



HAL
open science

Assurance maladie en Suisse : l'assurance supplémentaire nuit-elle à la concurrence sur l'assurance de base ?

Brigitte Dormont, Pierre-Yves Geoffard, Karine Lamiraud

► To cite this version:

Brigitte Dormont, Pierre-Yves Geoffard, Karine Lamiraud. Assurance maladie en Suisse : l'assurance supplémentaire nuit-elle à la concurrence sur l'assurance de base ?. 2012. hal-00795544

HAL Id: hal-00795544

<https://essec.hal.science/hal-00795544>

Preprint submitted on 28 Feb 2013

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

***Assurance maladie en Suisse :
l'assurance supplémentaire
nuit-elle à la concurrence sur
l'assurance de base ?***

*Research Center
ESSEC Working Paper 1303*

2013

*Brigitte Dormont
Pierre-Yves Geoffard
Karine Lamiraud*

Assurance maladie en Suisse : l'assurance supplémentaire nuit-elle à la concurrence sur l'assurance de base ?

Brigitte Dormont¹, Pierre-Yves Geoffard², Karine Lamiraud³

Octobre 2012

Ce travail a bénéficié d'un soutien du Fonds National suisse et de la Chaire Santé, placée sous l'égide de la Fondation Du Risque (FDR) en partenariat avec PSL, Université Paris-Dauphine, l'ENSAE et la MGEN. Les auteurs tiennent à remercier la SwissSchool of Public Health+ qui a financé l'administration du questionnaire qu'ils ont élaboré.

¹PSL, Université Paris-Dauphine (LEDa-LEGOS) et Cepremap

²Paris School of Economics (CNRS)

³ESSEC Business School, THEMA-Université de Cergy Pontoise

Résumé

De nombreux pays ont introduit des mécanismes concurrentiels en assurance maladie, tout en instaurant une régulation pour éviter la sélection des risques et garantir une solidarité entre malades et bien portants. Le modèle de la « concurrence régulée » est ainsi appliqué pour l'assurance maladie de base en Suisse, aux Pays-Bas, en Allemagne, en Israël. Il inspire la réforme de l'assurance maladie aux Etats-Unis. Pour analyser le fonctionnement d'un tel système, on considère le cas de la Suisse, en s'intéressant aux interférences potentielles entre le marché des assurances supplémentaires et la concurrence sur le marché de l'assurance de base. L'organisation actuelle de l'assurance maladie en France diffère de celle du système Suisse. Mais la question d'une régulation du marché des assurances complémentaires pourrait être posée à terme.

Douze ans après l'introduction de la concurrence régulée, les résultats observés en Suisse sont décevants. Alors que pour un même contrat les écarts de primes constatés entre les compagnies d'assurance peuvent être très importants, la proportion d'assurés qui changent de caisse reste faible. Tout se passe comme si les assurés ne faisaient pas jouer la concurrence.

Notre analyse montre que la faible mobilité des assurés résulte de la co-existence de deux marchés d'assurance maladie soumis à des règles différentes : le marché de l'assurance de base, où la sélection des risques est interdite, et celui de l'assurance supplémentaire, où elle est autorisée. Les estimations montrent que la propension à changer de caisse est beaucoup plus faible chez les détenteurs d'une assurance supplémentaire qui estiment que leur santé n'est pas excellente. Le droit de sélectionner les candidats à la souscription pour l'assurance supplémentaire nuit à la concurrence sur l'assurance de base.

Mots-clés: Concurrence en assurance maladie, mobilité des assurés, assurance de base, assurance supplémentaire

Abstract

Many countries have introduced competition in health insurance markets. Managed competition settings have been implemented in order to avoid risk selection problems. In Germany, the Netherlands, Switzerland and Israel citizens can choose between different providers for basic coverage. In this article, we focus on the specific case of Switzerland which implemented managed competition in basic health insurance markets in 1996. We study to what extent consumer choice for one's basic health plan may interact with the decision to subscribe to supplementary insurance. The organization of social health insurance in France is currently very different from the Swiss system. However the question of regulating complementary health care insurance markets in France may be discussed in the middle/long run using the Swiss model.

In Switzerland, competition in basic health insurance markets has not been effective so far. There is no evidence of premium convergence within cantons. Consumers have been reluctant to switch to less expensive funds. We investigate one possible barrier to switching behavior, namely the influence of supplementary insurance.

We show that low switching rates are the result of the existence of two health insurance markets which are regulated differently: the basic health insurance market where risk selection is prohibited and the supplementary health insurance market where risk selection practices are allowed. We show that holding a supplementary contract reduces the probability of switching basic insurance provider for those with poor self-assessed health but has no effect on the switching behavior of enrollees in good/very good health. The efficient management of competition in the basic insurance market may suffer from a lack of adequate regulation in the supplementary market.

La fédération helvétique comporte 7.7 millions d'habitants répartis dans 26 cantons. L'offre de soins et la politique de santé publique sont définies au niveau des cantons mais l'assurance maladie est organisée au niveau fédéral. Elle comporte deux niveaux : une assurance de base obligatoire et des assurances supplémentaires facultatives. L'assurance de base peut être souscrite auprès de multiples compagnies : le système suisse privilégie la concurrence entre caisses d'assurance en favorisant le libre choix du consommateur.

Une assurance maladie obligatoire est en principe définie pour un périmètre de soins donné, le « panier de base ». On désigne ainsi des soins jugés fondamentaux, auxquels tous les membres de la société doivent avoir accès sans restriction. Le contenu du panier de base n'est pas figé : il évolue en fonction des normes sociales et des possibilités offertes par les progrès médicaux. Par exemple, pour la France et nombre de pays européens, les soins exclus du panier de base correspondent à la médecine alternative, au confort à l'hôpital et aux dépassements d'honoraires. Dans les systèmes de soins de la plupart des pays développés, l'assurance de base obligatoire coexiste avec des assurances facultatives, qui jouent le rôle d'assurances complémentaires lorsqu'elles participent à la couverture des soins de base et celui d'assurances supplémentaires lorsqu'elles couvrent les autres soins. En France, ce qu'on appelle les organismes d'assurances complémentaires cumulent les fonctions d'assurances complémentaire et supplémentaire. Leur fonction principale est celle d'assurance complémentaire, c'est-à-dire de coassurance des soins de base, ce qui constitue une originalité française. En effet, en Suisse, et dans les pays de l'OCDE dotés d'une assurance de base obligatoire, les assurances facultatives assument plutôt la fonction d'assurance supplémentaire (Colombo et Tapay, 2004).

L'objet de cet article est d'analyser le fonctionnement d'un système de concurrence régulée en assurance maladie. En considérant le cas de la Suisse, on s'intéresse aux interférences potentielles entre le marché des assurances supplémentaires et la concurrence sur le marché de l'assurance de base. L'organisation actuelle de l'assurance maladie en France diffère de celle du système Suisse. Mais les assurances complémentaires participent de plus en plus à la couverture des soins dans notre pays. La question de la régulation du marché des assurances complémentaires doit donc être posée. L'analyse du système Suisse, qui s'appuie sur un marché régulé d'assurance maladie, peut illustrer certains enjeux du système français.

1 La concurrence régulée en assurance maladie : l'exemple de la Suisse

En Suisse, pour l'année 2007, l'assurance de base et les assurances supplémentaires ont couvert respectivement 35,3 % et 9,2 % des dépenses de santé. Une part non négligeable des coûts - 30,7 % - est à la charge directe des ménages¹. Le reste du financement correspond aux budgets cantonaux consacrés aux établissements de santé (OFS, 2009). En France pour la même année 2007, la Sécurité sociale de base a couvert 76,2 % des dépenses de santé et les organismes complémentaires 13,5 %. Dans notre pays les ménages paient directement 8,9 % de leurs dépenses de santé (DREES, 2010).

L'offre d'assurance maladie par une pluralité de compagnies est une caractéristique du système suisse depuis près d'un siècle. La réforme fédérale introduite en 1996 par la loi sur l'Assurance Maladie (LAMal) rend obligatoire l'assurance de base pour les résidents suisses. Elle organise pour le marché de cette assurance une concurrence qui était jusqu'alors très peu régulée.

Le principe de cette réforme est de faciliter les changements de caisse pour les affiliés afin d'inciter les assureurs à fournir le meilleur service au moindre coût. Le dispositif mis en place favorise les mécanismes concurrentiels:

- l'assurance de base est obligatoire ;
- tout assureur doit offrir un contrat à un individu qui en fait la demande ;
- les contrats sont standardisés : le contenu du panier de base, les niveaux des franchises et les taux de co-paiement sont définis de façon homogène pour tous les assureurs ;
- les primes ne peuvent pas être ajustées en fonction des dépenses de soins de l'assuré : elles doivent être uniformes pour tous les individus de la même zone géographique ayant opté pour le même niveau de franchise et le même type de contrat².
- L'assurance ne peut pas être financée par l'employeur. La prime est payée intégralement par le souscripteur.

¹ L'importance des sommes à la charge des ménages en Suisse est liée à l'existence de franchises et de co-paiements. En outre, aucun soin d'optique ou de dentaire n'est inclus dans le panier de soins de l'assurance de base.

² Il existe des contrats avec des restrictions sur le choix du médecin. Il y a aussi trois tranches d'âge permettant de distinguer les enfants et les jeunes : 0-18 ans, 19-26 ans, plus de 26 ans.

L'obligation d'assurance permet d'instaurer un partage du risque maladie à l'échelle de la population, réduisant le coût de l'assurance pour chacun. La standardisation des contrats a pour intérêt de définir une concurrence en prix seulement : seul le niveau des primes différencie une compagnie d'une autre, facilitant les arbitrages du consommateur. L'information sur les primes est largement diffusée dans la presse et sur internet. Le fait que la prime d'assurance maladie soit intégralement payée par le souscripteur est prévu pour rendre les individus plus sensibles au coût et donc plus réactifs aux différences de primes entre les compagnies.

Imposer une prime uniforme, indépendante de l'état de santé des individus, permet à la solidarité entre malades et bien portants de jouer. Selon des principes d'équité verticale, la loi prévoit aussi que les primes d'assurance des individus les plus pauvres soient partiellement prises en charge par chaque canton sous forme de subsides. Cette disposition vise à rendre effective l'obligation de s'assurer.

La LAMal cherche à bannir les stratégies de sélection des risques. Tout d'abord elle oblige chaque assureur à satisfaire toute demande de contrat. Ensuite un mécanisme de compensation des risques est instauré, qui décourage la chasse aux bons risques en permettant aux caisses couvrant une population plus âgée de recevoir un financement de la part de caisses dont les affiliés présentent une structure démographique plus favorable³. L'imposition d'un contrat standard joue aussi son rôle : elle évite la sélection des risques qui passerait par une stratégie de ciblage de publics particuliers à travers la segmentation des contrats (contrats jeunes, *low-cost*, etc., stratégie présentée dans le secteur des complémentaires en France).

Pour offrir un niveau de prime compétitif, les compagnies doivent réduire leurs coûts de gestion. En revanche, il leur est difficile de constituer un réseau de professionnels médicaux attirés avec une contractualisation formalisant un engagement à délivrer des soins de façon efficiente. En effet, les caisses ont l'obligation de contracter avec tous les prestataires de

³ Le mécanisme de compensation des risques actuellement en vigueur est fondé sur une prévision de dépenses individuelles de santé basée sur l'âge et le sexe de l'assuré. Un troisième facteur d'ajustement, le risque de maladie grave (évalué par un séjour hospitalier de plus de 3 jours) a été adopté par le parlement le 21 décembre 2007 et est entré en vigueur le 1er janvier 2012.

soins : en dehors des contrats de type « *HMO*⁴ », peu développés en Suisse, les assurés peuvent consulter le médecin de leur choix.

Obligation d'assurance, interdiction de la sélection, fixation de primes indépendantes des caractéristiques de la personne, standardisation des contrats et compensation des risques : ces principes de régulation de la concurrence en assurance maladie sont appliqués, avec des variantes nationales, en Suisse, aux Pays-Bas, en Allemagne et en Israël. Ils inspirent la récente réforme de l'assurance maladie aux Etats-Unis (Affordable Care Act, mars 2010).

Nous l'avons vu, cette régulation concerne un périmètre de soins donné, le panier de base. Dès lors, il est possible qu'émerge une offre d'assurance pour couvrir les autres soins. En Suisse, les assurés ont la possibilité de souscrire des assurances supplémentaires comme par exemple l'assurance soins dentaires, médecines alternatives, hospitalisation en chambre simple ou double. Un assuré peut souscrire son assurance obligatoire et ses éventuels contrats supplémentaires auprès de la même caisse ou auprès de caisses différentes.

Le législateur a prévu une séparation stricte de l'assurance de base et de l'assurance supplémentaire. Elles sont régulées par des lois différentes, l'assurance de base étant régie par la LAMal et les assurances supplémentaires par la Loi sur les Contrats d'Assurance (LCA). Différence importante, la sélection des risques est autorisée pour les assurances supplémentaires. En effet, un questionnaire de santé peut être présenté pour toute demande de souscription.

Depuis la mise en place de la LAMal, le nombre de compagnies reconnues au niveau fédéral pour l'assurance de base a diminué, de 159 en 1996 à 87 en 2007. Mais le nombre d'assureurs par canton a augmenté. A deux exceptions près (les Grisons et le Valais), le nombre de caisses opérant par canton était compris entre 36 et 40 en 1996. En 2007, le nombre de caisses par canton varie de 50 à 64 caisses.

Les dispositifs favorisant la mobilité des assurés et le nombre élevé de compagnies devaient créer une forte concurrence au sein de chaque canton et conduire à un alignement des primes

⁴ Les contrats « *HMO* » se réfèrent au modèle américain de *Health Maintenance Organization* : il s'agit d'organisations où l'assurance maladie et la fourniture de soins sont intégrées. Ces organisations mettent en place une contractualisation qui vise à intéresser les médecins aux résultats financiers de la compagnie. Ils ont alors un intérêt direct à fonctionner de façon efficiente.

au niveau le plus bas. Encore faut-il que la pression concurrentielle soit effective. Douze ans après la réforme, les résultats sont décevants. Alors que les écarts entre les primes restent très importants, la proportion d'assurés qui changent de caisse est faible chaque année : entre 4 et 5 %. Tout se passe comme si les assurés faisaient peu jouer la concurrence.

Comment interpréter cette inertie des consommateurs ? Les faibles taux de mutations observés peuvent révéler des différences dans la qualité des services, d'importants coûts de mutation et/ou des pratiques de sélection des risques de la part des assureurs.

Dans cet article nous examinons le rôle potentiel des interactions entre le marché de l'assurance de base et celui des assurances supplémentaires. Certes, la loi interdit que les assurances de base et supplémentaires soient vendues comme des produits joints. En pratique cependant, certaines caractéristiques du marché de l'assurance supplémentaire peuvent avoir un impact sur le fonctionnement de la concurrence pour l'assurance de base. Notre enquête montre que 88 % des individus ont souscrit au moins une assurance supplémentaire. Parmi eux, 91 % ont souscrit cette assurance auprès de la même compagnie que celle qu'ils ont choisie pour l'assurance de base. *De facto*, les deux marchés ne semblent pas véritablement séparés. En conséquence, il faut évaluer l'influence de la détention d'un contrat d'assurance supplémentaire sur les arbitrages du consommateur en matière d'assurance de base. Détenir une assurance supplémentaire peut exposer l'assuré à des pratiques de sélection des risques et augmenter ses coûts de mutation. Dans cette perspective, le rôle inhibiteur de l'assurance supplémentaire serait lié aux explications en termes de coûts de mutation et de sélection des risques mentionnées ci-dessus.

Nous reprenons la problématique d'un article précédent (Dormont *et al.* 2009) qui portait sur la période 1997-2000, laquelle qui se situe immédiatement après la réforme de la LAMal. Les faibles taux de mutations observés sur ce premier échantillon pouvaient être attribués aux délais nécessaires à la montée en régime du nouveau système de concurrence, au temps d'apprentissage des acteurs et à la mise en place des sites comparateurs de primes. Il était important d'examiner si l'ampleur des comportements de mutation reste réduite, et d'analyser le rôle inhibiteur des assurances supplémentaires confirmés sur une période plus récente, située plus de dix ans après la réforme. Notre objectif est aussi de présenter ces questions de structuration de l'assurance et le « modèle » de la concurrence régulée en assurance maladie à un public intéressé par la politique publique en France.

2 Comment les assurances supplémentaires peuvent-elles inhiber les changements de caisse ?

Trois caractéristiques du système suisse sont en jeu :

- il est possible de souscrire ses contrats supplémentaires chez l'assureur que l'on a choisi pour l'assurance de base ;
- souscrire l'assurance de base et ses assurances supplémentaires auprès de deux assureurs différents induit des coûts administratifs pour l'assuré à cause du double envoi des factures ;
- la loi qui régit les assurances supplémentaires permet une différenciation des contrats et autorise la sélection des assurés.

Ces règles entraînent que l'assurance supplémentaire peut influencer la mobilité des assurés dans l'assurance de base à travers quatre mécanismes.

(a) Le premier est un pur coût de mutation. Changer de caisse est coûteux en temps passé à collecter les informations et effectuer les démarches administratives. Comme la détention d'un contrat de base et d'un contrat supplémentaire auprès de deux assureurs différents induit des coûts administratifs additionnels, les assurés qui souhaitent changer de caisse pour l'assurance de base doivent aussi envisager de changer de caisse pour leur contrat d'assurance supplémentaire. Le coût de mutation est ainsi plus élevé pour un assuré qui dispose d'un contrat supplémentaire. Ce mécanisme est indépendant de l'état de santé de l'individu.

(b) La possibilité de sélection des risques sur le marché de l'assurance supplémentaire a pour conséquence qu'un assuré dont la santé n'est pas excellente s'identifie comme un mauvais risque et redoute d'être rejeté, s'il envisage de souscrire ses assurances supplémentaires auprès d'une nouvelle compagnie. Dans ce cas, la détention d'une assurance supplémentaire constitue un obstacle au changement de caisse dans l'assurance de base : la compagnie qui serait choisie pour l'assurance de base pourrait refuser de vendre un contrat d'assurance supplémentaire au nouvel arrivant ou demander en contrepartie le paiement d'une prime prohibitive. Ce mécanisme constitue un frein à la mutation lié à la détention d'une assurance supplémentaire qui ne doit s'observer que pour les individus qui jugent que leur santé est médiocre.

(c) Le troisième mécanisme suppose que les assureurs cherchent à retenir dans leur pool d'assurés les individus qui détiennent une assurance supplémentaire. En effet, la réglementation de l'assurance supplémentaire est peu contraignante: la possibilité de sélectionner les risques et l'absence de standardisation des contrats contribuent à réduire la pression concurrentielle. Dans cette perspective, les assureurs auraient intérêt à conserver les assurés munis d'une assurance supplémentaire, lesquels seraient particulièrement profitables quel que soit leur niveau de risque. Ce mécanisme implique que la possession d'un contrat supplémentaire joue négativement sur la probabilité de changer de caisse dans l'assurance de base indépendamment de l'état de santé subjectif des individus.

(d) Le quatrième mécanisme se réfère à l'idée de rétention des bons risques dans l'assurance de base. La détention d'une assurance supplémentaire peut être corrélée avec une meilleure santé et avec une faible consommation de soins de base en cas de maladie. Pourquoi les détenteurs d'assurance supplémentaire seraient-ils de bons risques ? Pensons aux médecines alternatives : des individus qui souscrivent ces contrats⁵ sont en principe plus réticents à la consommation des médicaments. Détenir une assurance supplémentaire peut aussi être associé à une plus grande attention portée à la santé et aux comportements de prévention. Si les compagnies délivrant l'assurance de base cherchent à retenir les bons risques, on devrait trouver que les détenteurs d'une assurance supplémentaire qui sont en bonne santé sont moins susceptibles de changer de caisse que les autres assurés⁶.

Comment les compagnies peuvent-elles sélectionner les risques alors qu'une telle pratique est interdite dans l'assurance de base ? Un exemple récent illustre les stratégies possibles. Une compagnie d'assurance active sur les marchés de l'assurance de base et de l'assurance supplémentaire a envoyé la lettre suivante à l'un de ses affiliés : "pour vous remercier de votre fidélité, nous avons le plaisir de vous faire bénéficier des trois offres suivantes: 1. Une paire de lunettes pour un prix de 5 francs suisses (au lieu de 49.90 francs suisses). 2. Un casque de ski pour un prix de 20 francs suisses (au lieu de 89.90 francs suisses). 3. un contrat d'assurance privée d'hospitalisation en chambre double gratuit pendant la première année pour une période d'engagement minimale de 3 ans". Ce courrier, daté du 12 septembre 2007, a été

⁵Dans notre enquête 45 % des individus ont souscrit une supplémentaire couvrant les médecines alternatives.

⁶En pratique la compagnie d'assurance identifie facilement *post* les bons et mauvais risques parmi ses affiliés, puisqu'elle observe leur utilisation des services de santé. Mais le point de vue de l'économètre, qui est le nôtre, est tout différent : nous n'observons qu'imparfaitement la consommation de soins et ne connaissons que la santé auto-évaluée. La détention d'une assurance supplémentaire croisée avec la bonne santé est ici utilisée comme un indicateur d'un bon risque.

envoyé à un assuré qui n'avait pas eu de dépenses au titre de l'assurance de base au cours de l'année 2006. Des exemples de ce type sont régulièrement repris dans la presse helvétique.

3 La concurrence a-t-elle entraîné une convergence des primes pour l'assurance de base ?

Contrats standardisés, primes intégralement à la charge des souscripteurs, diffusion publique de l'information sur les offres des différentes compagnies : la régulation introduite par la LAMal aurait dû faciliter les arbitrages des consommateurs et favoriser une réduction des écarts de primes pour l'assurance de base. Plus de dix ans après la réforme, force est de constater que les primes sont encore très disparates.

L'évolution de leur variabilité peut être examinée à partir de la base de données cantonales que nous avons constituée (encadré A). Notons $p_{j,c,t}$ la prime payée pour l'assurance de base offerte par la compagnie j dans le canton $cent$. Pour l'année t , la variance totale des primes, $V(p_{j,c,t})$, peut être décomposée en variances inter- et intra-cantons :

$$V(p_{j,c,t}) = V(p_{.,c,t}) + V(p_{j,c,t} - p_{.,c,t})$$

La variance inter-cantons, $V(p_{.,c,t})$ résulte des différences de niveaux moyens des primes entre les cantons. Comme chaque citoyen doit s'assurer au sein de son canton, c'est à ce niveau géographique que joue la concurrence. Un impact de la concurrence, s'il existe, doit se manifester par une réduction de la variance intra-cantons.

Nous avons examiné les valeurs annuelles des écarts-type des primes dans la dimension totale (les données annuelles des différents cantons sont empilées), inter- et intra-cantons, en utilisant la transformation logarithmique afin que la croissance des primes dans le temps n'affecte pas le diagnostic sur leur variabilité (figure 1). Les statistiques sont pondérées afin de tenir compte de la taille des caisses en termes de nombre d'affiliés.

L'écart-type total du log des primes décroît très légèrement dans le temps, de 0,22 en 1996 à 0,18 en 2005. Mais ce mouvement résulte pour l'essentiel de la décroissance de l'écart-type inter-cantons⁷. Or, nous avons vu que la concurrence se joue à l'intérieur des cantons : un impact de la concurrence ne peut être observé qu'au seul niveau de l'écart-type intra-

⁷ On observe que plus de 80 % de la variance du log des primes sont dus aux écarts inter cantons, un résultat robuste à la prise en compte des différences de structure par âge et sexe des affiliés. Cette forte proportion de la variance inter cantons reflète probablement des stratégies de fixation des prix par des compagnies qui sont généralement actives dans la plupart des cantons. Elle montre que restreindre la concurrence au périmètre du canton n'est pas sans inconvénient.

canton. Celui-ci décroît très peu dans le temps, de 0,08 en 1996 à 0,07 en 2005. La convergence des primes depuis la mise en place de la LAMalest limitée.

L'évolution des premier et neuvième déciles permet de mieux comprendre de quoi est faite la faible diminution de la disparité intra cantons. Nous avons calculé pour chaque canton le rapport du neuvième décile (D9) à la médiane (D5) de la distribution des primes (pondérées par le nombre d'affiliés par caisse), puis calculé la moyenne annuelle de ce rapport, avec une pondération tenant compte du nombre d'assurés dans chaque canton. Le même calcul est réalisé pour le rapport de la médiane au premier décile des primes (D5/D1). En début de période, des disparités en haut et en bas de la distribution des primes sont d'une ampleur similaire (figure 2). On observe ensuite une réduction des disparités en haut de la distribution (D9/D5), suggérant qu'une pression s'exerce quand même à l'encontre des primes les plus élevées. Mais ce changement reste limité. Au total, la concurrence ne semble pas vraiment fonctionner.

4 Peu d'individus changent de caisse d'assurance maladie

Notre enquête révèle un taux de mutation assez faible : seulement 17,8 % des individus de plus de 26 ans ont changé de caisse entre 2003 et 2007, soit 4,5 % par an (tableau 1). Les intentions de changer de caisse sont aussi peu fréquentes : en 2007, 11,6 % des individus ont cette intention dans un futur proche.

Sur la période 1997-2000, 14,3 % des individus avaient changé de caisse, soit un taux annuel de 4,8 % (Dormontet *al.*, 2009). Force est de constater que l'inertie des consommateurs est restée la même. Sur les années 1997-2000, situées juste après la réforme de 1996, il était possible d'imaginer qu'une période d'apprentissage était nécessaire pour que les consommateurs comprennent le fonctionnement du système et que les sites comparateurs de primes se mettent en place. Nos nouveaux résultats montrent que cette explication n'est pas tenable : un faible taux de mutation est observé de façon durable.

Une forte proportion d'individus - 87,6 % - a souscrit au moins une assurance supplémentaire. Une telle assurance correspond à différents contrats possibles couvrant par exemple les soins dentaires, divers niveaux de confort à l'hôpital, les soins transfrontaliers, la médecine alternative, les arrêts maladie, etc. Un contrat très simple, appelé «Division commune Suisse entière», permet d'étendre la couverture des soins hospitaliers aux soins délivrés dans tout le pays et non dans les hôpitaux du seul canton d'origine. Ce contrat peu coûteux est offert par la plupart des assureurs sans examen médical. En excluant les souscriptions à ce contrat, nous trouvons que 80,1 % des individus ont souscrit une assurance supplémentaire.

Les primes sont indépendantes des caractéristiques de l'individu et de son revenu mais les ménages à faible revenu bénéficient d'une aide financière prenant la forme d'une subvention dont la générosité et les critères d'éligibilité sont définis au niveau cantonal. Dans l'échantillon 16,8 % des assurés bénéficient de cette subvention (tableau 1). On observe par ailleurs que 37,2 % des individus ont opté pour la franchise la plus basse (ce qui améliore la couverture, pour un niveau de prime majoré). Enfin, le montant de la subvention est calculé indépendamment de la caisse choisie. Par conséquent, il n'y a pas d'incitation ni d'obstacle au changement de caisse associé à la perception de cette subvention.

L'analyse descriptive des données de l'enquête montre aussi que la souscription d'un contrat d'assurance supplémentaire n'est pas liée au sexe de l'individu mais à son âge : comme les

jeunes, les personnes de plus de 65 ans souscrivent une assurance supplémentaire dans une moindre proportion que les personnes d'âge intermédiaire (tableau 2).

Détenir une assurance supplémentaire va de pair avec une moindre propension à changer de caisse. La probabilité de mutation est réduite d'un quart pour les individus qui ont une assurance supplémentaire (tableau 3a). L'intention de changer de caisse est aussi fortement réduite dans ce cas, presque divisée par deux.

L'état de santé est mesuré par une note subjective⁸ attribuée par l'individu lui-même à partir d'une grille en cinq catégories que nous avons réduite à trois catégories : état de santé mauvais, bon, très bon. 16,5 % des individus de notre échantillon jugent leur santé mauvaise. A l'opposé, 38,4 % des individus jugent leur santé très bonne (tableau 1). Le niveau de revenu du ménage est fortement corrélé à l'état de santé subjectif : par rapport aux ménages à faible revenu, la probabilité de juger sa santé mauvaise est inférieure des deux-tiers pour un individu appartenant à un ménage de revenu intermédiaire. Pour les ménages les plus aisés, cette probabilité est réduite par un facteur supérieur à 7 (tableau 3b). Détenir une assurance supplémentaire est aussi corrélé à un bon état de santé subjectif, sans que cette corrélation provienne de l'influence du revenu sur l'achat d'une supplémentaire. En effet, les influences du revenu et de l'assurance supplémentaire sur la bonne santé subjective sont maintenues lorsque ces deux variables sont introduites simultanément dans l'estimation.

⁸ En économie de la santé, une littérature très abondante est consacrée aux relations existant entre état de santé subjectif et objectif, avec des discussions sur les difficultés à opérer même une distinction (par exemple, obtenir un diagnostic conduisant au constat objectif d'une maladie nécessite de la part de l'individu un jugement sur son état de santé le conduisant à aller consulter). Les études montrent que la note auto-attribuée est un excellent prédicteur des problèmes de santé (compléter avec une référence).

Encadré A : Les données

Notre base de données est construite à partir de deux sources : l'enquête « Choix d'Assurance Maladie - IEMS-2007 », menée auprès d'un échantillon représentatif des assurés en Suisse par l'Institut d'Economie et de Management de la Santé de l'Université de Lausanne; une base de données longitudinale construite au niveau cantonal par les auteurs. La réalisation de l'enquête a été conduite par l'Institut LINKS, sous la supervision de B. Dormont, P.-Y. Geoffard et K. Lamiraud, lesquels avaient élaboré le questionnaire dans la continuité de celui de l'enquête OFAS (2001) (cf Dormont et al, 2009).

L'enquête Choix d'Assurance Maladie IEMS-2007

Cette enquête a été effectuée par téléphone entre juin et août 2007 auprès de 3016 assurés soumis à la LAMal et âgés de 26 ans ou plus. Une lettre de contact a été envoyée à un échantillon national aléatoire simple de ménages privés résidant en Suisse (tirage effectué par l'Office Fédéral des Statistiques). Une personne de 26 ans ou plus a ensuite été sélectionnée aléatoirement dans chacun des ménages éligibles (i.e. couverts par la LAMal) pour répondre au questionnaire.

L'enquête porte sur les choix d'assurance maladie. Les personnes interrogées doivent indiquer les choix effectués pour l'assurance maladie de base : le nom de la caisse, le montant de la franchise adoptée, l'option choisie (contrat avec choix restreint du médecin ou contrat permettant un choix non contraint du prestataire de soins), les raisons fondant le choix de la caisse, le montant de la prime. Pour les contrats d'assurance supplémentaires éventuellement souscrits, les individus doivent indiquer la nature des prestations supplémentaires couvertes, le nom de la caisse pour chacune des assurances supplémentaires contractées, ainsi que le montant de la prime.

Les assurés sont ensuite interrogés sur les changements qui ont pu intervenir entre 2003 et 2007 dans leur contrat d'assurance maladie de base (changement de caisse, de franchise ou d'options) et dans leurs éventuels contrats d'assurance supplémentaires (résiliation de certaines couvertures supplémentaires, signature de nouveaux contrats, changements de caisse). Le questionnaire demande aussi aux individus s'ils ont l'intention de changer de caisse dans un futur proche pour l'assurance de base.

Des informations sociodémographiques sur les personnes interrogées sont également collectées dans le cadre de cette enquête (âge, sexe, revenu, niveau d'éducation, nationalité, taille du ménage, activité professionnelle, code postal,) ainsi que des informations sur l'état de santé subjectif, quelques éléments sur l'utilisation des soins médicaux et le niveau des dépenses de santé.

La base de données cantonale

La base de données cantonale a été constituée à partir des registres de l'OFSP avec pour unité d'observation chacune des caisses d'assurance maladie opérant sur le marché de l'assurance de base sur la période 1996 – 2007. Ainsi, pour chaque caisse, dans chacun des cantons, nous disposons pour chaque année 1996 à 2007 du niveau de prime offert pour chaque type de contrat d'assurance de base (en fonction de la franchise et de l'option choisie) destiné aux adultes âgés de plus de 26 ans. Le nombre d'affiliés de chaque caisse dans chaque canton est également renseigné, mais tous contrats d'assurance de base confondus.

5 Modéliser les comportements de changement de caisse : spécification économétrique

Pour étudier la mobilité des assurés, nous considérons une variable dichotomique y_i telle que $y_i = 1$ si l'individu i a changé au moins une fois de caisse entre 2003 et 2007 et $y_i = 0$ si l'individu i est resté assuré auprès de la même caisse pour l'assurance de base au cours de cette période. Nous estimons le modèle :

$$\begin{cases} y_i = 1 \text{ si } y_i^* \geq 0 \\ y_i^* = x_i' \beta + s_i \gamma + u_i \end{cases} \quad (1)$$

où y_i^* représente le bénéfice net associé au changement de caisse. x_i' est un vecteur de caractéristiques individuelles et s_i une variable dichotomique indiquant si l'individu détient ($s_i = 1$) ou non ($s_i = 0$) un contrat d'assurance supplémentaire. Le terme d'erreur u_i est supposé suivre une loi normale.

Nous modélisons également la décision de souscrire au moins un contrat d'assurance supplémentaire⁹. Le bénéfice net associé à la possession d'un tel contrat est représenté par la variable latente s_i^* et la décision de souscrire un contrat d'assurance supplémentaire est définie par :

$$\begin{cases} s_i = 1 \text{ si } s_i^* \geq 0 \\ s_i^* = z_i' \alpha + v_i \end{cases} \quad (2)$$

où z_i' est un vecteur de caractéristiques individuelles.

Peut-on penser que la souscription d'une assurance supplémentaire est une décision indépendante de celle de changer de caisse pour l'assurance de base? Autrement dit, la variable s_i indicatrice de la détention d'une assurance supplémentaire est-elle exogène dans l'équation (1)? L'estimation séparée des modèles (1) et (2) peut conduire à des estimations biaisées si leurs termes d'erreur u_i et v_i sont corrélés. De façon générale, il est envisageable que ces termes contiennent tous deux des variables inobservables comme l'état de santé de

⁹Hormis "Division commune Suisse entière"

l'individu ou son aversion pour le risque et soient donc corrélés. Notre spécification économétrique admet la possibilité d'une telle corrélation, mais il faut avoir à l'esprit qu'elle peut ne pas être observée sur données suisses : en effet, la régulation sur les marchés de l'assurance de base qui impose une standardisation des contrats peut éliminer toute influence de l'état de santé ou de l'aversion pour le risque sur la décision de changer de caisse. Il est possible que ces variables inobservables n'affectent que le terme v_i .

Encadré B Estimations économétriques

Les expressions (1) et (2) forment un modèle récursif bivarié (Maddala, 1983). Si les termes d'erreur u_i et v_i ne sont pas indépendants, un estimateur convergent est obtenu en maximisant la vraisemblance définie à partir de la loi jointe des variables s_i et y_i (probit bivarié). En revanche, si u_i et v_i ne sont pas corrélés, les deux équations peuvent être estimées de manière séparée.

Les conditions d'identification de ce modèle sont remplies. Plusieurs instruments déterminant la détention d'un contrat d'assurance supplémentaire n'expliquent pas le bénéfice à changer de caisse et sont donc exclus de l'équation (1) : le sexe, le revenu et le niveau d'éducation. Pour examiner si les instruments utilisés sont suffisamment corrélés à la variable indicatrice de la détention d'une assurance supplémentaire, nous avons estimé le modèle de probabilité linéaire correspondant. Nous trouvons une statistique de Fisher du test de la nullité des coefficients des instruments exclus égale à $F = 12.29$, ce qui permet de conclure que les instruments utilisés ne sont pas faibles (Bound *et al.* 1995). Par ailleurs, le test de Sargan appliqué pareillement au modèle de probabilité linéaire correspondant permet de ne pas rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle ces instruments étaient non corrélés avec u_i ($p = 0.53$)¹⁰.

Les modèles expliquant le changement de caisse et la souscription d'une assurance supplémentaire sont estimés séparément (tableau 4) ou conjointement. Des constantes spécifiques aux cantons (effets fixes) sont incorporées aux équations afin de tenir compte de l'hétérogénéité inobservée entre les cantons. Les estimations réalisées sans effets fixes cantons sont disponibles sur demande. Elles ne donnent pas de résultats qualitativement différents. L'estimation du modèle bivarié conduit à une perte de précision pour l'impact de l'assurance supplémentaire. On obtient aussi une corrélation non significative entre les termes d'erreur u_i et v_i des deux équations, ce qui suggère qu'une estimation séparée des deux équations peut être légitime¹¹. Pour fonder une telle démarche, nous avons procédé à un test d'Hausman pour examiner si la variable s_i (détention d'une supplémentaire) est une variable exogène dans le modèle expliquant le changement de caisse. Ce test, effectué sur le modèle de probabilité linéaire correspondant au modèle (1), permet de ne pas rejeter l'hypothèse d'exogénéité des s_i (on a $p = 0,89$ – le test a été effectué sur la spécification III (Tableau 4)). Nos commentaires se concentrent donc sur les résultats issus de l'estimation des équations séparées, en étudiant tout d'abord la décision de souscrire un contrat d'assurance supplémentaire (partie inférieure du tableau 4).

¹⁰ Le test de Sargan a été effectué sur la spécification III (Tableau 4)

¹¹ Les résultats de l'estimation jointe peuvent être communiqués au lecteur intéressé.

6 L'influence du revenu est de signe opposé pour l'assurance de base et l'assurance supplémentaire

La probabilité de souscrire un contrat d'assurance supplémentaire n'est pas une fonction monotone de l'âge : son niveau le plus élevé est atteint pour les assurés âgés de 50 à 65 ans, et elle est moindre pour les moins de 35 ans et les plus de 65 ans. Les statistiques descriptives ont montré qu'un mauvais état de santé subjectif est corrélé à un revenu bas et à une faible propension à souscrire une assurance supplémentaire (tableau 3bis). Dans l'estimation, l'information relative à l'état de santé subjectif est captée par la variable revenu : son influence sur la probabilité de souscrire un contrat d'assurance supplémentaire n'est plus significative lorsque le revenu et le niveau d'éducation sont introduits dans le modèle¹².

Nous trouvons que le revenu joue positivement sur la probabilité de souscrire un contrat d'assurance supplémentaire. Ce résultat est en contradiction avec l'hypothèse « DARA » (*decreasing absolute risk aversion*) qui est la plus souvent retenue en théorie de l'assurance (Eeckhoudt, Gollier et Schlesinger, 2005) : stipulant que l'aversion pour le risque décroît avec le niveau de revenu, elle implique que l'assurance est un bien inférieur, autrement dit que la couverture demandée décroît lorsque le revenu augmente. En ce qui concerne l'assurance maladie, la couverture concerne le coût de services de santé, qui peuvent être nécessaires *ex post*. Ceci est vrai pour l'assurance de base comme pour l'assurance supplémentaire. Pour l'assurance supplémentaire cependant, les services de santé concernés peuvent être des biens supérieurs, voire des biens de luxe : par exemple, la disposition à payer pour une chambre individuelle à l'hôpital est vraisemblablement croissante avec le revenu. De ce fait, la demande de contrats d'assurance supplémentaire, qui couvrent ce type de services peut bien être, *ex ante*, une fonction croissante du revenu.

Il est intéressant de souligner que pour l'assurance de base nous trouvons que le niveau de franchise choisi augmente avec le revenu¹³. Ce résultat est conforme à l'hypothèse d'aversion au risque décroissante : les individus à haut revenu sont disposés à assumer une plus large part

¹²C'est pourquoi l'état de santé subjectif n'apparaît pas dans les parties inférieures des tableaux 4 et 5.

¹³ Ces résultats ne sont pas publiés ici car la demande d'assurance de base est en dehors du champ de cette étude, mais ils peuvent être communiqués à la demande.

du risque financier associé aux soins de base. Au total, le revenu a des effets opposés sur la demande d'assurance de base et d'assurance supplémentaire. Notre interprétation n'est pas que l'aversion au risque varierait en fonction du type d'assurance concernée. Mais que les fonctions de demande *ex post* pour les services couverts par l'assurance de base et l'assurance supplémentaire ont des effets revenu de signes opposés.

7 La possible sélection des risques sur le marché de l'assurance supplémentaire contribue à l'inertie des assurés

Quatre versions du modèle (1) sont estimées pour étudier les comportements de changement de caisse : on introduit tout d'abord seulement une variable indicatrice de la possession d'un contrat supplémentaire, en plus de l'âge, de la franchise et du milieu urbain (spécification I); ensuite on ajoute un indicateur de l'état de santé subjectif de l'assuré (spécification II). La spécification (III) retient une interaction entre ces deux variables, ce qui revient à admettre que l'impact de l'assurance supplémentaire sur la propension de l'individu à changer de caisse puisse varier en fonction de son jugement sur son état de santé. La spécification IV incorpore à la fois l'état de santé subjectif et son interaction avec l'indicatrice de détention d'une assurance supplémentaire.

On observe que la probabilité de changer de caisse diminue avec l'âge : par rapport au groupe de référence (36-50 ans), les assurés plus jeunes ont une probabilité plus élevée de changer de caisse. Du côté des plus âgés, les plus de 50 ans ont une moindre propension à changer de caisse et les plus de 65 ans sont encore plus inertes (partie supérieure du tableau 4). Ce résultat est conforme à la littérature empirique sur la question (encadré C). Le lieu d'habitation (en milieu urbain ou rural) et le choix d'une franchise élevée ne sont pas significativement associés à la propension à changer de caisse.

La possession d'un contrat supplémentaire a un impact négatif sur la probabilité de changer de caisse, résultat inchangé lorsque nous contrôlons par l'état de santé subjectif (spécifications I et II). Lorsque l'impact de l'assurance supplémentaire peut varier en fonction de la santé subjective, (spécification III), on trouve que la détention d'un contrat supplémentaire n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de changer de caisse pour les individus jugeant leur santé bonne ou très bonne. En revanche, détenir une assurance supplémentaire a une influence négative sur la propension à changer de caisse pour les individus jugeant leur santé mauvaise.

Ces résultats suggèrent que ce sont les *croyances* des assurés quant aux pratiques de sélection des risques sur le marché de l'assurance supplémentaire qui expliqueraient une moindre mobilité dans l'assurance de base pour les détenteurs d'un contrat d'assurance supplémentaire (le mécanisme *b* décrit plus haut serait à l'œuvre). Soulignons que l'effet significatif des variables croisées ne capture pas un effet direct de l'état de santé subjectif sur la propension à changer de caisse. Les résultats de la spécification II montrent en effet que l'état de santé subjectif n'a pas d'impact direct sur la probabilité de changer de caisse¹⁴.

Les estimations suggèrent aussi que les mécanismes *c* et *d* envisagés plus haut ne jouent pas de rôle significatif dans l'explication de l'inertie des consommateurs. Si le mécanisme *c* était à l'œuvre, l'impact de la supplémentaire sur la probabilité de changer de caisse ne dépendrait pas de l'état de santé des individus. Le mécanisme *d* implique qu'un très bon état de santé devrait réduire la probabilité de changer de caisse et/ou accentuer l'impact négatif de la possession d'un contrat supplémentaire sur le changement de caisse. Or, les résultats vont à l'encontre de ces prédictions : introduit isolément, l'état de santé subjectif n'a pas d'effet significatif sur la probabilité de changer de caisse et la détention d'un contrat supplémentaire n'a pas d'impact significatif sur la probabilité de changer de caisse pour les individus en très bon état de santé. Le fait que ces individus, qui n'ont pas de sélection à craindre, n'ont pas leur propension à changer de caisse freinée par la détention d'une complémentaire réfute enfin l'idée du double coût de mutation et donc le mécanisme *a*.

8 Conclusion

De nombreux pays ont cherché à introduire des mécanismes concurrentiels en assurance maladie, tout en instaurant une régulation permettant d'éviter la sélection des risques, de garantir une solidarité entre malades et bien portants et de faciliter l'accès à l'assurance pour les ménages à bas revenu. Le modèle de la « concurrence régulée » est ainsi appliqué pour l'assurance maladie de base en Suisse et dans de nombreux pays. Ce modèle inspire la réforme Obama aux Etats-Unis. Il pourrait être appliqué en France pour les assurances complémentaires, dans l'hypothèse où leur contribution à la couverture des soins continuerait à croître.

¹⁴ Voir en bas du tableau 4 les tests examinant la significativité jointe des coefficients des variables « bonne santé » et « très bonne santé » pour la spécification II, ainsi que le test du rapport de vraisemblance comparant les spécifications III et IV.

En effet, les assurances complémentaires en accès individuel sont peu régulées en France. L'achat d'une assurance est facultatif et passe par le paiement d'une prime généralement indépendante du revenu et souvent croissante avec l'âge. Dans ce cas, le financement de l'assurance est dégressif : il représente 2,9 % du revenu des ménages les plus aisés (décile supérieur des revenus) mais 8% du revenu des ménages les plus modestes (décile inférieur au-dessus du plafond CMU). En outre, la concurrence entre les organismes, jointe au caractère facultatif de l'assurance complémentaire, incite les assureurs à segmenter les contrats et à ajuster les primes au plus près des dépenses prévues pour les individus. Au total, les primes peuvent atteindre des niveaux prohibitifs pour certains et les contrats proposés peuvent être difficilement compréhensibles en termes de couverture offerte. Un renoncement à l'assurance complémentaire est possible, pouvant entraîner un problème d'accès aux soins.

Tout suggère qu'en France la concurrence entre les organismes d'assurance complémentaire ne joue pas en faveur de l'offre d'une bonne couverture à moindre coût, mais conduit pour l'essentiel à une segmentation des contrats pour s'attirer des publics particuliers. Cette différenciation accrue rend l'offre peu lisible pour les consommateurs, lesquels peuvent difficilement faire jouer la concurrence. La question de la définition d'un contrat standard pourrait donc se poser pour les assurances complémentaires en France. Or la définition d'un contrat standard pourrait conduire à l'émergence d'une offre d'assurance « sur-complémentaire » pour les biens non inclus dans ce contrat, avec les effets potentiellement perturbateurs que l'on observe en Suisse.

L'expérience de la Suisse permet d'étudier les propriétés du modèle de concurrence régulée. Notre analyse montre que la faible mobilité des assurés résulte de la co-existence de deux marchés d'assurance maladie soumis à différentes règles de fonctionnement : le marché de l'assurance de base, où la sélection des risques est interdite, et celui de l'assurance supplémentaire, où elle est autorisée. Or, bien que séparés en droit, ces deux marchés sont intimement liés en pratique. Nous trouvons que la propension à changer de caisse est beaucoup plus faible chez les détenteurs d'une assurance supplémentaire. Or, cet effet négatif de l'assurance supplémentaire n'est observé que chez les individus qui estiment que leur santé n'est pas excellente. Le mécanisme serait le suivant : étant donné qu'il est préférable pour des raisons pratiques d'avoir son assurance de base et son assurance supplémentaire dans la même caisse, détenir une assurance supplémentaire crée un obstacle à la mobilité sur l'assurance de

base pour l'individu qui considère que sa santé n'est pas suffisamment bonne pour être certain de pouvoir souscrire une assurance supplémentaire dans la nouvelle caisse. On trouverait là l'explication de la relative inertie des consommateurs. Le lien de fait existant entre assurance de base et assurance supplémentaire rend inopérants les mécanismes mis en place pour favoriser la concurrence. Le droit de sélectionner les candidats à la souscription pour l'assurance supplémentaire nuit à la concurrence sur l'assurance de base.

La régulation de la concurrence en assurance maladie trouve ainsi sa limite dans la liberté plus grande accordée sur le marché de l'assurance supplémentaire. Une leçon pour tout législateur qui voudrait mettre en place une concurrence régulée en assurance maladie

Encadré C

La mobilité des assurés dans les systèmes de concurrence en assurance maladie

Certains pays occidentaux ont confié la gestion du risque maladie de base à des sociétés privées exerçant leur activité dans un environnement concurrentiel : la Suisse, les Pays-Bas, l'Allemagne, la Belgique, Israël et les Etats-Unis. La concurrence entre assureurs doit en théorie conduire à une meilleure efficacité productive (meilleure qualité au moindre coût). En pratique, un système concurrentiel ne fonctionne que si les consommateurs "font jouer la concurrence" en choisissant les assureurs les plus efficaces. Or, de nombreux articles étudiant la mobilité des assurés dans les systèmes de concurrence en assurance santé soulignent la relative inertie des consommateurs et essaient d'expliquer leur faible mobilité.

Quel que soit le pays considéré, les assurés changent peu d'assureurs. En Suisse, moins de 5% des assurés changent d'assureur chaque année (Dormont et al., 2009). Les Pays-Bas ont introduit en 2006 un système de compétition encadrée qui présente de nombreuses similitudes avec le système suisse. La mobilité des assurés a été élevée au cours de l'année 2006 (29%) mais les taux de changement de caisse sont redevenus faibles au cours des années suivantes (Lako et al., 2010). Aux Etats-Unis, les entreprises offrent à leurs employés le choix entre plusieurs plans d'assurance mais les taux de mobilité des assurés ne dépassent pas 5% par an (Samuelson and Zeckhauser, 1988).

De nombreux articles montrent que la propension à changer de caisse est plus forte pour les assurés jeunes, en bonne santé et/ou avec un niveau d'éducation élevé (Strombom et al., 2002). La mobilité des assurés est également influencée par les caractéristiques des assureurs et en particulier par les niveaux des primes. De nombreux travaux estiment l'élasticité prix de la demande. Cette dernière varie de -8.4 à -0.1 selon les études (Schut et al., 2003; Laske-Aldershof and Schut, 2003; Buchmueller, 2000; Buchmueller and Feldstein, 1997; Royalty and Solomon, 1999). En Suisse, à partir de données de marché, Beck et al. (2003) estiment que l'élasticité-prix est comprise entre -2.1 et -1.0. Plus récemment, Tamm *et al.* (2007) ont montré que les élasticités-prix sont faibles à court terme et élevées à long terme. Aux Etats-Unis où les caisses peuvent contracter avec les fournisseurs de soins de leur choix (*managed care*), la littérature étudie aussi l'impact de la qualité des soins sur la mobilité des assurés. Beaulieu (2002) montre que l'information sur la qualité des soins influence la mobilité des assurés mais ce résultat n'est pas retrouvé par Abraham (2006).

Pourquoi la mobilité des assurés est-elle si faible au total? Différentes raisons ont été étudiées dans la littérature :

- les **coûts de changement** liés par exemple aux contraintes administratives de la démarche ou aux différences de qualité de service entre les caisses. En Allemagne, Nuscheler et Knaus (2005) soulignent l'importance des coûts de changement, qui sont plus élevés pour les individus en mauvaise santé. Aux Etats-Unis, un assuré peut être réticent à changer de caisse parce que ce changement implique aussi un changement de médecin (Abraham, 2006).
- le **manque d'information** ou la difficulté d'accès à l'information (McCarthy and Tchernis, 2010)
- l'**excès de choix** qui fait référence à l'incapacité des consommateurs à prendre des décisions dans des situations de choix multiples et complexes (Eppler and Mengis, 2003 ; Samuelson and

Zeckhauser, 1988). Ce phénomène semble freiner la mobilité des assurés suisses dans l'assurance maladie de base. Frank et Lamiraud (2009) montrent que lorsque le nombre d'assureurs augmente, la probabilité qu'un assuré change de caisse diminue et ce, indépendamment du taux de concentration des caisses.

- le **biais de statu quo** qui est associé à la tendance à surestimer les désavantages et à sous-estimer les gains associés à un changement de situation (Tversky and Kahneman, 1991). C'est ainsi que les assurés persistent dans leur choix initial (Samuelson and Zeckhauser, 1988, Strombom, Buchmueller and Feldstein, 2002 ; Frank et Lamiraud, 2009).
- le **rôle de l'assurance supplémentaire**. Les travaux sur données suisses (Dormont et al., 2009) et néerlandaises (Roos et Schut, 2010) montrent que la possession d'un contrat d'assurance supplémentaire réduit la mobilité dans l'assurance de base pour les individus en mauvaise santé.
- les **pratiques de sélection des risques dans l'assurance de base** (attirer les bons risques ou dissuader les mauvais risques et les inciter à changer de caisse). De telles pratiques, si elles existent, rendent inopérant le mécanisme de concurrence par les prix et constituent un frein important à la mobilité des assurés. Nuscheler et Knaus (2005) ne retrouvent pas l'existence de ce phénomène sur données allemandes.

Références

Abraham JM., Feldman R., Carlin C. et Christianson J. (2006), "The effect of quality information on consumer health plan switching: Evidence from the Buyers Health Care Action Group", *Journal of Health Economics*, vol. 25, pp. 762-781.

Beaulieu ND. (2002), "Quality information and consumer health plan choices", *Journal of Health Economics*, vol. 21, pp. 43-63.

Beck K., Käser-Meier U. et Gelpke V. (2003), "Analyzing consumer mobility in Swiss health insurance", Paper presented at the 4th iHEA World Congress on Health Economics, San Fransisco, June 15-18, *Mimeo* CSS Insurance.

Bound J., Jaeger D. A. et Baker R. (1995) : "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variables is Weak.", *Journal of the American Statistical Association*, 90, pages 443-450.

Buchmueller TC. et Feldstein PJ. (1997), "The Effect of Price on Switching Among Health Plans", *Journal of Health Economics*, vol. 16, pp. 231-247.

Buchmueller TC. (2000), "The Health Plan Choices of Retirees under Managed Competition", *Health Services Research*, vol. 35, n°5, pp. 949-976.

Colombo F. et Tapay N. (2004), "Private Health Insurance in OECD Countries: The Benefits and Costs for Individuals and Health Systems", OECD Health Working Paper n°15.

Dormont B., Geoffard PY. et Lamiraud K. (2009), "The influence of supplementary health insurance on switching behaviour: evidence from Swiss data", *Health Economics*, vol. 18, n°11, pp. 1339-1356.

Eppler MJ. et Mengis J. (2003), "A Framework for Information Overload Research in Organizations. Insights from Organization Science, Accounting, Marketing, MIS, and Related Disciplines", Paper n°1 Università della Svizzera italiana.

Frank RG. et Lamiraud K. (2009), "Choice, Price competition and Complexity in Markets for Health Insurance", *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 71, n° 2, pp. 550-562.

Lako CJ., Rosenau P. et Daw C. (2010), "Switching Health Insurance Plans: Results from a Health Survey", *Health Care Anal.*, à paraître.

Laske-Aldershof T. etSchut FT. (2003),“Switching behaviour of consumers in Dutch social health insurance”, Paper presented at the 4th iHEA World Congress on Health Economics, San Francisco, June 15-18.

McCarthy IM. etTchernis R. (2010),“Search Costs and Medicare Plan Choice”, *Health Economics*, vol. 19, pp. 1142-1165.

Nuscheler R. etKnaus T. (2005),“Risk Selection in the German Public Health Insurance System”,*Health Economics*, vol. 14, n°12, pp. 1253-1271.

OFS. (2009),“Coût et Financement du système de santé en 2007”,Office Fédéral de la Statistique (OFS).

Roos AF. etSchut FT.(2010),“Spillover effects of supplementary on basic health insurance: evidence from the Netherlands”,*Eur J. Health Econ*, in press.

Royalty AB. etSolomon N. (1999),“Health Plan Choice: Price Elasticities in a Managed Competition Setting”,*The Journal of Human Resources*, vol. 34,n°1, pp. 1-41.

Samuelson W. etZeckhauser R. (1988),“Status Quo Bias in Decision Making”,*Journal of Risk and Uncertainty*, vol. 1, n°1, pp. 7-59.

Schut F.T., Greß S. etWasem J. (2003),“Consumer Price Sensitivity and Social Health Insurer in Germany and the Netherlands”,*International Journal of Health Care Finance and Economics*, vol. 3, pp.117-138.

Staiger D. et Stock J.H. (1997),“Instrumental variables regression with weak instruments”, *Econometrica*, vol. 65, pp. 557-586.

Strombom BA., Buchmueller TC. etFeldstein PJ. (2002),“Switching costs, price sensitivity and health plan choice”,*Journal of Health Economics*, vol. 21, pp. 89-116.

Tamm M., Tauchmann H., Wasem J. etGreß S. (2007),“Elasticities of market shares and social health insurance choice in Germany: a dynamic panel data approach”,*Health Economics*, vol. 16, pp. 243-256.

Tversky A., Kahneman D.(1991),“Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference Dependent Model”,*Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, pp. 1039-1061.

Figure 1 : Evolution de l'écart type total, inter-canton et intra-canton du log des primes

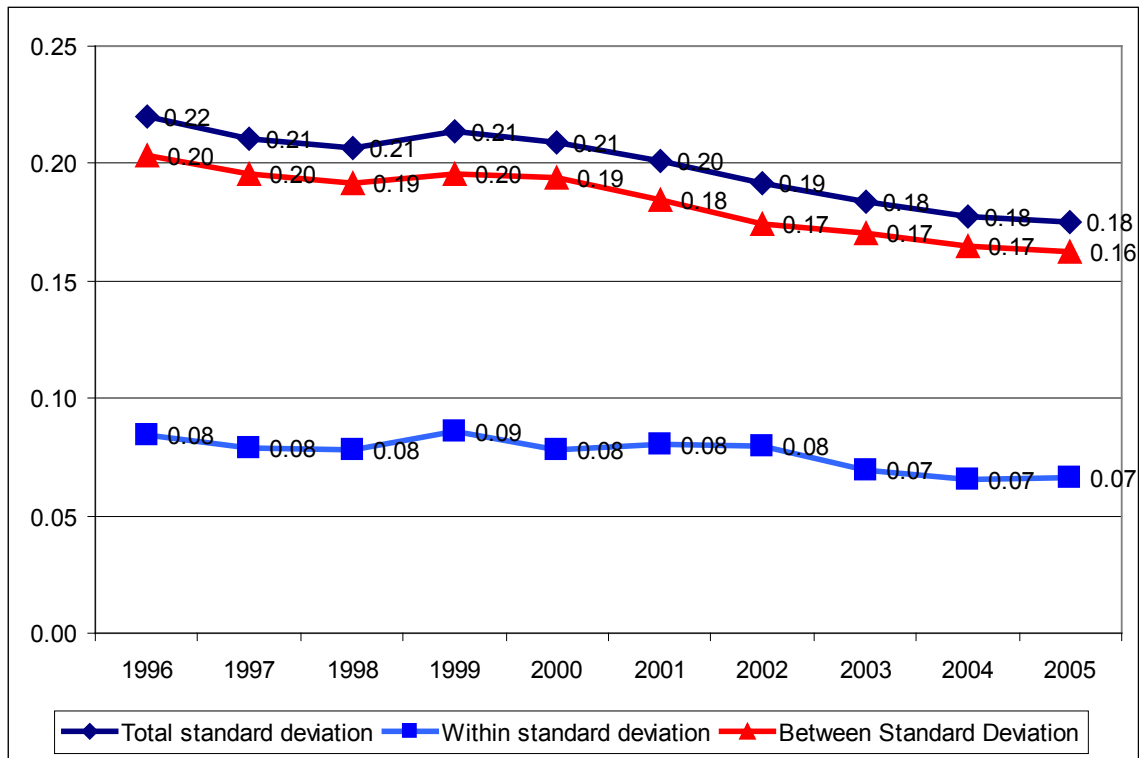


Figure 2: Evolution du rapport D9/D5 et D5/D1 de la distribution des primes

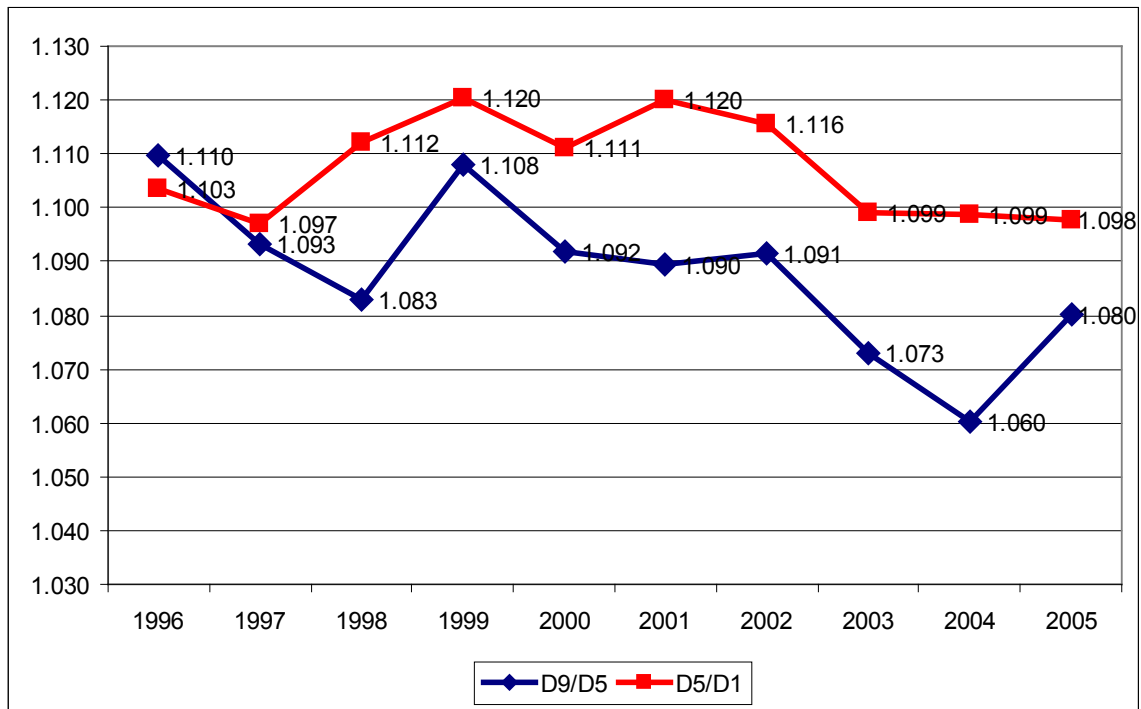


Tableau 1 : Statistiques descriptives (enquête Choix d'Assurance Maladie IEMS-2007)

	% (n=3016)
Age: [27,35]	12.7
Age: [36,50]	35.0
Age: [51,65]	29.3
Age: >65	23.0
Revenu du ménage: < 5000 CHF par mois	34.4
Revenu du ménage: 5000 - 8000 CHF par mois	30.8
Revenu du ménage: > 8000 CHF par mois	34.8
Reçoit un subside (individuel) pour la prime (oui=1)	16.8
Homme	46.4
Niveau d'éducation: école obligatoire	10.7
Niveau d'éducation: maturité	8.2
Niveau d'éducation: apprentissage	49.0
Niveau d'éducation: formation professionnelle supérieure	14.5
Niveau d'éducation: université	15.8
Milieu urbain	69.1
Etat de santé subjectif: mauvais	16.6
Etat de santé subjectif: bon	44.8
Etat de santé subjectif: très bon	38.4
Franchise basse (300 CHF) pour l'assurance de base	37.2
A au moins un contrat d'assurance supplémentaire	87.6
A au moins un contrat d'assurance supplémentaire hormis "division commune Suisse entière"	80.1
A changé de caisse d'assurance de base entre 2003 et 2007	17.8
A l'intention de changer de caisse dans un futur proche	11.6

Tableau 2 : Association entre la possession d'un contrat d'assurance supplémentaire et l'âge et le sexe de l'individu(enquête Choix d'Assurance Maladie IEMS-2007)

	Sans contrat supplémentaire	Avec un contrat supplémentaire (hormis "division commune Suisse entière")	p
Age: [27,35]	22.72	76.50	
Age: [35,50]	17.90	81.91	
Age: [51,65]	14.71	85.07	
Age: >65	26.98	73.02	<0.001 ^a
Homme	20.39	79.33	
Femme	19.04	80.78	0.543 ^b

^a test (chi2) de l'association entre la possession d'un contrat supplémentaire et l'âge

^b test (chi2) de l'association entre la possession d'un contrat supplémentaire et le sexe

Tableau 3a : Association entre assurance supplémentaire et mutation ou intention de mutation (régression logistique)

	Mutation*		Intention de Mutation **	
	Odds ratio	p	Odds ratio	p
A au moins un contrat d'assurance supplémentaire hormis "division commune Suisse entière"	0,767	0,02	0,571	< 0.01

*au cours des 5 dernières années

** dans un futur proche

Lecture : un individu détenant un contrat d'assurance supplémentaire a une probabilité de changement de caisse inférieure de 23,3 % à ceux qui n'ont pas d'assurance supplémentaire

Tableau 3b : Association entre mauvais état de santé subjectif et plusieurs covariables (trois régressions logistiques)

	<i>(i)</i>		<i>(ii)</i>		<i>(iii)</i>	
	Odds ratio	p	Odds ratio	p	Odds ratio	p
<i>Revenu</i>						
Revenu du ménage: < 5000 CHF par mois	ref	ref			ref	ref
Revenu du ménage: 5000 - 8000 CHF par mois	0,348	< 0.01			0,358	< 0.01
Revenu du ménage: > 8000 CHF par mois	0,136	< 0.01			0,141	< 0.01

Assurance supplémentaire

A au moins un contrat d'assurance supplémentaire hormis "division commune Suisse entière"

0,635 < 0.01 0,762 0,02

Lecture : la régression (i) examine la probabilité de juger sa santé mauvaise en fonction du niveau de revenu du ménage.

Par rapport aux ménages aux revenus les plus faibles, un individu appartenant à un ménage de revenu intermédiaire a une probabilité de juger sa santé mauvaise inférieure de 65 %.

Pour les individus appartenant aux ménages les plus aisés, la réduction est de 86 %.

La régression logistique (ii) montre qu'un individu détenant un contrat d'assurance supplémentaire a une probabilité de juger sa santé mauvaise inférieure de 36 % à ceux qui n'ont pas d'assurance supplémentaire.

La régression (iii) est multivariée et examine l'impact du revenu et de la détention d'une assurance supplémentaire sur l'état de santé subjectif.

Tableau 4 : Modèles probit expliquant la probabilité de changer de caisse et la probabilité de souscrire à un contrat d'assurance supplémentaire

<i>Variable expliquée : changement de caisse au cours des 5 années passées</i>	<i>(I)</i>		<i>(II)</i>		<i>(III)</i>		<i>(IV)</i>	
	Effet marginal	p	Effet marginal	p	Effet marginal	p	Effet marginal	p
Age: [27,35]	0.100	< 0.01	0.100	< 0.01	0.101	< 0.01	0.100	< 0.01
Age: [36,50]	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Age: [51,65]	-0.094	< 0.01	-0.093	< 0.01	-0.09	< 0.01	-0.093	< 0.01
Age: >65	-0.155	< 0.01	-0.151	< 0.01	-0.15	< 0.01	-0.151	< 0.01
Mileu urbain	0.028	0.086	0.027	0.101	0.027	0.10	0.027	0.10
Franchise > 300 CHF	0.016	0.288	0.010	0.485	0.011	0.47	0.011	0.49
A au moins un contrat d'assurance supplémentaire*	-0.036	0.045	-0.038	0.039	-	-	-	-
Etat de santé subjectif: mauvais	-	-	<i>ref</i>	<i>ref</i>	-	-	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Etat de santé subjectif: bon	-	-	0.024 ^a	0.272	-	-	0.009	0.82
Etat de santé subjectif: très bon	-	-	0.035 ^b	0.132	-	-	0.020	0.66
(A un contrat d'assurance supplémentaire*) et (un mauvais état de santé)	-	-	-	-	-0.057 ^c	0.02	-0.048	0.22
(A un contrat d'assurance supplémentaire*) et (un bon état de santé)	-	-	-	-	-0.034 ^d	0.08	-0.032	0.20
(A un contrat d'assurance supplémentaire*) et (un très bon état de santé)	-	-	-	-	-0.024 ^e	0.21	-0.032	0.25
n	2869		2862		2862		2862	
Log vraisemblance	-1230.8828		-1227.1051		-1227.1146		-1227.0124	

<i>Variable expliquée : a au moins un contrat d'assurance supplémentaire*</i>	<i>(i)'</i>	
	Effet marginal	p
Age: [27,35]	-0.061	0.01
Age: [36,50]	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Age: [51,65]	0.039	0.03
Age: >65	-0.013	0.53
Revenu du ménage: < 5000 CHF par mois	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Revenu du ménage: 5000 - 8000 CHF par mois	0.073	< 0.01
Revenu du ménage: > 8000 CHF par mois	0.131	< 0.01
Homme	-0.041	< 0.01
Ecole obligatoire	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Maturité	0.103	< 0.01
Apprentissage	0.051	0.02
Formation professionnelle supérieure	0.064	0.02
Université	0.057	0.04
Franchise > 300 CHF	0.014	0.37
n	2885	
Log vraisemblance	-1314	

* hormis division commune Suisse entière

Toutes les régressions incorporent des effets fixes canton

^{ab} Test de Wald H_0 : les coefficients des variables "bon" et "très bon" état de santé = 0 : **p=0.32**

^{cd} Test de Wald de H^0 : les coefficients des deux variables croisées sont égaux; **p=0.04**

Un test de rapport de vraisemblance montre que le modèle IV n'apporte pas d'amélioration significative par rapport au modèle III (p=0.903). Dans le modèle IV, l'ajout des variables de santé rend non significatifs les coefficients des variables de santé croisées avec la détention d'une supplémentaire. Cependant, cette non significativité est due à la perte de précision causée par l'introduction des variables de santé : les coefficients estimés des variables croisées ne changent pas beaucoup entre les modèles III et IV mais leurs écarts-type estimés augmentent de 33% à 60%. C'est pourquoi nous nous centrons sur les résultats du modèle III.

*ESSEC Business School
Avenue Bernard Hirsch
BP 50105
95021 Cergy-Pontoise Cedex
France*

*Tél. +33 (0)1 34 43 30 00
Fax +33 (0)1 34 43 30 01*

www.essec.fr

*ESSEC Executive Education
CNIT BP 230
92053 Paris-La Défense
France*

*Tél. +33 (0)1 46 92 49 00
Fax +33 (0)1 46 92 49 90*

<http://formation.essec.fr>

*ESSEC Business School
Singapore Campus
100 Victoria Street
National Library Building # 13-02
Singapore 188064*

essecasia@essec.fr

Tél. +65 6884 9780

Fax +65 6884 9781

www.essec.edu

Informations

Alison Bouji

+33 (0)1 34 43 33 58

bouji@essec.fr

www.essec.fr

research.center@essec.fr

ISSN 1291-9616

ESSEC
BUSINESS SCHOOL

