Assurance santé et sélection adverse. L'incidence des maladies invalidantes

par David ALARY et Franck BIEN

| Presses de Sciences Po | Revue économique

2008/4 - Volume 59
ISSN 0035-2764 | ISBN 2-7246-3107-4 | pages 737 à 748

Assurance santé et sélection adverse

L'incidence des maladies invalidantes

David Alary*
Franck Bien**

Cet article examine l'incidence des maladies invalidantes sur les contrats d'assurance santé en présence de sélection adverse. Pour ce faire, nous utilisons un modèle d'utilité bivariée de décision dans le risque. Nous montrons que l'introduction des maladies invalidantes modifie les résultats traditionnels de Rothschild et Stiglitz [1976]. Nous caractérisons des conditions pour lesquelles les contrats de premier rang peuvent être offerts en présence de sélection adverse.

HEALTH INSURANCE AND ADVERSE SELECTION: THE INCIDENCE OF DISABLING DISEASES

This paper investigates the impact of chronic diseases on insurance contracts with adverse selection. We use a bi-dimensional utility function (wealth and health status). We prove that the introduction of chronic diseases influences the equilibrium of insurance market. We characterize conditions such that first best contracts can be optimal with asymmetric information.

Classification *JEL* : D82, I1.

Le risque santé génère deux effets : un financier et un sanitaire. Bien que le premier effet soit assurable, le second ne l'est pas. Ainsi, la perte sanitaire peut être appréhendée comme un *background risk* dans le sens où il s'agit d'un risque supplémentaire non assurable. Toutefois, ce risque modifie la perception de la richesse sans l'altérer, ce qui le différencie d'un *background risk* financier. À la suite de Cook et Graham [1977] qui définissent un bien irremplaçable comme un bien modifiant l'utilité obtenue par la richesse[1], nous considérons que le capital sanitaire est un exemple d'un bien dit irremplaçable.

* TSE (LERNA) Université de Toulouse 1, Manufacture des Tabacs, 21 allée de Brienne, 31000 Toulouse. Courriel : david.alary@univ-tlse1.fr

** Université Paris Dauphine. Courriel : Franck.Bien@dauphine.fr

Les auteurs remercient deux rapporteurs anonymes ainsi que le comité de rédaction pour leurs conseils et remarques qui ont nettement amélioré la qualité de cet article. Les auteurs restent néanmoins responsables des erreurs et des omissions.

Ce travail de recherche a bénéficié du soutien de la chaire « Santé, Risques Assurance » de la Fondation du Risque (Paris).

1. Rey [2003] caractérise les contrats d'assurance optimaux pour une utilité bivariée et dans un cadre d'information parfaite.

Sur les marchés d'assurance santé, le phénomène d'antisélection naît de la méconnaissance de l'histoire familiale de l'assuré par les assureurs. Celle-ci permet à l'assuré d'appréhender son capital sanitaire et ainsi d'estimer sa probabilité d'occurrence du risque sanitaire. Cette information peut être dissimulée à l'assureur afin d'obtenir un contrat plus avantageux financièrement.

Dans cet article, nous proposons une extension du modèle de Rothschild et Stiglitz [1976] pour rendre compte d'un cadre sanitaire avec maladie invalidante. Une maladie invalidante est définie comme une maladie pouvant conduire à une invalidité importante par détérioration d'une fonction, c'est-à-dire altération du capital sanitaire. Par exemple, les insuffisances respiratoires invalidantes graves concernent 50 000 personnes en France. L'asthme ou la bronchite invalidante peuvent, dans les cas graves, conduire à une invalidité totale et nécessitent une assistance respiratoire permanente. Les formes moins sévères de la maladie se traduisent par une perte faible de capital sanitaire.

Une personne atteinte d'une maladie invalidante peut nécessiter des arrêts de travail itératifs pour des soins ou la présence d'une auxiliaire de vie en cas de dépendance comme dans le cas d'une polyarthrite rhumatoïde. Les assurances complémentaires ou dépendances peuvent améliorer la couverture offerte par la Sécurité sociale. Par exemple, lors d'un arrêt de travail (en dehors des accidents du travail et des maladies professionnelles), les systèmes de prévoyance des entreprises, issus des conventions collectives, peuvent améliorer de façon plus ou moins complète les prestations de base offertes par la Sécurité sociale. Les indemnités journalières versées par cette institution ne sont dues qu'après le quatrième jour de l'incapacité de travail ; les trois premiers jours non indemnisés constituent ce que l'on appelle le délai de carence. Ces prestations ne s'élèvent qu'à 50 % du salaire journalier de base.

Nous proposons d'apporter quelques éléments d'analyse sur la relation entre la sévérité de la maladie invalidante et le contrat d'assurance proposé dans un contexte concurrentiel en présence d'antisélection. Selden [1998] modifie le modèle de Rothschild et Stiglitz [1976] [noté par la suite RS] en supposant que l'état de santé est le même pour les assurés mais diffèrent selon les états de la nature. Les agents diffèrent uniquement par la probabilité d'occurrence du risque maladie. Il montre que des contrats à subventions croisées peuvent dominer au sens de Pareto des contrats séparateurs. Bien [2002] montre que si l'individu de type haut risque est en plus mauvaise santé que celui de type bas risque, alors l'équilibre du marché d'assurance est séparateur de type RS pour un risque sanitaire bénin. Crocker et Snow [2002] étudient l'effet d'un *background risk* non corrélé négatif sur les contrats de RS et sur leur existence lorsque ce risque est réparti au sein des différentes classes de risque. Ils montrent que le contrat de second rang des faibles risques peut être amélioré au sens de Pareto tout en ne modifiant pas le caractère d'assurance partielle de ce contrat.

Nous montrons que, pour un risque de maladie invalidante, les individus devraient souscrire un contrat d'assurance proposant un paiement supérieur aux coûts des épisodes de soins dans le but de compenser la perte de capital santé. De plus, si l'altération du capital sanitaire est suffisamment importante et si les assurés sont suffisamment averses au risque financier, le menu de contrats de premier rang constitue un équilibre séparateur en information imparfaite. En effet, les assurés de type haut risque acceptent de payer une prime plus forte pour obtenir une plus grande indemnité pour compenser une perte de capital sanitaire élevée, ce qui a pour effet de relâcher leur contrainte d'incitation.

Revue économique – vol. 59, N° 4, juillet 2008, p. 737-748

L'article est organisé comme suit. Dans une première section, nous définissons le cadre de la modélisation. Dans une deuxième section, nous caractérisons les contrats d'assurance en information parfaite. Dans une troisième section, nous montrons que la caractérisation des contrats d'assurance avec asymétries d'information dépend de la sévérité de la maladie invalidante et de l'aversion absolue au risque financier de l'agent économique. La quatrième section conclura l'article.

LE CADRE DE LA MODÉLISATION

Nous supposons que les individus sont caractérisés par un même état de santé et peuvent être soumis soit à une maladie non invalidante : le traitement permet de recouvrer l'état de santé initial (ainsi ladite maladie est assimilée à un risque bénin) ; soit à une maladie invalidante assimilée à un risque malin. Une maladie invalidante entraîne une détérioration du capital sanitaire que le traitement ne permet pas de recouvrer.

Les individus diffèrent par leur probabilité d'occurrence de la maladie. Nous posons comme hypothèse que l'individu qui peut subir la maladie invalidante fait face à la probabilité d'occurrence de la maladie la plus forte notée p par rapport à la maladie non invalidante $p - \Delta p$[1] avec $0 \leqslant \Delta p \leqslant p$. Une partie de la population, de proportion λ, peut souffrir d'une maladie invalidante.

L'utilité des assurés dépend du niveau de leur richesse financière W et de leur état de santé H. $\mathrm{U}(\mathrm{W}, \mathrm{H})$ est une fonction d'utilité non séparable, croissante par rapport à $\mathrm{W}(\mathrm{U}_1 > 0)$ et à $\mathrm{H}(\mathrm{U}_2 > 0)$, concave en chacun des deux arguments $(\mathrm{U}_{11} < 0 \text{ et } \mathrm{U}_{22} < 0)$.

Il est à noter, d'un point de vue empirique, que le signe de la dérivée seconde croisée notée U_{12} est ambigu. Viscusi et Evans [1990] ont en effet montré pour les risques sanitaires très sévères (forte détérioration de l'état de santé pouvant entraîner la mort : risque malin très sévère) que $\mathrm{U}_{12} > 0$, mais aussi que l'hypothèse $\mathrm{U}_{12} < 0$ était la plus vraisemblable pour les autres risques sanitaires (risque bénin, risque malin peu sévère et sévère, c'est-à-dire maladie invalidante pour cette dernière catégorie) (Evans et Viscusi [1991])[2].

HYPOTHÈSE 1. *Dans le cadre de maladies invalidantes, nous supposons* $\mathrm{U}_{12} = \mathrm{U}_{21} < 0$.

Eeckhoudt *et al.* [2007] montrent que cette hypothèse caractérise un agent dont les préférences vérifient les propriétés d'aversion à la corrélation des risques. Il

1. Cette hypothèse revient à considérer les assurés d'une même classe de risque : les risques les plus grands sont aussi ceux dont la perte sanitaire est la plus grande. L'hypothèse inverse : la maladie invalidante est la moins probable, est également possible et réaliste. Toutefois, dans ce cas, les effets de la maladie invalidante sont plus ambigus pour la caractérisation des contrats séparateurs de type RS. En effet, la condition de croisement unique des courbes d'indifférence n'est plus toujours vérifiée. Il serait néanmoins possible d'obtenir le même résultat sous certaines conditions plus restrictives.

2. Il aurait été possible de considérer un équivalent monétaire parfait de la santé comme le posent Dionne et Eeckhoudt [1985]. Le modèle retenu ici est plus général ce qui pourrait permettre de considérer d'autres cas que $\mathrm{U}_{12} < 0$, par exemple $\mathrm{U}_{12} > 0$.

Revue économique – vol. 59, N° 4, juillet 2008, p. 737-748

s'ensuit que cet agent ne souhaite pas associer, dans le même état du monde, une perte financière certaine à une perte sanitaire. Par conséquent, cet agent préférera associer une perte financière à sa richesse certaine dans l'état bonne santé plutôt que dans l'état maladie.

L'utilité marginale de la richesse est corrélée négativement à l'état de santé. Un euro supplémentaire est plus apprécié (en termes d'utilité marginale) par un individu pouvant souffrir d'une maladie invalidante, car il lui permet de faire face au coût financier causé par le risque maladie. En effet, en termes de transferts monétaires, cette hypothèse implique que les assurés désirent transférer de la richesse depuis l'état en bonne santé vers l'état morbide comme le montrent Rey et Rochet [2004]. Le contrat d'assurance est un des supports de transfert de richesse d'un état à l'autre.

W_0 et H_0 désignent respectivement la richesse initiale et l'état de santé initial de l'assuré, D le coût monétaire du traitement curatif avec $D < W_0$, ΔH la perte irréversible nette (après traitement) de capital sanitaire d'une maladie invalidante avec $\Delta H < H_0$. L'agent s'assure contre les conséquences financières du risque sanitaire : le coût du traitement D ; la perte de capital sanitaire n'étant pas assurable.

Chaque individu connaît son type et l'état de santé qui en découle. La demande d'assurance de chaque individu résulte d'un programme de maximisation de sa fonction d'utilité sous la contrainte de participation individuelle.

Nous considérons une économie comportant des compagnies d'assurances intervenant sur un marché parfaitement concurrentiel où les individus ne sont pas identifiables en fonction de leur risque. Nous supposons que chaque assureur fait une offre unique de contrats d'assurance, spécifiant la prime actuarielle notée π et le montant de l'indemnité notée q.

Le jeu se déroule en deux étapes. À la première étape, chaque entreprise offre un unique contrat. À la seconde étape, les individus opèrent un choix parmi ces contrats et révèlent leur type en choisissant le contrat qui leur est propre.

CONTRATS ET INFORMATION PARFAITE

Le contrat de premier rang est déterminé par la maximisation de la fonction d'utilité de chaque type sous la contrainte de profits nuls sur chaque contrat offert. Les programmes s'écrivent donc :

– *Pour les maladies bénignes*

$$\begin{aligned}\max_{\pi_L, q_L} & (p - \Delta p)U(W_0 - \pi_L + q_L - D, H_0) \\ & + (1 - (p - \Delta p))U(W_0 - \pi_L, H_0)\end{aligned} \tag{1a}$$

sous $\pi_L - (p - \Delta p)q_L = 0$.

– *Pour les maladies invalidantes*

$$\max_{\pi_H, q_H} pU(W_0 - \pi_H + q_H - D, H_0 - \Delta H) + (1 - p)U(W_0 - \pi_H, H_0) \tag{1b}$$

sous $\pi_H - pq_H = 0$.

Les conditions du premier ordre s'énoncent après simplifications :

– *Pour les maladies bénignes*

$$\mathrm{U}_1\left(\mathrm{W}_0 - (p - \Delta p)q_{\mathrm{L}} + q_{\mathrm{L}} - \mathrm{D}, \mathrm{H}_0\right) - \mathrm{U}_1\left(\mathrm{W}_0 - (p - \Delta p)q_{\mathrm{L}}, \mathrm{H}_0 = 0\right) \quad (2a)$$

– *Pour les maladies invalidantes*

$$\mathrm{U}_1\left(\mathrm{W}_0 - pq_{\mathrm{H}} + q_{\mathrm{H}} - \mathrm{D}, \mathrm{H}_0 - \Delta\mathrm{H}\right) - \mathrm{U}_1\left(\mathrm{W}_0 - pq_{\mathrm{H}}, \mathrm{H}_0\right) = 0 \quad (2b)$$

Les équations (2a) et (2b) caractérisent le choix optimal d'un assuré : l'utilité marginale de la richesse dans l'état non maladie est égale à l'utilité marginale de la richesse dans l'état maladie[1]. L'équation (2a) résume le résultat usuel de demande d'assurance pour un risque financier. L'assuré obtient une couverture complète de ce risque.

Considérons la condition (2b). D'après le théorème des fonctions implicites, cette équation définit q_{H} comme une fonction de $\Delta\mathrm{H}$.

En différentiant l'équation (2b) par rapport au niveau de couverture et de la perte de capital sanitaire (toutes choses égales par ailleurs), nous obtenons :

$$\frac{dq_{\mathrm{H}}}{d\Delta\mathrm{H}} = \frac{\mathrm{U}_{12}}{(1-p)\mathrm{U}_{11} + p\mathrm{U}_{11}}. \quad (3)$$

Le signe de l'équation (3) est positif car U_{11} et U_{12} sont deux expressions négatives. Ainsi la fonction $q_{\mathrm{H}}(\Delta\mathrm{H})$ est une fonction croissante de $\Delta\mathrm{H}$.

PROPOSITION 2. *L'augmentation de la dépréciation du capital sanitaire s'accompagne d'une augmentation de la prestation compensatoire.*

Ainsi, plus la dépréciation de capital sanitaire est importante, plus la compensation est élevée. En effet, $\mathrm{U}_{12} < 0$, implique que l'individu pouvant souffrir d'une maladie invalidante préfère effectuer un transfert *via* l'assurance de l'état non maladie à l'état maladie pour compenser la perte d'utilité liée à la détérioration de son état de santé.

En effet, en évaluant l'équation 2b en $\Delta\mathrm{H} = 0$, nous obtenons $q_{\mathrm{H}}(0) = \mathrm{D}$. D'après la proposition 2, la couverture est croissante avec la perte sanitaire. Ainsi pour tout $\Delta\mathrm{H} > 0$ (soit une exposition à un risque de maladie invalidante), l'individu obtient une couverture supérieure au coût du traitement. La demande d'assurance pour chaque maladie est résumée dans la proposition suivante.

PROPOSITION 3. *En information parfaite, un individu qui peut subir une maladie bénigne est complètement couvert, tandis que l'individu exposé au risque d'une maladie invalidante se voit proposer une surassurance.*

Lorsque l'utilité marginale de la richesse est plus grande dans l'état morbide que dans l'état en bonne santé, l'individu veut transférer de la richesse dudit état vers l'état de morbidité pour compenser la perte sanitaire. Ceci le conduit à choisir une indemnité supérieure aux dépenses de santé. Ce résultat est parfaitement

1. Cette condition optimale est similaire à celle obtenue par Dionne [1982] et Geoffard [2006].

Revue économique – vol. 59, N° 4, juillet 2008, p. 737-748

équivalent à la caractérisation de la demande optimale d'assurance en présence d'un *background risk* co-monotone.

Il s'agit donc d'une prestation invalidité versée par l'assurance en plus du remboursement des dépenses de soins. Cette prestation supplémentaire est vérifiée dans les faits. Par exemple, la Sécurité sociale verse, en cas d'invalidité n'empêchant pas l'exercice d'une activité professionnelle, une indemnité allant de 250 euros à 776 euros (en plus du remboursement des frais de soins). En outre, la plupart des polices d'assurance prévoient des indemnités en cas d'invalidité. Cette prestation remet en cause le principe indemnitaire de l'assurance dommage interdisant des remboursements supérieurs aux pertes financières. Toutefois, la surassurance peut être interprétée comme la forme réduite d'un contrat d'assurance dommage associé à l'indemnisation du *pretium doloris* résultant de l'invalidité[1].

CONTRATS, INFORMATION IMPARFAITE ET SÉVÉRITÉ DE LA MALADIE

Dans le cadre du modèle de RS, en information parfaite, les deux types d'assurés reçoivent un même remboursement pour des primes d'assurance diminuant avec leur risque. Ainsi, en présence d'asymétrie d'information, les individus à haut risque sont toujours attirés par le contrat destiné aux individus à faible risque. Dans une telle configuration, la contrainte d'autosélection des individus de type haut risque est toujours saturée. Cette relation n'est plus nécessairement vérifiée avec l'introduction d'une maladie invalidante. En effet, en information imparfaite, les assurés à haut risque doivent maintenant réaliser un arbitrage entre la prime et la couverture. Le contrat qui leur est destiné en information parfaite prévoit une indemnité supérieure à la perte financière en contrepartie d'une prime plus élevée que celle du contrat de premier rang offert aux assurés exposés à une maladie bénigne.

La contrainte d'autosélection des individus pouvant souffrir d'une maladie invalidante s'écrit :

$$\begin{aligned} &p\mathrm{U}\big(\mathrm{W}_0 - \mathrm{D} + (1-p)q_{\mathrm{H}}(\Delta\mathrm{H}), \mathrm{H}_0 - \Delta\mathrm{H}\big) \\ &+(1-p)\mathrm{U}\big(\mathrm{W}_0 - pq_{\mathrm{H}}(\Delta\mathrm{H}), \mathrm{H}_0\big) \geqslant p\mathrm{U}\big(\mathrm{W}_0 - (p-\Delta p)\mathrm{D}, \mathrm{H}_0 - \Delta\mathrm{H}\big) \\ &+(1-p)\mathrm{U}\big(\mathrm{W}_0 - (p-\Delta p)\mathrm{D}, \mathrm{H}_0\big). \end{aligned} \tag{4}$$

L'individu subissant la maladie invalidante doit être plus indemnisé que celui subissant la maladie bénigne pour sélectionner son propre contrat. Dans le modèle RS, l'individu de type haut risque ne choisit jamais son propre contrat de premier rang car, pour une couverture identique, il supporte une prime plus élevée que celle qui prévaudrait avec le contrat de l'individu de type bas risque. L'introduction de l'altération sanitaire modifie l'arbitrage de l'assuré de type haut risque. En effet, ledit individu doit maintenant choisir entre une prime et une couverture plus élevées, et une prime et une couverture plus faibles.

1. Voir la décision de la Cour de cassation, Deuxième chambre civile, du 5 janvier 1994.

L'inéquation (4) peut se réécrire sous la forme :

$$\begin{aligned}\psi(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H}) = p\Big[\mathrm{U}\big(\mathrm{W}_0 - \mathrm{D} + (1-p)q_{\mathrm{H}}(\Delta \mathrm{H}), \mathrm{H}_0 - \Delta \mathrm{H}\big) \\ - \mathrm{U}\big(\mathrm{W}_0 - (p-\Delta p)\mathrm{D}, \mathrm{H}_0 - \Delta \mathrm{H}\big)\Big] + (1-p) \\ \Big[\mathrm{U}\big(\mathrm{W}_0 - pq_{\mathrm{H}}(\Delta \mathrm{H}), \mathrm{H}_0\big) - \mathrm{U}\big(\mathrm{W}_0 - (p-\Delta p)\mathrm{D}, \mathrm{H}_0\big)\Big] \geqslant 0.\end{aligned}$$[1]

Remarquons que, quel que soit le montant du dommage D, si la perte sanitaire ΔH est strictement positive, alors la prime d'un individu de type haut risque est toujours supérieure à celle d'un individu à bas risque. En effet,

$$\Big[\mathrm{U}\big(\mathrm{W}_0 - pq_{\mathrm{H}}(\Delta \mathrm{H}), \mathrm{H}_0\big) - \mathrm{U}\big(\mathrm{W}_0 - (p-\Delta p)\mathrm{D}, \mathrm{H}_0\big)\Big] < 0$$

puisque, d'après la proposition 3, $q_{\mathrm{H}}(\Delta \mathrm{H}) > \mathrm{D}, \forall \Delta \mathrm{H} > 0$.

Ainsi, dans l'état de la nature favorable, l'individu à haut risque préfère toujours le niveau de la richesse que lui alloue le contrat des assurés à bas risque. Dès lors, il est nécessaire que l'assuré de type haut risque juge préférable le niveau de la richesse qui lui est alloué par son propre contrat dans l'état de la nature défavorable par rapport à celui obtenu par le contrat des individus à faible risque pour choisir son propre contrat. Si cette condition n'est pas satisfaite, alors la contrainte d'incitation des individus haut risque n'est pas relâchée avec les contrats de premier rang. Le lemme suivant exprime en fonction de la perte sanitaire, pour un écart donné entre les probabilités d'occurrence des maladies, la condition pour laquelle la contrainte d'autosélection est liante.

LEMME 4. *Si la perte sanitaire* ΔH *est inférieure à un niveau* $\underline{\Delta \mathrm{H}}(\Delta p)$ *tel que* $q_{\mathrm{H}}(\underline{\Delta \mathrm{H}}) = \dfrac{1-(p-\Delta p)}{1-p}\mathrm{D}$ *alors la contrainte d'autosélection ne peut pas être relâchée pour les contrats de premier rang.*

L'assuré de type H est attiré par le contrat de premier rang des assurés de type L parce que la prime qu'il paie en choisissant ce contrat est toujours inférieure à celle du contrat du type H. Néanmoins, l'indemnité qu'il reçoit dans ce cas est également plus faible que celle qu'il reçoit avec son propre contrat. Il suffit que l'indemnité nette de la prime du contrat de type H soit inférieure à l'indemnité nette du contrat de type L pour toujours préférer le contrat de type L. Cette indemnité nette de la prime du contrat H dépendant de manière croissante de la perte sanitaire, il existe donc un niveau de cette perte tel que cette condition est vérifiée.

Par contradiction, il est nécessaire que $\Delta \mathrm{H} > \underline{\Delta \mathrm{H}}(\Delta p)$ pour que la contrainte d'incitation soit vérifiée pour les contrats de premier rang. Nous supposons dorénavant que la perte sanitaire vérifie cette condition nécessaire. Toutefois, nous avons supposé que $\Delta \mathrm{H} < \mathrm{H}_0$. Par conséquent, $\underline{\Delta \mathrm{H}}(\Delta p)$ doit être inférieur à H_0 quel que soit Δp. Comme $\underline{\Delta \mathrm{H}}(\Delta p)$ est une fonction croissante de Δp, elle atteint son maximum en $\Delta p = p$. Ainsi pour tout $\mathrm{H}_0 > \underline{\Delta \mathrm{H}}(p) = \underline{\mathrm{H}}$, il existe un ensemble non vide de valeurs de ΔH vérifiant cette condition nécessaire.

1. Nous spécifions la fonction ψ par rapport à Δp et à ΔH uniquement alors qu'elle dépend également de D, de p, de W_0 et de H_0. Ce choix dans les variables exogènes résulte du problème d'antisélection que nous considérons et qui est qualitativement déterminé par ces deux variables. Les autres variables ne génèrent que des effets « quantitatifs ».

Le lemme suivant présente la condition nécessaire et suffisante au relâchement de ladite contrainte, pour un écart donné entre les probabilités de survenance des maladies, en fonction de la perte sanitaire.

LEMME 5. *Étant donné un écart entre les probabilités de survenance des maladies Δp, il existe une perte sanitaire $\Delta H^*(\Delta p)$ telle que pour tout $H_0 \geqslant \Delta H \geqslant \Delta H^*(\Delta p)$, la contrainte d'autosélection des individus pouvant souffrir d'une maladie invalidante est relâchée pour les contrats de premier rang.*

Ce résultat peut s'interpréter comme suit. Le gain d'utilité lié à une indemnité nette plus grande doit compenser la perte d'utilité générée par un taux de prime plus grand. Ainsi, étant donné les différences de taux de prime, l'indemnisation nette doit être d'autant plus grande ce qui nécessite une perte sanitaire « suffisamment » grande. Dans ce cas, la contrainte d'autosélection de l'assuré de type H est vérifiée pour les contrats de premier rang.

Lorsque cette condition n'est pas vérifiée, l'existence d'un équilibre séparateur dépend de deux conditions : la proportion des individus pouvant souffrir d'une maladie invalidante et la propriété de croisement unique. La première condition est vérifiée car nous supposons que la proportion des individus pouvant souffrir d'une maladie invalidante est suffisamment élevée[1] (voir RS).

La seconde condition est respectée si le taux marginal de substitution de la richesse entre les états de la nature (morbidité vers non-morbidité) des individus exposés à un risque bénin est supérieur, pour un contrat donné, à celui des individus pouvant souffrir d'une maladie invalidante.

$$\frac{(1-p)}{p}\frac{U_1(R_1,H_0)}{U_1(R_2,H_0-\Delta H)} < \frac{(1-(p-\Delta p))}{(p-\Delta p)}\frac{U_1(R_1,H_0)}{U_1(R_2,H_0)} \tag{15}$$

avec R_1 (respectivement R_2) la richesse dans l'état du monde sans (avec) maladie. Cette condition de croisement unique est toujours vérifiée dans le cadre de notre modélisation ($U_{12} < 0$ et pour Δp défini tel que $0 < \Delta p < p$) comme chez RS. Cette condition énonce qu'un individu pouvant souffrir d'une maladie invalidante attend une compensation monétaire dans l'état morbidité moins importante que l'individu exposé à un risque bénin d'un euro versé dans l'état non morbidité. Il s'ensuit que le premier individu sera plus enclin à contracter une assurance que le second.

Par conséquent, l'introduction de la santé ne modifie pas la propriété de séparabilité des assurés. Ainsi, ces individus, selon leur type de risque sanitaire, n'obtiennent pas le même contrat d'assurance. La caractérisation du contrat d'assurance d'équilibre dépendra alors de la sévérité de la maladie.

PROPOSITION 6. *– Si $\Delta H < \Delta H^*(\Delta p)$, alors l'équilibre du marché d'assurance, lorsqu'il existe, est de type RS modifié :*

a) les individus exposés à une maladie invalidante obtiennent une surassurance ;

1. Si cette hypothèse n'est pas vérifiée alors le contrat mélangeant peut dominer au sens de Pareto les contrats séparateurs de second rang si la proportion de bon risque est suffisamment élevée. Notre modélisation étant similaire à celle de RS, ledit contrat ne peut être offert à l'équilibre car il existe un contrat déviant qui attire les bas risques.

Toutefois, les contrats de premier rang ne sont jamais dominés au sens de Pareto par un contrat mélangeant car un meilleur contrat ne peut être offert aux assurés de type bas risque.

Revue économique – vol. 59, N° 4, juillet 2008, p. 737-748

b) les individus exposés à une maladie bénigne obtiennent une couverture partielle.

– Si $H_0 \geqslant \Delta H \geqslant \Delta H^*(\Delta p)$, *alors l'équilibre est celui obtenu en information parfaite :*

a) les individus exposés à une maladie invalidante obtiennent une surassurance ;

b) les individus exposés à une maladie bénigne obtiennent une couverture complète.

Preuve. Considérons les individus de type L. Leur contrainte d'incitation n'est jamais saturée. Elle s'énonce

$$\begin{aligned} U\left(W_0 - (p - \Delta p)D, H_0\right) &> (p - \Delta p)U\left(W_0 - pq_H + q_H - D, H_0\right) \\ &\quad + \left(1 - (p - \Delta p)\right)U\left(W_0 - pq_H, H_0\right). \end{aligned} \tag{16}$$

En utilisant l'inégalité de Jensen, nous majorons le terme de droite par $U\left(W_0 - pq_H + (p - \Delta p)(q_H - D), H_0\right)$. Il s'ensuit que la contrainte d'incitation des L n'est pas saturée si

$$U\left(W_0 - (p - \Delta p)D, H_0\right) > U\left(W_0 - \Delta pq_H - (p - \Delta p)D, H_0\right) \tag{17}$$

Cette expression est toujours vérifiée puisque $\Delta p > 0$.

Nous en déduisons que (16) est toujours vérifiée. Ainsi, seul le type H peut être incité à choisir le contrat du L[1].

Supposons maintenant que $\Delta H < \Delta H^*(p)$. Nous savons, d'après le lemme 5, que les individus de type H choisiraient le contrat de premier rang de type L s'il était proposé. Les assureurs doivent donc proposer un contrat aux types L tel que les individus de type H soient indifférents entre leur propre contrat et le susdit contrat. La contrainte d'incitation des types H est donc saturée à l'équilibre. À l'équilibre, le type H reçoit son contrat du premier rang. Le contrat du type L prévoit une couverture partielle du fait de la contrainte d'incitation des types H comme dans l'équilibre de RS (s'il existe).

Supposons enfin que $H_0 \geqslant \Delta H \geqslant \Delta H^*(\Delta p)$. D'après le lemme 5, la contrainte du type H est relâchée. Les contrats proposés sont donc ceux de premier rang.

CQFD.

En conclusion, l'introduction d'une maladie invalidante modifie les résultats de RS. Un menu de contrats de premier rang peut être offert en présence d'asymétrie d'information si la perte sanitaire est élevée, c'est-à-dire pour une maladie dont le taux d'invalidité est suffisamment élevé. Dans une telle configuration, les agents hauts risques privilégient la surassurance qui réduit l'écart important d'utilité entre les différents états du monde engendré par la morbidité de la maladie plutôt qu'une assurance partielle qui génère un gain financier sans réduire l'écart d'utilité entre les états du monde. Par conséquent, les asymétries d'informations ne génèrent pas nécessairement des inefficacités sur les marchés d'assurance santé.

1. Nous retrouvons la propriété de croisement unique.

CONCLUSION

Tout d'abord, nous avons montré que l'introduction d'une maladie invalidante génère de la surassurance puisque l'assuré compense financièrement la détérioration de son capital sanitaire (*pretium doloris*, pension invalidité).

Ensuite, l'existence de phénomènes d'antisélection dépend de la sévérité de la perte de capital santé. D'une part, si la perte sanitaire est faible, le phénomène d'antisélection peut être source d'inefficacité puisque les individus pouvant être affectés par une maladie bénigne peuvent obtenir une couverture partielle (équilibre RS). Cette diminution de la couverture financière favorise le renoncement des agents exposés au risque d'une maladie faiblement invalidante au contrat offert aux agents possiblement affectés par un risque bénin. En effet, pour une perte sanitaire faible, l'effet prix unitaire d'un contrat d'assurance domine l'effet couverture pour les agents de type H, car la différence de couverture entre les deux contrats est faible. Pour inciter lesdits agents à choisir leur propre contrat, il est nécessaire de diminuer la couverture du type L pour réduire l'attrait du contrat dudit type.

D'autre part, l'asymétrie d'information peut ne pas générer d'inefficacité puisque les assurés exposés au risque d'une maladie invalidante dont les effets sur le capital sanitaire sont suffisamment grands, choisissent spontanément le contrat qui leur est propre en raison d'un effet couverture qui domine l'effet prix unitaire. L'introduction des maladies invalidantes infirme par conséquent le résultat de RS sous certaines conditions.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

BIEN F. [2002], « Antisélection et assurance santé », dans *Les politiques sociales et croissance*, Paris, L'Harmattan.

COOK P. et GRAHAM D. [1977], « The demand for insurance and protection: the case of irreplaceable commodities », *Quarterly Journal of Economics*, 91, p. 143-156.

CROCKER K. J. et SNOW A. [2006], « Screening in insurance markets with adverse selection and background risk », *Mimeo*.

DIONNE G. [1982], « Moral hazard and state-dependant utility function », *The Journal of Risk and Finance*, 49, p. 405-422.

DIONNE G. et EECKHOUDT L. [1985], « Self-insurance, self-protection and increased risk aversion », *Economics Letters*, 17, p. 39-42.

EECKHOUDT L. et SCHLESINGER H. [2006], « Putting risk in its proper place », *American Economic Review*, 96, p. 280-289.

EECKHOUDT L., REY B. et SCHLESINGER H. [2007], « A good sign for multivariate risk taking », *Management Science*, 53, p. 117-124.

EVANS W.N. et VISCUSI W.K. [1991], « Estimation of State Dependent Utility Functions Using Survey Data », *Review of Economics and Statistics*, 73, p. 94-104.

GEOFFARD P.-Y. [2006], « Incentive and selection effects in health insurance », dans *Elgar Companion to Health Economics*, Edward Elgar Publishing.

REY B. [2003], « A note on optimal insurance in the presence of a nonpecuniary background risk », *Theory and Decision*, 54, p. 73-83.

REY B. et ROCHET J.C. [2004], « Health and Wealth: How do they affect individual preferences? », *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 29, p. 43-54.

ROTHSCHILD M. et STIGLITZ J. [1976], « Equilibrium in the competitive insurance markets: an essay on the economics of imperfect information », *Quarterly Journal of Economics*, 90, p. 629-649.
SELDEN T.M. [1998], « Risk adjustment for health insurance: theory and implications », *Journal of Risk and Uncertainty*, 17, p. 167-180.
VISCUSI W.K. et EVANS W.N. [1990], « Utility Function that Depends on Health Status: Estimates and Economics Implications », *American Economic Review*, 81, p. 353-374.

ANNEXES

PREUVE DU LEMME 4

La contrainte d'autosélection est liante si et seulement si $\psi(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H}) < 0$. Remarquons tout d'abord que, d'après la proposition 3, quel que soit $\Delta \mathrm{H} \geqslant 0$, $\left[\mathrm{U}\left(\mathrm{W}_0 - pq_{\mathrm{H}}(\Delta\mathrm{H}), \mathrm{H}_0\right) - \mathrm{U}\left(\mathrm{W}_0 - (p - \Delta p)\mathrm{D}, \mathrm{H}_0\right)\right] \leqslant 0$. Ainsi il suffit que

$$\mathrm{U}\left(\mathrm{W}_0 - \mathrm{D} + (1 - p)q_{\mathrm{H}}(\Delta\mathrm{H}), H_0 - \Delta\mathrm{H}\right) - \mathrm{U}\left(\mathrm{W}_0 - (p - \Delta p)\mathrm{D}, \mathrm{H}_0 - \Delta\mathrm{H}\right) < 0$$

pour que $\psi(\Delta p\,;\Delta\mathrm{H}) < 0$. Or la condition ci-dessus est équivalente à

$$q_{\mathrm{H}}(\Delta\mathrm{H}) - \frac{1 - (p - \Delta p)}{1 - p}\mathrm{D} < 0.$$

Notons $\Phi(\Delta p, \Delta\mathrm{H}) = q_{\mathrm{H}}(\Delta\mathrm{H}) - \dfrac{1 - (p - \Delta p)}{1 - p}\mathrm{D}$.

Remarquons que $\Phi(0,0) = 0$. En différentiant totalement $\Phi(\Delta p, \Delta\mathrm{H})$ nous obtenons $d\Phi(\Delta p, \Delta\mathrm{H}) = \Phi_1(\Delta p, \Delta\mathrm{H})d\Delta p + \Phi_2(\Delta p, \Delta\mathrm{H})d\Delta\mathrm{H}$ avec Φ_1 et Φ_2 les dérivés respectivement par rapport à la première et à la seconde variable. Puisque $\Phi_1(\Delta p, \Delta\mathrm{H}) = -\dfrac{\mathrm{D}}{1 - p} < 0$ et que $\Phi_2(\Delta p, \Delta\mathrm{H}) = \dfrac{\partial q_{\mathrm{H}}(\Delta\mathrm{H})}{\partial \Delta\mathrm{H}} > 0$, d'après la proposition 3, il existe pour tout $d\Delta p > 0$, une valeur $d\Delta\mathrm{H} = -\dfrac{\Phi_1(\Delta p, \Delta\mathrm{H})}{\Phi_2(\Delta p, \Delta\mathrm{H})}d\Delta p > 0$ telle que $d\Phi(\Delta p, \Delta\mathrm{H}) = 0$. Ainsi, il existe un ensemble de valeurs $(\Delta p\,;\Delta\mathrm{H})$ tel que $\Phi(\Delta p, \Delta\mathrm{H}) = 0$. Cette condition définit $\Delta\mathrm{H}$ comme une fonction implicite de Δp notée $\underline{\Delta\mathrm{H}}(\Delta p)$. Cette fonction présentent les propriétés suivantes : $\underline{\Delta\mathrm{H}}(0) = 0$ et $\dfrac{d\,\underline{\Delta\mathrm{H}}(\Delta p)}{d\Delta p} = -\dfrac{\Phi_1(\Delta p, \Delta\mathrm{H})}{\Phi_2(\Delta p, \Delta\mathrm{H})} > 0$. Ainsi pour tout $\Delta\mathrm{H} < \underline{\Delta\mathrm{H}}(\Delta p)$, $\Phi(\Delta p, \Delta\mathrm{H}) < 0$ et la fonction $\psi(\Delta p\,;\Delta\mathrm{H})$ est négative. La contrainte d'incitation ne peut donc pas être relâchée pour les contrats de premier rang.

CQFD

PREUVE DU LEMME 5

La contrainte d'autosélection est relâchée à l'équilibre si et seulement si $\psi(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H}) \geqslant 0$.

Remarquons tout d'abord que $\psi(0\,;0) = 0$. De plus, il est possible de caractériser les variations de Δp et de $\Delta \mathrm{H}$ telles que la fonction $\psi(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H})$ reste constante. Pour ce faire, différentions totalement $\psi(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H})$:

$d\psi(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H}) = \psi_1(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H})\,d\Delta p + \psi_2(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H})\,d\Delta \mathrm{H}$ avec ψ_1 la dérivée partielle par rapport à Δp et ψ_2 la dérivée partielle par rapport à $\Delta \mathrm{H}$. Remarquons que la fonction ψ est, à $\Delta \mathrm{H}$ donné, strictement décroissante par rapport à Δp puisque

$$\psi_1(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H}) = -\,\mathrm{D}\begin{bmatrix} p\mathrm{U}_1\big(\mathrm{W}_0 - (p - \Delta p)\mathrm{D}, \mathrm{H}_0 - \Delta \mathrm{H}\big) \\ +(1 - p)\mathrm{U}_1\big(\mathrm{W}_0 - (p - \Delta p)\mathrm{D}, \mathrm{H}_0\big) \end{bmatrix} < 0$$

et strictement croissante par rapport à $\Delta \mathrm{H}$ puisque

$$\psi_2(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H}) = p\begin{bmatrix} \mathrm{U}_2\big(\mathrm{W}_0 - (p - \Delta p)\mathrm{D}, \mathrm{H}_0 - \Delta \mathrm{H}\big) \\ -\,\mathrm{U}_2\big(\mathrm{W}_0 - \mathrm{D} + (1 - p)q_{\mathrm{H}}(\Delta \mathrm{H}), \mathrm{H}_0 - \Delta \mathrm{H}\big) \end{bmatrix} > 0$$

pour tout $\Delta \mathrm{H} \geqslant \underline{\Delta \mathrm{H}}(\Delta p)$. Ainsi, toute variation positive de Δp peut être compensée par une variation positive de $\Delta \mathrm{H}^*$ avec $d\Delta \mathrm{H}^* = -\dfrac{\psi_1(\Delta p, \Delta \mathrm{H})}{\psi_2(\Delta p, \Delta \mathrm{H})}d\Delta p > 0$. Par construction, $\psi(0 + d\Delta p\,;0 + d\Delta \mathrm{H}) = 0$. Il existe donc un ensemble de valeurs $(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H})$ tel que $\psi(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H}) = 0$. Cette équation définit $\Delta \mathrm{H}$ comme une fonction implicite croissante de Δp que nous notons $\Delta \mathrm{H}^*(\Delta p)$ et qui présente les propriétés suivantes $\Delta \mathrm{H}^*(0) = \underline{\Delta \mathrm{H}}(0) = 0$ et $\dfrac{d\Delta \mathrm{H}^*}{d\Delta p} > 0$.

Cette fonction atteint son maximum en $\Delta p = p$. Ainsi, pour toute valeur H_0 définie telle que $\mathrm{H}_0 \geqslant \Delta \mathrm{H}^*(p) = \mathrm{H}^*$[1], il existe un ensemble non vide de valeurs de $\Delta \mathrm{H}$ vérifiant la condition $\Delta \mathrm{H} \geqslant \Delta \mathrm{H}^*(\Delta p)$ telle que $\psi(\Delta p\,;\Delta \mathrm{H}) \geqslant 0$, qui énonce que la contrainte d'autosélection est vérifiée.

CQFD.

1. En raison de la définition de ψ et de Φ, $\mathrm{H}^* > \underline{\mathrm{H}}$.

Revue économique – vol. 59, N° 4, juillet 2008, p. 737-748