abordée dans la dernière section.

I. Un modèle joint de demande d'assurance et de demande de soins

Cadre théorique retenu

Nous reprenons le cadre théorique développé par Cameron *et alii* (1984). Pour cela nous considérons un individu raisonnant sur deux périodes 1 et 2, et recevant un revenu R_1 en première période et R_2 en deuxième période. En première période, l'individu à la possibilité d'acquérir une assurance santé qui couvre le dommage financier que représentent les dépenses de soins médicaux de deuxième période. Plus précisément, nous supposons que l'individu se voit offrir $k = 1..K$ formules de prix respectifs $p_1 < .. < p_k < .. < p_K$ et permettant d'obtenir les soins médicaux aux prix unitaires respectifs : $p_{y1} > .. > p_{yk} > .. > p_{yK}$, tous inférieurs à p_y, les soins médicaux de deuxième période[2]. En première période, l'individu arbitre entre achat d'assurance, achat de biens courants en quantité x_1 (au prix unitaire p_x), et épargne E_1. Cet individu est soumis à un risque sanitaire $\Delta\tilde{H}$ qui se réalise en deuxième période faisant passer l'état de santé de H_1 à $H_2 = H_1 - \Delta H$. En seconde période, l'individu peut engager des soins médicaux en quantité y_2[3]. Il partage alors son revenu disponible $R_2 + (1+r)E_1$ entre consommation de biens courants en quantité x_2 et consommation de soins médicaux en quantité y_2.

Spécification des préférences individuelles

Concernant les préférences de l'individu, nous nous éloignons de la spécification multiplicative retenue par Cameron *et alii* et optons pour une fonction d'utilité inter temporelle additivement séparable entre l'utilité de première période et l'utilité de deuxième période. Par ailleurs, nous reprenons la spécification de Gardiol, Geoffard et Grandchamp (2005) pour l'utilité de deuxième période. Ainsi, nous supposons que l'arbitrage entre soins courants x_2 et soins médicaux y_2 se fait selon une fonction d'utilité de type Cobb-Douglas, le coefficient d'arbitrage a dépendant positivement de l'état de santé de deuxième période, soit $a(H_2)$. Ainsi plus

---

[2] Notons que cela revient à supposer une couverture proportionnelle où le taux de copaiement baisse au fur et à mesure que la couverture augmente.

[3] Ces soins médicaux lui permettent de retrouver l'état de santé $H_3 = H_1 - \Delta H + g(y_2)$ dans une troisième période non traitée ici.

l'individu est en mauvaise santé et plus il arbitre en faveur soins médicaux au détriment des biens courants. Au final, l'utilité inter temporelle $u(.)$ s'écrit donc :

$$u(x_1, x_2, y_2 \mid H_1, \Delta H) = \underbrace{v(x_1)}_{\text{utilité de première période}} + r\,\underbrace{[a(H_1 - \Delta H)v(x_2) + (1 - a(H_1 - \Delta H))v(y_2)]}_{\text{utilité de deuxième période}}$$

L'individu doit alors choisir $\{k^*, E_1^*, x_1^*, x_2^*, y_2^*\}$. Nous supposons qu'il se comporte en maximisateur d'espérance d'utilité, son programme est donc le suivant :

$$\max_{\{k, E_1, x_1, x_2, y_2\}} \mathrm{E}_{\Delta\tilde{H}}[u(x_1, x_2, y_2, \Delta\tilde{H})]$$

$$SC: \begin{cases} (1): & p_{1k} + p_x x_1 + E_1 = R_1 \\ (2): & p_x x_2 + p_{yk} y_2 = R_2 + (1+r)E_1 \end{cases}$$

Quantités consommées à l'optimum

La résolution de ce programme se fait par *backward induction*. On commence par déterminer $\{E_1^*, x_1^*, x_2^*, y_2^*\}$ à formule k, à état de santé initial H_1 et à détérioration ΔH donnés. Si on note $R_{1k} = R_1 - p_k$ le revenu disponible en première période après paiement de la prime d'assurance et qu'on fait le choix d'une utilité $v(.)$ logarithmique, on obtient les optima suivants :

$$E_1^*(k) = R_{1k} - \frac{R_2 + (1+r)R_{1k}}{(1+r)(1+r)}$$

$$x_1^*(k) = \frac{R_2 + (1+r)R_{1k}}{(1+r)\,p_x(1+r)}$$

$$x_2^*(k, \Delta H) = \frac{r\,a(\Delta H)}{p_x(1+r)}(R_2 + (1+r)R_{1k})$$

$$y_2^*(k, \Delta H) = \frac{r(1 - a(\Delta H))}{p_{yk}(1+r)}(R_2 + (1+r)R_{1k})$$

Quel sens donner à ces expressions de x_1^*, E_1^*, x_2^*, y_2^* ? L'interprétation de ces quantités est plus facile quand on fait tendre r vers 1 dans les expressions ci-dessus. En effet, en manipulant à nouveau les contraintes (1) et (2), on obtient la relation suivante à l'équilibre :

$$R_2 + (1+r)R_{1k} = (1+r)p_x x_1^* + p_x x_2^* + p_{yk} y_2^*$$

Autrement dit, le revenu total sur les deux périodes est intégralement investi dans la consommation des biens x_1, x_2 et y_2 . Dans le cas particulier où l'individu n'a pas de préférence pour le présent $(r = 1)$, ce revenu est scindé en deux : une moitié $(R_2 + (1+r)R_{1k}/2)$ sert à la consommation de biens courants x_1 de première période et l'autre moitié sert à la consommation de deuxième période. Plus précisément, cette deuxième moitié sert pour une proportion a à la consommation de biens courants x_2 et pour une proportion $(1-a)$ à la consommation de biens médicaux y_2. Dans le cas général, les expressions sont plus compliquées en faisant aussi intervenir r.

Choix de la formule optimale : une condition d'achat dans un cas simple

En notant $V(\Delta\tilde{H},k)=u(x_1^*(k), x_2^*(k,\Delta\tilde{H}),y_2^*(k,\Delta\tilde{H}))$ la fonction d'utilité indirecte, l'individu choisit la couverture k^* solution de :

$$\underset{(k)}{Max}\ \mathbf{E}_{\Delta\tilde{H}}[V(\Delta\tilde{H},k)]$$

Comme le font remarquer Cameron *et alii* (1988), la non linéarité de $u(.)$ rend très compliquée la résolution de ce programme. Pour simplifier, considérons alors le cas très particulier où seules deux formules sont offertes : la formule 1 (offrant un prix des soins $p_{y1}<p_y$ contre le versement d'une prime p_1) et la formule 2 (offrant un prix des soins $p_{y2}<p_y$ contre le versement d'une prime p_2). On suppose que la formule 1couvre moins bien que la formule 2, c'est-à-dire que : $p_{y1}>p_{y2}$ et $p_1<p_2$. Par ailleurs, on suppose que le risque est $\Delta\tilde{H}=\{(\Delta H,p);(0,1-p)\}$. Enfin on suppose que sans dégradation de l'état de santé, on a : $a(H_1)=1$, autrement dit on fait l'hypothèse que l'état de santé H_1 initial de l'individu est tel que sans dégradation de ce dernier, l'individu ne souhaite pas engager de soins en deuxième période. Pour simplifier les notations, on désigne dans la suite par a la quantité $a(H_1-\Delta H)<1$ et on prend le bien x comme numéraire en supposant $p_x=1$. Dans ce cas, on obtient après calculs la suite d'équivalences suivante :

L'individu préfère la formule 1 à la formule 2

$$\Leftrightarrow\quad \mathbf{E}_{\Delta\tilde{H}}[V(\Delta\tilde{H},k=1)]>\mathbf{E}_{\Delta\tilde{H}}[V(\Delta\tilde{H},k=2)]$$

$$\Leftrightarrow\quad (1+r)[v(R_2+(1+r)R_{1,k=1})-v(R_2+(1+r)R_{1,k=2})]>r(1-a)p[v(p_{y,k=1})-v(p_{y,k=2})]$$

La dernière expression trouve une interprétation particulièrement simple. En effet, le terme de gauche exprime le gain d'utilité à détenir le revenu total $R_2+(1+r)R_{1,k=1}$ (si l'individu choisit la formule 1) plutôt qu'à détenir le revenu total $R_2+(1+r)R_{1,k=2}$ (s'il choisit la formule 2), ce gain étant considéré sur les deux périodes (d'où le facteur $(1+r)$). Au contraire, le deuxième terme traduit la perte d'utilité liée à la consommation d'une unité de bien y lorsque l'individu paie le prix fort, $p_{y,k=1}$, plutôt que le prix faible, $p_{y,k=2}$. Cette perte est prise en espérance, puisqu'il s'agit d'un évènement aléatoire, d'où le facteur p. Elle ne peut apparaître qu'en deuxième période, d'où un facteur r. Enfin, elle dépend des préférences de l'individu à travers le facteur $(1-a)$. Au final, l'individu choisit la couverture plus faible en première période si le gain d'utilité à avoir un revenu total plus élevé (dû au versement d'une prime moins chère) l'emporte sur le fait de payer plus cher les soins en cas de maladie en deuxième période.

Une réécriture de la condition d'achat en terme d'élasticité prix

En notant $R_{Total,k} := R_2 + (1+r)(R_1 - p_k)$, $\Delta p := p_2 - p_1$ et $\Delta p_y = p_{y,1} - p_{y,2}$, cette condition se réécrit alors :

$$(1+r)[v(R_{Total,2} + (1+r)\Delta p) - v(R_{Total,2})] > r(1-a)p[v(p_{y,2} + \Delta p_y) - v(p_{y,2})]$$

Sous l'hypothèse où $(1+r)\Delta p$ est petit devant $R_{Total,2}$ et Δp_y est petit devant $p_{y,2}$, des développements limités à l'ordre un nous permettent de réécrire la condition d'achat ainsi :

$$\frac{\Delta p}{R_{Total,2}} > \frac{r(1-a)p}{(1+r)(1+r)} \frac{\Delta p_y}{p_{y,2}}$$

En changeant de notations et en considérant que $\Delta p_y = p_{y,k=2} - p_{y,k=1}$, on montre facilement[4] que dans le cas limite (quand on tend vers l'égalité), on a :

$$\frac{\Delta p_y}{p_{y,1}} = \underbrace{-\frac{(1+r)(1+r)}{r(1-a)p} \frac{p_1}{R_2 + (1+r)(R_1 - p_1)}}_{qp} \frac{\Delta p}{p_1}$$

q_p représente alors l'élasticité prix de la demande d'assurance santé. On remarque que q_p dépend négativement de r. Autrement dit, plus l'individu valorise la deuxième période et moins la hausse de couverture qui compense une hausse de prime donnée est importante. En effet, plus l'individu valorise la deuxième période et moins il est sensible au coût financier de la prime d'assurance en première période. q_p dépend positivement de a : plus l'individu valorise les biens courants au détriment des biens médicaux en deuxième période et plus la hausse de couverture qui compense une hausse des primes donnée doit être importante. En effet, plus l'individu valorise les biens courants, et plus il est exigeant sur le rapport qualité/prix de l'assurance.

[4] Il suffit d'inverser les rôles joués par les deux niveaux de couverture

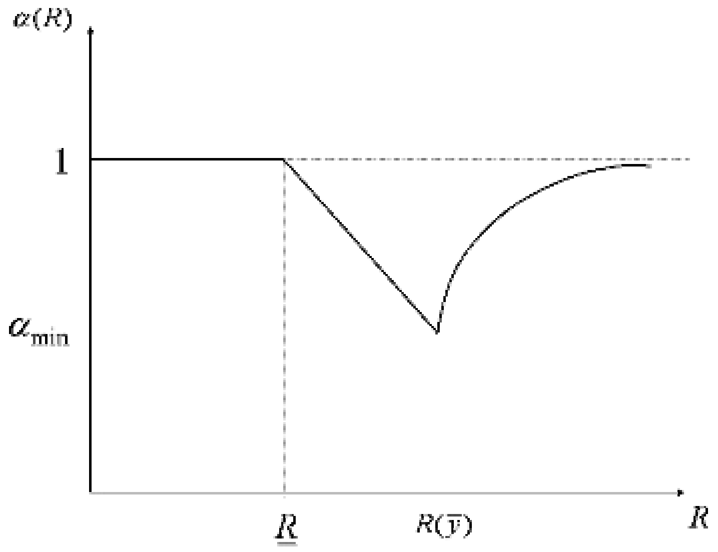
q_p dépend négativement de p : plus l'individu présente un risque élevé, et moins la hausse de couverture qui compense une hausse de prime donnée doit être importante, car plus il aura de chances de recourir à l'assurance santé en deuxième période.

L'effet du revenu sur l'élasticité prix requiert d'expliciter le schéma $a\,(R)$

Notons $R = R_2 + (1+r)R_1$ le revenu total de l'individu. Il semble raisonnable de penser que la proportion du revenu investie dans les soins varie avec le niveau de revenu, c'est-à-dire que a dépend en réalité de R : $a\,(R)$. La dépendance de q_p à R requiert alors de spécifier la fonction $a\,(R)$. Supposons que l'individu ait des besoins vitaux (eau, nourriture…) qu'il doit satisfaire avant d'engager le moindre soin. Notons $\underline{x}_1$ et $\underline{x}_2$ ces quantités qu'il consomme avant de consommer la moindre unité de soins. Notons $\underline{R} = p_x((1+r)\underline{x}_1 + \underline{x}_2)$ le revenu en dessous duquel ses besoins vitaux ne sont pas satisfaits. Dans ce cas, $\forall R \leq \overline{R},\ a(\mathrm{R})=1$, c'est-à-dire que l'individu ne valorise pas du tout les soins médicaux tant que son revenu ne lui permet pas de financer ses besoins vitaux. Par ailleurs, imaginons qu'à dégradation d'état de santé ΔH donnée, il existe un niveau maximal de soins $\overline{y}(\Delta H)$ au-delà duquel les unités de soins consommées supplémentaires ne servent à rien. Alors pour un individu suffisamment riche, autrement dit $\forall R > R(\overline{y})$, la proportion de son revenu investie dans les soins de santé est précisément $1 - a\,(R) = \frac{p_y \overline{y}}{R}$, ce qui conduit à : $\forall R > R(\overline{y}),\ a\,(R) = 1 - \frac{p_y \overline{y}}{R}$. Que se passe-t-il sur l'intervalle $\left[\underline{R}, R(\overline{y})\right]$? De façon simple, nous supposons un schéma linéaire pour $a\,(R)$ entre $\underline{R}$ et $R(\overline{y})$. Si bien qu'au final, nous obtenons le graphique suivant[5] :

[5] où $a_{\min} = 1 - \frac{p_y \overline{y}}{R(\overline{y})}$.

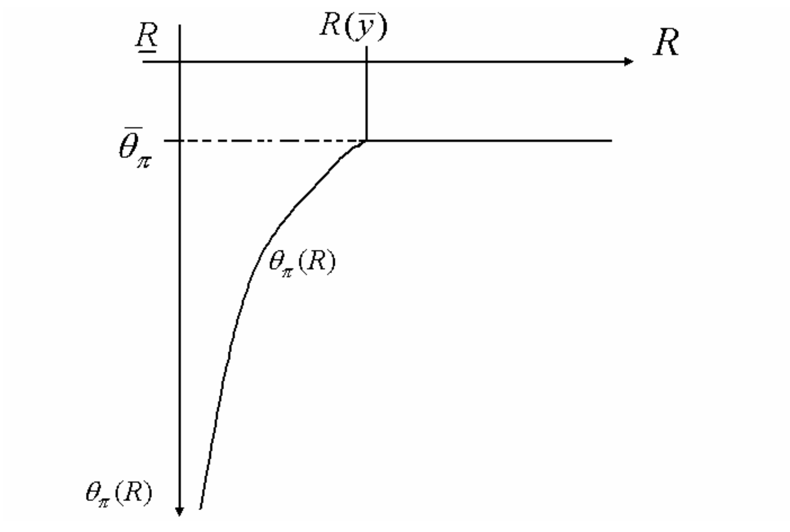
Graphique 1 : *Valeur du coefficient d'arbitrage biens courants / soins médicaux en fonction du revenu*



A partir d'un certain revenu, l'élasticité est constante dans notre modèle

Dans la suite, nous supposons que $R > \overline{R}$ et que l'individu achète une assurance. Nous obtenons le schéma $q_p\,(R)$ suivant :

Graphique 2 : *Effet du revenu sur l'élasticité prix de la demande d'assurance santé*



Sur l'intervalle $[\overline{R}, R(\overline{y})]$, étant données nos spécifications, $q_p\,(R)$ est une portion d'hyperbole.

Sur $\left[\overline{R}, +\infty\right[$, $q_p\,(R)$ est constant et vaut : $\overline{q_p} = \dfrac{(1+r)(1+r)}{r\,p}\dfrac{p}{p_y\,\overline{y}}$.

II. Une estimation empirique sur données françaises

Le produit retenu : une possibilité de choix de couverture très originale

L'assureur a divisé les postes de dépenses en deux, avec d'un côté les dépenses liées à l'optique, le dentaire et l'auditif, et de l'autre côté, les dépenses d'ambulatoire (spécialistes, généralistes, pharmacie, analyses), la couverture des frais d'hospitalisation étant commune entre les différentes couvertures. Dans chacune des ces deux catégories de soins, plusieurs niveaux de garanties sont proposés. En optique, dentaire et auditif, les niveaux sont codés comme suit : A, B, C, D et E, auxquels sont associés des remboursements croissants. Les niveaux de garanties en ambulatoire sont codés ainsi : 100 et 150, le chiffre correspondant au remboursement exprimé en pourcentage du tarif de convention de la Sécurité Sociale. Autrement dit, la couverture 150 prend en charge une partie des dépassements d'honoraires réalisés par les médecins opérant en secteur 2 tandis que la couverture 100 ne couvre que le ticket modérateur.

Le choix d'un niveau de garanties au niveau global est alors double : on choisit son niveau de remboursement dans l'une et l'autre catégorie ci-dessus, toutes les combinaisons étant possibles[6]. Cette gamme de formules s'adresse à toute personne âgée jusqu'à 59 ans inclus. Cependant, comme il existe des réductions pour les enfants (moins de 21 ans), et qu'en outre pour les enfants la décision n'est plus individuelle puisqu'elle est prise par les parents, nous les excluons de l'analyse. Cela nous fournit un échantillon de 133.729 individus dont nous présentons les principales caractéristiques ci-dessous.

[6] Remarquons qu'il s'agit là d'une particularité très originale de nos données. En effet, habituellement dans une gamme de formules non seulement l'offre est limitée (nombre de formules proches de 5), mais en outre la couverture augmente souvent sur tous les postes à la fois d'une formule à l'autre. La combinaison de ces deux phénomènes rend alors l'identification des préférences individuelles en matière de couverture complémentaire très difficile.

Tableau 1 : *Description de l'échantillon d'étude*

		A	B	C	D	E
Poids dans l'échantillon (%)	**100**	28,7	17,2	14,2	5,2	6,8
	150	3,5	7,7	7,9	4,3	4,6
% femmes	**100**	48,4	50,9	51,2	51,4	49,2
	150	58,9	56	56,2	56,1	54,1
Age moyen des hommes	**100**	38,1	39,9	41,4	41,5	41,9
	150	37,6	40,5	42,3	43,4	43,8
Age moyen des Femmes	**100**	37,8	39,4	40,7	41,1	42,2
	150	36,1	39,4	40,9	42,2	43,2

Les hommes et les femmes sont à peu près en proportions égales (voisines de 50%) dans les formules à faible niveau de couverture en ambulatoire (*100*). En revanche, les femmes sont largement majoritaires dans les formules à fort niveau de couverture en ambulatoire (*150*). Que ce soit chez les hommes ou chez les femmes, les personnes qui choisissent une couverture élevée en ambulatoire ou en optique/dentaire sont plus âgées en moyenne que celles qui prennent une couverture de base.

Reconstitution d'un système de prix pour chaque assuré

La prime acquittée par l'assuré dépend des critères de tarification suivants : l'âge, le fait qu'il s'agisse d'un travailleur salarié ou non (variable indicatrice TS), le département, la formule. Plus précisément, pour une formule for donnée, l'assureur calcule d'abord un tarif national $prime_{for}^{nat}$ sur la base de deux critères seulement : l'âge et la variable TS. Ensuite, la prime est particularisée au niveau départemental grâce à un facteur multiplicatif $(1+r_{for}^{dep})$ propre à chaque département et différent d'une formule à l'autre. Formellement, pour un département dep et une formule for donnés, nous avons donc : $prime_{dep}^{for} = (1+r_{dep}^{for}).prime_{nat}^{for}$.

En passant au log, on obtient donc : $\log(prime_{dep}^{for}) = \log(1+r_{dep}^{for}) + \log(prime_{nat}^{for})$

Nous supposons alors que $\log(prime_{nat}^{for})$ suit la relation suivante :

$$\log(prime_{nat}^{for}) = b_0 + b_{TS}^{for}.1_{\{TS=1\}} + \sum_{i=21}^{70} b_{agei}^{for}.1_{\{AGE=i\}} + e^{for} = X'b$$

En posant $b_{dep}^{for} = \log(1+r_{dep}^{for})$, cela nous conduit au modèle économétrique suivant :

$$\log prime_{dep}^{for} = b_0 + \sum_{\{dep \neq 75\}} b_{dep}^{for}.1_{\{DEP=dep\}} + b_{TS}^{for}.1_{\{TS=1\}} + \sum_{i>21} b_{agei}^{for}.1_{\{AGE=i\}} + e^{for}$$

Nous effectuons les régressions[7] suivantes pour chacune des formules for. Si on appelle b_{dep}^{for} l'effet fixe associé au département dep et la formule for, on obtient alors une estimation de r_{dep}^{for} de la façon suivante : $\hat{r}_{dep}^{for} = \exp(\hat{b}_{dep}^{for}) - 1$. Même si pour un individu donné on observe uniquement le prix acquitté pour la formule qu'il a choisie, les estimations précédentes nous permettent de reconstruire le système de prix (c'est-à-dire le prix de toute les formules et pas uniquement le prix de la formule choisie) auquel a fait face l'individu au moment de son choix de couverture, grâce à la formule suivante : $prime_{dep}^{for} = (1 + r_{dep}^{for}).\exp(X' b)$.

III. La demande de couverture des soins des dépassements d'honoraires

Nous prenons successivement comme référence ref les niveaux A, B, C, D et E de couverture en optique/dentaire. A référence ref donnée, nous modélisons le choix d'une couverture en ambulatoire remboursant 150% du TC plutôt qu'une couverture remboursant 100% du TC à l'aide d'un modèle logit. Le vecteur des variables explicatives X_i contient trois types de variables explicatives :

-trois variables sociodémographiques : l'âge (codé en tranche de 5 ans), le sexe, la catégorie socioprofessionnelle (8 CSP possibles) ;

-six variables liées aux caractéristiques de l'offre de soins dans le département de l'assuré : la proportion de médecins généralistes (resp. spécialistes) en secteur 2 par rapport à l'ensemble des généralistes (resp. spécialistes), le dépassement moyen quand dépassement il y a chez les généralistes (resp. les spécialistes), la densité de médecins généralistes (resp. spécialistes)[8] ;

-deux variables de prix construites de la manière suivante : pour un niveau de référence $ref \in \{A, B, C, D, E\}$ de couverture en optique/dentaire considéré, nous incluons dans la régression le niveau de la prime auquel fait face l'individu i dans le département dep pour acquérir la formule $100ref$ ainsi que la somme qu'il doit rajouter s'il veut acquérir non pas la couverture $100ref$ mais la couverture $150ref$.

[7] Les coefficients sont estimés par Moindres Carrés Ordinaires *(MCO)*

[8] Les quatre premières variables sont des données *CNAMTS*, les 2 dernières des données *Eco Santé régional* (*IRDES-OCDE*).

Effets des variables continues :

Les variables explicatives restantes (variables liées à l'offre de soins et variables de prix) sont des variables continues. Pour caractériser leur effet sur la probabilité de choisir un niveau élevé de couverture en ambulatoire, nous préférons présenter des élasticités de la probabilité à ces variables. Dans un modèle logit, l'élasticité (moyenne) de la probabilité p à la variable x^j, notée $\overline{e}_{p/x^j}$, vaut :

$$\overline{e}_{p/x^j} = \frac{\overline{x}^j . b_j}{1+\exp(\overline{x}.b)}$$

Dans le tableau ci-dessous, nous présentons, les élasticités moyenne des différentes variables continues d'offre de soins et de prix pour les différents niveaux de référence de couverture en optique/dentaire.

Tableau 2 : *Elasticités aux différentes variables de la probabilité de choisir une couverture 150 en ambulatoire*

Variables	Couverture de référence en optique/dentaire					TOTAL[9]
	A	B	C	D	E	
Prop. omni sect 2	0,213	NS	0,188	NS	NS	0,20
Prop. spé sect 2	0,964	0,898	0,501	0,380	0,324	0,717
Dépassement moyen omni2	0,083	-0,097	NS	NS	NS	0,020
Dépassement moyen spé2	0,366	0,321	0,243	0,271	0,101	0,289
Densité omnipraticiens	NS	0,453	NS	NS	0,105	0,178
Densité spécialistes	-0,287	-0,364	-0,122	-0,119	-0,091	-0,232
Prime 100	-1,083	-0,376	-1,033	-0,6179	-0,508	-0,785
Différence prime 150/100	-0,302	-0,308	-0,190	-0,084	-0,094	-0,234

La demande de couverture en ambulatoire est très sensible à l'offre de spécialistes de secteur 2, peu à l'offre de généralistes

L'élasticité de la demande de couverture en ambulatoire à la proportion de généralistes en secteur 2 est très faible : nulle pour les références B, C et D, elle n'est que de 0.21 pour la référence A et de 0.19 pour la référence C. En revanche, l'élasticité de la demande de couverture en ambulatoire est beaucoup plus sensible à la proportion de spécialistes en secteur 2. En outre, plus le niveau de couverture en optique/dentaire choisi est faible, plus la demande est élastique à la proportion de spécialistes en secteur 2.

[9] Il s'agit en réalité d'une moyenne pondérée tenant compte du poids des différentes formules *A, B, C, D ; E* dans l'échantillon.

Le même constat vaut pour le dépassement moyen d'honoraire : la demande de couverture en ambulatoire y est très faiblement élastique quand il s'agit du dépassement des généralistes de secteur 2, tandis qu'elle y est relativement élastique quand il s'agit de celui des spécialistes de secteur 2. Dans ce cas, on retrouve encore le gradient précédemment mis en évidence : plus le niveau de couverture choisi en optique / dentaire est faible et plus la demande est élastique au dépassement moyen pratiqué par les spécialistes de secteur 2.

La demande de couverture en ambulatoire apparaît très inélastique à la densité de généralistes et relativement élastique à la densité de spécialistes avec le même gradient que précédemment. Néanmoins l'élasticité de la demande de couverture en ambulatoire à la densité de spécialistes est négative : toutes choses égales par ailleurs, plus la densité est élevée et moins les gens demandent de couverture en ambulatoire. En effet, toutes choses égales par ailleurs, plus la densité de spécialistes augmente, et plus le volume de médecins en secteur 1 augmente et plus l'individu pourra trouver des médecins en secteur 1 et moins il demandera de couverture couvrant les dépassements d'honoraires.

La demande de couverture en ambulatoire est très sensible au prix, avec une sensibilité plus accrue au montant absolu p_{100} qu'au différentiel $p_{150} - p_{100}$

Comme attendu, l'élasticité prix de la demande de couverture en ambulatoire est hautement sensible au prix : toutes choses égales par ailleurs, plus le montant de la prime est élevée et moins les gens demandent de couverture en ambulatoire. Il existe des disparités fortes selon la référence en optique / dentaire considérée : plus la couverture choisie en optique / dentaire est faible et plus l'individu est sensible au prix absolu de la couverture la plus faible. L'écart entre le montant de la prime pour acquérir le niveau 100 et le montant de la prime pour acquérir le niveau 150 joue également, mais beaucoup plus faiblement. Ce constat pousse à croire que c'est d'abord le poids de l'assurance dans le revenu qui est pris en compte par l'individu au moment de sa décision d'achat d'assurance, plus qu'un arbitrage entre les formules selon leurs prix respectifs.

Au final, plus les personnes optent pour une faible couverture en optique / dentaire plus ce sont des acheteurs éclairés en ambulatoire

Quelle que soit la variable considérée, l'analyse précédente a toujours mis en évidence une sensibilité décroissante au fur et à mesure que la couverture en optique / dentaire augmente. Cela nous conduit à formuler la conclusion suivante : plus les personnes optent pour une faible couverture en optique/dentaire, plus ce sont des acheteurs éclairés en ambulatoire. Cette observation est à rapprocher du lien que nous avons observé empiriquement entre niveau de couverture choisi en ambulatoire et niveau de couverture choisi en optique/dentaire. *A priori*, il n'existe pas de raisons épidémiologiques pour que ces deux postes de dépenses soient corrélés. C'est pourquoi, le lien très fort que nous observons dans le choix de l'une et l'autre couverture pourrait être l'expression d'aversion au risque (aversion conjointe, à la fois au risque sanitaire et au risque ambulatoire) : les individus qui choisissent un fort niveau de couverture étant les plus averses au risque et donc les moins sensibles aux caractéristiques objectives du contexte de leur choix, à savoir caractéristiques de l'offre de soins et niveaux des prix en présence.

De fortes disparités entre CSP conformes à nos prédictions théoriques

Nous refaisons l'analyse précédente pour chaque CSP, de façon à mettre éventuellement en évidence des comportements différenciés entre catégorie socio-professionnelle. Par ailleurs, cette nouvelle analyse doit également nous permettre de valider ou d'invalider la prédiction théorique selon laquelle l'élasticité prix de la demande d'assurance santé serait constante à partir d'un certain niveau de revenu (cf partie précédente). Les élasticités CSP par CSP sont présentés dans le tableau 3 ci-dessous. Remarquons qu'une hausse de $X\%$ du niveau des primes, conduit à une hausse de $X\%$ à la fois du montant absolu p_{100A}, mais aussi du différentiel $p_{150A} - p_{100A}$, si bien qu'elle mène au final à une baisse de $(q_p + q_{\Delta p})X\%$ de la proportion de détenteurs de 150A. Retenons de ce raisonnement que la somme des différentes élasticités prix traduit l'impact global d'une hausse uniforme des prix. Si nous sommons l'élasticité à p_{100A} et l'élasticité à $p_{150A} - p_{100A}$ pour les différentes CSP et que nous classons les élasticités globales obtenues par valeurs absolues croissantes, on obtient le classement suivant : 1. ouvriers, 2. agriculteurs, 3. employés, 4. artisans, les autres CSP étant insensibles à une hausse des prix. Ceci est conforme aux prédictions théoriques de la section précédente : plus on élève dans la hiérarchie des salaires, plus l'élasticité au prix de la demande baisse (en valeur absolue) pour être nulle à partir d'un certain niveau de revenu.

Tableau 3 : *Elasticités aux différentes variables continues de la probabilité de choisir 150A plutôt que 100A pour les différentes CSP*

N=43009	agri	Artisans	Cadres	Prof int.	Employés	ouvriers	Retraités	Sans act. pro
Effectifs	1446	6480	1442	1525	19978	5417	261	6460
Proportion dans l'échantillon	3.4	15.1	3.3	3.5	46.4	12.6	0.6	15
Prop. omni. sect 2	-0,013	NS	0,002	NS	NS	NS	NS	NS
Prop. spé. sect 2	NS	0,374	NS	-0,383	0,026	NS	NS	0,231
Dépassement omni2	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Dépassement spé2	NS	NS	NS	NS	NS	-0,128	NS	NS
Densité omni.	NS	NS	NS	NS	0,213	NS	NS	NS
Densité spécialistes	NS	NS	NS	NS	0,290	0,118	NS	NS
prime100A	NS	-0,211	NS	NS	NS	-0,419	NS	NS
Différence prime 150A/100A	-1,342	NS	NS	NS	-0,498	-3,235	NS	NS

IV. La demande de couverture en optique/dentaire

Un modèle multinomial à couverture en ambulatoire donnée

Nous prenons comme référence le niveau 100 de couverture en ambulatoire. Nous modélisons alors le niveau de couverture en optique/dentaire choisi par l'assuré par un modèle multinomial[10]. Ainsi, nous choisissons la spécification suivante :

$$\forall j \in \{A,B,C,D,E\},\ P(j \mid x_i) = \frac{\exp(x_i b_j)}{\sum_{h=1}^{J} \exp(x_i b_h)}$$

Le vecteur des variables explicatives x_i contient les trois variables sociodémographiques précédentes. Les variables d'offre de soins sont cette fois les densités de dentistes et d'ophtalmologistes[11] et les variables de prix sont au nombre de 5: le niveau de prime pour acquérir la formule A, puis la différence que l'assuré doit acquitter s'il veut passer de la formule j à la formule $j+1$.

[10] Le modèle est estimé par la procédure *catmod* de SAS

[11] Cette variable peut aussi être vu comme un *proxy* de la densité d'opticiens.

Elasticités de la demande de couverture en optique / dentaire aux variables continues

On montre que dans le cas du modèle logit multinomial, l'élasticité de la probabilité que l'individu choisisse l'alternative j à la $k^{ième}$ variable explicative est donnée par la relation suivante :

$$e_{p_i / x_i^{(k)}} = \frac{\partial P(j \mid x_i)}{\partial x_{(k)}} \frac{x_i^{(k)}}{P(j \mid x)} = x_i^{(k)} [b_{kj} - \sum_{h=1}^{J} b_{kh} P(h \mid x_i)]$$

Ces élasticités dépendent des valeurs prises par les autres variables du modèle. C'est pourquoi, nous les calculons pour chaque individu de l'échantillon puis nous faisons la moyenne de ces dérivées calculées individuellement. Ce faisant, on obtient un impact *moyen* de la variable sur les probabilités d'appartenance catégorielle. Nous présentons ces élasticités dans le tableau 4 ci-dessous.

Tableau 4 : *Elasticités de la demande de couverture en optique / dentaire aux variables continues*

Variable	Prob(E)	Prob(D)	Prob(C)	Prob(B)
Densité dentistes	-0,981	NS	0,245	NS
Densité ophtalmo	1,269	NS	-0,448	-0,172
prime100F1	-0,002	-1,324	-0,918	-0,326
$p_{100B} - p_{100A}$	-0,198	-0,236	NS	NS
$p_{100C} - p_{100B}$	NS	-0,239	-0,070	-0,049
$p_{100D} - p_{100C}$	NS	-0,129	NS	NS
$p_{100E} - p_{100D}$	0,202	-0,063	-0,089	-0,059

C'est pour les niveaux intermédiaires de couverture en optique / dentaire C et D qu'on observe la sensibilité au prix absolu la plus importante. En revanche, les individus qui choisissent une couverture faible en optique / dentaire semblent très peu sensibles au prix de cette dernière, de même que les individus qui choisissent une couverture très forte semblent peu sensibles également. On peut penser qu'il s'agit, dans un cas comme dans l'autre, d'individus qui connaissent assez bien leurs besoins (autrement dit qui ont une bonne anticipation de leurs dépenses sur ce type de poste) et qui prennent plus leur décision sur la base de l'anticipation de leurs dépenses que sur la base du prix. Au contraire, les individus se situant en moyen de gamme seraient des gens ayant une moins bonne idée de leur dépense future et donc plus sensible au prix qu'à ces dernière dans leur processus de décision.

Des effets de l'offre de soins opposés selon qu'il s'agit de l'offre de dentistes ou de l'offre d'ophtalmologistes

On constate que lorsque la densité de dentistes augmente, toutes choses égales par ailleurs, la proportion de détenteurs de E diminue, tandis que la proportion de détenteurs de C augmente. A l'inverse, quand la proportion d'ophtalmologistes augmente, la proportion d'individus détenteurs des formules B et C diminuent tandis que les détenteurs des formules E augmentent. Tout se passe comme si une augmentation de la densité de dentistes conduisait à une baisse des prix, ou à un accès à des prix plus faibles, ce qui amène les individus à moins acheter d'assurance couvrant les soins dentaires. Au contraire, concernant l'effet de la densité d'ophtalmologiste, il se peut que la relation inverse existe : une densité importante d'ophtalmologistes serait le signe d'une demande importante en soins optiques de la part de la population.

Mais des effets prix très variables d'une CSP à une autre qui ne conduisent pas à retrouver le gradient d'élasticité selon le niveau de revenu qui existait en ambulatoire

Comme dans la partie précédente, nous refaisons une analyse CSP par CSP. Les résultats sont présentés dans le tableau 5 ci-dessous. Notre modélisation indique que globalement une hausse uniforme du prix de chacune des formules conduit à une baisse de la proportion des formules *100B*, *100C*, *100D* et *100E* au profit d'une hausse de la proportion de détenteurs de la formule *100A*[12]. Enfin chez les agriculteurs et les employés, une hausse uniforme des prix conduit à une hausse de la proportion de détenteurs de *100D* pour les premiers et une hausse de la proportion de détenteurs de *100E* pour les seconds. Ainsi il semble à nouveau que globalement, la contrainte de budget pèse fortement dans le processus de décision à l'œuvre dans l'achat d'une couverture des soins d'optique et de dentaire. Par ailleurs, en prenant comme indicateur l'élasticité globale de la demande d'assurance pour *100A*[13], on voit que cette fois-ci, contrairement au gradient de l'élasticité prix en fonction du revenu qui existait pour la demande de couverture en ambulatoire, ce gradient ne tient plus dans le cas de la demande de couverture en optique/dentaire, résultat que nous expliquons en partie par des probabilités de recours différentes aux soins optiques et dentaire entre CSP.

---

[12] Pourtant, ce constat est à nuancer pour les professions intermédiaires qui se montrent insensibles à une hausse uniforme des prix ; pour les cadres (chez qui une hausse uniforme des prix n'impacte pas la proportion de détenteurs de *100E)*, et pour les retraités (chez qui une hausse uniforme des prix n'impacte ni la proportion de détenteurs de *100*[E], ni la proportion de détenteurs de *100D*).

[13] Cette quantité figure dans la dernière ligne du tableau 5.

Tableau 5 : *Elasticité selon la CSP de la couverture en optique/dentaire à une augmentation globale du niveau des prix*

Proba	Agri.	Artisans	Cadres	Prof Int.	Employés	Ouvriers	Retraités	Inactifs
P(E)	-3.18	-1.65	NS	NS	1.27	-2,68	NS	-1.23
P(D)	0.92	-1.71	-2.09	NS	-3.09	-4.07	NS	-2.55
P(C)	-1,82	-0,97	-0,76	NS	-2.08	-3.40	-1.07	-1.36
P(B)	-1.31	-0.13	-3,06	NS	-1.24	-1.16	-2.64	-1.63
P(A)	1.54	1.51	2.68	0	2	3.04	2.94	2.07

Lecture : une hausse de 1% du niveau des primes conduit à une baisse de 3.18% de la proportion d'agriculteurs détenteurs de 100E.

Conclusion

Selon la théorie de la « concurrence organisée »[14], les marchés d'assurances santé doivent être structurés de façon à éviter toute concurrence qui porterait sur des caractéristiques autres que le prix, telles que la couverture de certains services particuliers. Dans ce contexte, l'assureur ne peut plus offrir des services différents de ses concurrents et la seule façon pour les assureurs d'attirer de nouveaux clients est de contrôler leurs coûts (Royolty et Solomon, 1999). Exploitant les disparités interdépartementales de primes d'un important portefeuille d'assurés à titre individuel, notre étude souligne que le montant de la prime est d'ores et déjà un déterminant important de l'achat d'une couverture complémentaire santé aujourd'hui en France ; même si à l'heure actuelle, en l'absence de contrats réellement standardisés[15], la concurrence porte aussi évidemment sur d'autres caractéristiques du produit d'assurance. Par ailleurs nos résultats tendent à penser que lorsque les prix varient, la réaction de l'assuré traduit surtout un effet revenu plus qu'un effet prix, exhibant ainsi l'importance de la contrainte budgétaire dans l'achat d'une assurance santé. Ce faisant, même si elle ne porte pas explicitement sur la population concernée par la mesure, notre étude légitime *a priori* l'« Aide à la Complémentaire Santé », mise en place récemment par le gouvernement. Par ailleurs, l'analyse montre que la demande de couverture complémentaire est très sensible aux caractéristiques de l'offre de soins, soulignant ainsi l'imbrication étroite entre l'organisation de l'offre de soins et les besoins de financement de la population. Enfin, derrière l'importance du revenu sur la demande d'assurance santé que soulignent les fortes disparités d'élasticités (aussi bien au prix qu'aux caractéristiques de l'offre de soins) constatées entre CSP, se cachent aussi des états de santé et des rapports aux soins différents. Nos données renseignant aussi sur la consommation médicale des assurés, une

14 *Managed Competitition*

15 Le contrat « responsable » n'imposant finalement que peu de contraintes à l'assureur.

prochaine étude pourra s'intéresser au rôle de l'anticipation des dépenses sur la demande de couverture et compléter ainsi cette étude.

Bibliographie

Buchmueller M., Couffinhal A., Grignon M., Perronnin M. (2002) : « Access to physician services : does supplemental insurance matter ? Evidence from France », *The NBER Working Paper Series*, n° 9238, pp. 1-33.

Cameron A.C., P.K. Triverdi, et al. (1988) : « A Microéconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia », *Review of Economic Studies*, 55(181) :85.

Chiappori P.-A, Durand F., Geoffard P.-Y. (1998) : « Moral hazard and the demand for physician services : first lessons from a French natural experiment. », *European Economic Review*, Vol. 42, pp. 499-511.

Gardiol L., Geoffard PY, Grandchamp Ch. (2005) : « Separating Selection and Incentive Effects in Health Insurance », *mimeo*, PSE.

Genier P. (1998) : « Assurance et recours aux soins. Une analyse microéconométrique à partir de l'enquête Santé 1991-1992 de l'INSEE », *Revue Economique*, Vol. 49, n°3, pp. 809-819.

Royalty A. B., Solomon N. (1999) : « Health Plan Choice : Price Elasticities in a Managed Competition Setting », *The Journal of Human Resources*, Vol. 34, No. 1, pp. 1-41.

Saliba B. et B. Ventelou (2007) : « Complementary health insurance in France Who pays? Why? Who will suffer from public disengagement? », *Health Policy*, Vol. 81, pp. 166-182.