Université Lumière Lyon 2

Faculté de Sciences Économiques et de Gestion

Groupe d'Analyse et de Théorie Économique

LA RELATION ENTRE LA PREVENTION, LA MEDECINE CURATIVE ET LES DETERMINANTS DE L'ASSURANCE SANTE

Thèse de Doctorat en Sciences Économiques
Spécialité : Microéconomie Appliquée

Présentée et soutenue publiquement
par

Mohamed Anouar Razgallah

Le 20 juin 2007

Directeur de thèse
Professeur Laurent Flochel
Université Lumière Lyon 2

JURY
Professeur Jean-Pascal Gayant, rapporteur
Université de Maine
Professeur Izabela Jelovac, rapporteur
Université de Liège
Professeur Marie-Odile Carrère
Université Claude Bernard Lyon 1

LA RELATION ENTRE LA PREVENTION, LA MEDECINE CURATIVE ET LES DETERMINANTS DE L'ASSURANCE SANTE

Résumé : L'objet de cette thèse est d'étudier la relation entre la prévention, la médecine curative et les déterminants de l'assurance santé. La première partie de notre travail de recherche examine la demande de soins curatifs présentant un risque de santé en utilisant un modèle *bi varié* de décision dans le risque qui sépare les pertes financières des pertes de santé. Nous étudions également la demande d'auto-protection et la demande d'auto-assurance ainsi que les effets de changement dans l'aversion pour le risque de santé et la prudence sur chacune de ces deux demandes. La dernière section de la première partie analyse le subventionnement des médecines curative et préventive. Nous montrons que la relation entre les soins dépend essentiellement de la variation de l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé. Nous montrons également que la prévention secondaire optimale dépend non seulement de la prudence mais aussi de l'impact de la prévention secondaire sur l'état de santé.
La seconde partie examine la prévention tertiaire en adoptant une approche intertemporelle. Tout d'abord, nous étudions les propriétés de ce type de prévention dans la Théorie d'Espérance d'Utilité. Ensuite, nous examinons la robustesse de nos résultats dans le cadre de la Théorie Duale du risque de Yaari. Nous montrons que la médecine curative et la prévention tertiaire sont complémentaires et la prévention tertiaire optimale ne dépend pas de l'activité préventive primaire.
La dernière partie analyse la demande d'assurance santé et le coût du risque de santé dans un contexte où un individu fait face à deux risques de nature différente : un risque de santé et un risque non pécuniaire. Nous examinons l'impact d'un risque non pécuniaire sur la couverture et le coût du risque de santé. Nous montrons que les principaux déterminants de la demande d'assurance santé sont non seulement la corrélation entre le risque de santé et le risque non pécuniaire comme l'ont montré Doherty et Schlesinger (1983a) et l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé (Rey, 2003) mais aussi la manière dont la réalisation du risque non pécuniaire affecte l'utilité marginale de la richesse. Nous montrons également que l'occurrence de la perte non pécuniaire peut réduire le coût du risque de santé.

Mots-Clés : Soins curatifs, Prévention, Prudence, Aversion pour le risque, Théorie duale du risque, Risques corrélés, Assurance santé, Utilité multi-dimensionnelle.

THE RELATIONSHIP BETWEEN PREVENTION, CURATIVE MEDECINE AND THE DETERMINANTS OF HEALTH INSURANCE

Abstract: The purpose of this PhD is to study the relationship between prevention, curative medicine and the determinants of health insurance. The first part of our research examines the curative demand for healthcare by using a model of *bivariate* decision under risk of disease, which separates the financial losses from the health losses. We also study the demand for self-protection and the demand for self-insurance as well as the impacts of change in health risk aversion and prudence on each of these two demands. The last section of part 1 analyzes the co-payment rates of preventive and curative medicine. We show that the relationship between

prevention and curative medicine depends essentially on the variation of the marginal utility of wealth with respect to the health status. We also show that the optimal second prevention depends not only on the prudence but also on the impact of the second prevention on the health status.
The second part examines the tertiary prevention by using an intertemporal approach. First, we study the properties of this type of prevention in Expected Utility Theory. Then, we analyze the robustness of our result in Yaari's Dual Theory of Choice under Risk. We show that curative medicine and tertiary prevention are complements and the optimal tertiary prevention does not depend on the primary prevention activity.
The last part analyses the health insurance demand and the health risk cost when there are two sources of risks: a health risk and a non pecuniary one. We examine how the non pecuniary risk affects the coverage and the cost of health risk. We show that the determinants of the demand for health insurance are not only the correlation between the health and non pecuniary risks as shown by Doherty and Schlesinger (1983a) and the variation of the marginal utility of wealth with respect to the health status (Rey, 2003) but also the way in which the occurrence of the nonpecuniary risk affects the marginal utility of wealth. We also show that the occurrence of the non pecuniary loss may decrease the cost of health risk.

Keywords: Curative healthcare, Prevention, Prudence, Risk aversion, Dual Theory, Correlated risks, Health insurance, Multivariate utility.

Classification : D81, I11, I18

Laboratoire d'accueil : GATE (UMR CNRS 5824)

Cette thèse est dédiée à

Mes parents,
Mon frère,
Mes sœurs,
Ma famille.

REMERCIEMENTS

J'exprime ma profonde gratuite à mon directeur de thèse, Monsieur le Professeur Laurent Flochel, pour son attention et ses conseils avisés. Sa grande disponibilité et sa parfaite connaissance du domaine abordé ont été des éléments indispensables à l'élaboration de ce travail.

Je souhaite également remercier l'Université Lumière Lyon 2 et le laboratoire GATE pour m'avoir offert un digne cadre de travail.

Mes remerciements vont également à Claude Montmarquette, Louis Eeckhoudt, Beatrice Rey et Christophe Courbage. Qu'ils trouvent ici l'expression de ma reconnaissance à la mesure de ce qu'ils ont apporté à ce travail.

Table des matières

II Prévention tertiaire et la Théorie Duale du Risque

III Les déterminants de la couverture optimale d'assurance santé et le coût du risque de santé

Conclusion générale

Chapitre 1

Introduction Générale

1.1 Economie de la prévention

1.1.1 Différents comportements de prévention

La santé est un sujet important aussi bien en sciences économiques qu'en santé publique. Pour l'Organisation Mondiale de la Santé, la santé est la conjonction d'un état de bien-être physique, mental et social. Pour l'économiste, la notion de bien-être renvoie au concept de fonction d'utilité. L'analyse économique conduit donc à considérer que l'état de santé d'un individu est un des arguments de sa fonction d'utilité. Or l'état de santé dépend à la fois des caractéristiques de l'individu et de son environnement. Ces deux facteurs entraînent des maladies. Le risque de santé pousse l'individu à recourir à la médecine préventive.

La prévention fait partie intégrante aussi bien des sciences économiques que des sciences sociales. Son champ recouvre deux aspects principaux, celui de devancer et celui d'avertir. C'est un ensemble d'action visant à améliorer la santé publique et la qualité de la vie. L'Organisation Mondiale de la Santé distingue trois grands types de prévention contre les risques de santé. La première, la prévention primaire a pour objectif de sensibiliser l'individu aux risques de certains comportements avant qu'ils n'existent afin de réduire l'apparition de la maladie. L'illustration parfaite de cette approche est la vaccination qui protège efficacement chaque individu au sein d'une population. Cette prévention recouvre également les modifications comportementales des personnes telles que la consommation d'alcool et le tabagisme. Elle vise également à développer une culture du bien-être, et ce, en pratiquant le sport et en gérant plus le stress. La seconde, la prévention secondaire, a pour but de limiter la gravité d'une maladie et sa durée d'évolution en la diagnostiquant le plus tôt possible, comme par exemple, le dépistage du cancer du sein et du cancer de la prostate. Enfin la prévention tertiaire concerne les activités de prévention qui évitent la rechute.

L'analyse économique de la prévention s'est essentiellement intéressée à l'étude des comportements de prévention de la part des individus et la relation entre la prévention et l'assurance. D'après nos connaissances, les premiers auteurs qui ont introduit la notion de prévention dans le modèle d'espérance d'utilité sont Ehrlich et Becker (1972). Leur apport principal est d'associer la prévention primaire à des comportements d'auto-protection et la prévention secondaire à des comportements d'auto-assurance. Ils montrent que l'auto-assurance est toujours un substitut de l'assurance de marché. En effet, ces deux instruments sont de même nature puisqu'ils impliquent un transfert de richesse entre les différents états du monde. Au contraire, Ehrlich et Becker montrent que dans certains cas l'assurance et l'autoprotection peuvent être complémentaires. Cette complémentarité signifie que les actions d'auto-protection croissent avec le niveau de couverture des assurés.

Néanmoins, il est important de rappeler quatre limites du modèle de Ehrlich et Becker. Tout d'abord, le médecin se comporte comme un agent parfait envers le patient. La deuxième limite est que le modèle d'Ehrlich et Becker (1972) est uni-dimentionnelle. La troisième limite est que le modèle d'Ehrlich et Becker (1972) est mono-périodique. En fait toutes les décisions sont effectuées au début de la période. La dernière limite de ce modèle est que l'effort de l'assuré est observable par l'assureur.

Le fait que l'objectif du décideur est représenté par une fonction d'utilité uni-dimentionnelle dans l'analyse de Ehrlich et Becker (1972) implique que certaines limites à la transposition de leurs résultats à des prises de décision médicale. En réponse à cette limite, Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998) ont repris la démarche de l'analyse de Ehrlich et Becker (1972) mais en utilisant une fonction d'utilité bidimensionnelle qui dépend à la fois de la richesse et de la santé. Ces auteurs ont changé également la structure temporelle du modèle de Ehrlich et Becker (1972), et ce, en introduisant la possibilité du recours aux soins curatifs une fois que l'individu tombe malade. Ils montrent que les soins préventifs secondaires et les soins curatifs sont des substituts. Au contraire, la relation entre la médecine curative et la prévention primaire est un peu plus délicate à interpréter : si on consomme moins de soins que dans la situation optimale, on compensera cet effet par une sur-prévention, c'est le cas de substitution. Par ailleurs, si on consomme plus de soins que nécessaire, on fera aussi plus de prévention que nécessaire. En revanche, quel que soit le niveau de prévention choisi, le niveau optimal de soins reste le même. Ce résultat reflète le fait que l'état de santé et les soins qui permettent de l'ajuster au niveau désiré sont les variables centrales qui intéressent l'agent : on utilise la prévention primaire si on n'obtient pas l'optimum de soins, mais on ne la valorise pas en tant que telle. Le fait que la prévention secondaire a un impact plus direct sur l'état de santé, elle constitue alors un substitut plus proche à la médecine curative. Ces résultats sont étendus au cadre de la théorie duale du risque par Courbage (2000). L'objectif de ce dernier était d'étudier le modèle développé par Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998) conduit dans le cadre du modèle d'Espérance d'utilité qui est fondé sur une certaine axiomatique. Il trouve les mêmes résultats obtenus par Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998) sauf concernent l'effet revenu. Une contribution récente des mêmes Eeckhoudt, Marchand et Godfroid (2002) a traité aussi la relation entre les soins curatifs et préventifs, mais en introduisant cette fois le choix du régulateur pour le remboursement de ces deux activités médicales ainsi que les choix individuels des patients, ils ont conclu que les soins préventifs et curatifs sont des biens complémentaires.

Par ailleurs, une large littérature s'est intéressée à l'analyse du coût-bénéfice des activités de prévention en utilisant le concept de l'aversion pour le risque, telle que les travaux de Dionne et Eeckhoudt (1985) qui montrent que l'augmentation de l'aversion pour le risque exerce des effets ambigus sur le niveau optimal d'effort de prévention. Chiu (1998) étudie également la relation entre la prévention et l'aversion pour le risque. Il montre, en utilisant le concept de la disposition à s'autoprotéger, que si la probabilité initiale de perte est suffisamment faible, l'accroissement de l'aversion pour le risque incite à s'auto-proteger. L'interprétation du résultat de Chiu (1998) est que l'augmentation dans le niveau d'auto-protection réduit le risque sur la richesse finale si l'effet diminution du risque à moyenne constante l'emporte sur l'effet accroissement de risque à moyenne constante. Ainsi, le fait que l'effort d'auto-protection réduit le risque de la richesse finale implique que tout individu adversaire du risque préfère investir une somme plus importante dans cette activité préventive. Jullien, Salanié et Salinié (1999) utilisent une définition assez particulière de la prévention pour examiner la relation entre l'aversion pour le risque et la prévention. Ils considèrent que les efforts de prévention permettent à la fois de diminuer la probabilité d'occurrence de la maladie et le niveau de la perte. Ils montrent que si la perte est une fonction décroissante du niveau de prévention alors l'accroissement de l'aversion pour le risque affecte à la hausse l'effort de prévention. Une autre littérature est basée sur le concept de la prudence pour étudier des activités préventifs, telle que le papier d'Eeckhoudt et Gollier (2001). Ces derniers montrent que si la probabilité d'occurrence de la perte est égale à ½ alors l'introduction de l'aversion pour le risque, en absence de la prudence, n'a aucun effet sur la prévention primaire et que la prudence décourage la prévention. Par contre, si $p > ½$ (resp. $p < ½$) alors l'aversion pour le risque et la prudence (resp. imprudence) découragent (encouragent) la prévention. Ainsi, l'impact de la prudence sur la prévention dépend de la distribution de probabilité d'occurrence de la perte. En réponse à cette limite, Courbage et Rey (2006) ont étudié l'impact de la prudence sur la prévention primaire, et ce, en introduisant la notion du coût psychologique de la maladie dans une fonction d'utilité *bi variée*.

Ils montrent, sans aucune restriction sur la distribution de probabilité d'occurrence de la maladie, que la prudence pour le risque de santé est le déterminant principal de la prévention primaire optimale.

1.1.2 L'efficacité de la prévention

La médecine curative rencontre des obstacles et atteint des limites d'abord à cause des contraintes économiques et budgétaires. Les nouvelles technologies curatives, que ce soit pour le diagnostic, la chirurgie etc, ont des effets inflationnistes qui réduisent en pratique l'application des techniques qui sont tout à fait réalisables, ce qui entraîne un problème d'accès aux soins. Mais au-delà des contraintes économiques, l'efficacité de la médecine curative se trouve aussi limitée par des contraintes proprement scientifiques qui sont non seulement manifestées par l'importance de délais entre une découverte et son application générale mais aussi des conséquences de long terme des traitements curatifs sur l'état de santé.

Ces défaillances de la médecine curative mettent en évidence le rôle crucial qui devra jouer la prévention dans le domaine de la santé. Cette activité génératrice de la santé, de bien être et réductrice des coûts doit être valorisée encore plus. En effet, on peut s'attendre à ce que chaque euro en prévention économise trois ou quatre euros durant les années suivantes sans compter les effets à long terme.

Aujourd'hui la toxicomanie ou l'obésité, par exemple, appellent une réponse qui ne relève pas de la haute technologie curative mais plutôt une stratégie de prévention bien définie.

1.1.3 Les clés du succès d'un programme de prévention

Pour atteindre ses objectifs tout projet en prévention doit être suivi et évalué. Un aspect important est que le programme de prévention doit démontrer un souci de responsabilité : il faut que les gens sachent vers qui se tourner s'ils en ont besoin. Finalement, la prévention doit viser les valeurs de droits, d'équité et de solidarité, notions capitales qui doivent être valorisées encore plus. En outre, plusieurs acteurs dans le domaine de la santé pensent que les conditions de succès de ces initiatives sont liées à la prise en charge par le milieu. Ils pensent que les individus, tout comme les communautés, doivent apprendre à exprimer leurs besoins et participer à l'élaboration des stratégies préventives. L'action préventive doit être bien planifiée et bien ciblée avant de l'implanter à plus grande échelle.

1.2 Economie de l'assurance

1.2.1 Les caractéristiques générales de l'assurance santé

Nous examinons dans cette section, les principaux résultats théoriques en économie de l'assurance. L'individu est confronté quotidiennement à plusieurs risques et, pour cette raison, il est prêt à dépenser certaines sommes d'argent pour réduire leur ampleur ou à les partager avec d'autres individus. Cette situation a permit le développement de divers types d'assurance. Le contrat d'assurance est l'instrument le plus utilisé pour se prémunir contre les risques, il permet, en effet, à l'assuré de partager le risque avec l'assureur. En exploitant les travaux de Pratt et Arrow, Mossin (1968) montre que si la prime d'assurance est actuarielle, un individu adversaire du risque optera pour une couverture totale du risque. Au contraire, si la prime d'assurance est chargée, la couverture partielle est optimale. Dans un article célèbre, Arrow (1970) s'est interrogé sur la forme optimale du contrat d'assurance. Il montre qu'un individu risquephobe préférera systématiquement un contrat de franchise plutôt qu'un contrat de coassurance. En optant pour un contrat avec coassurance, l'assuré est obligé de payer une prime importante si le risque auquel il fait face est important. Par ailleurs, s'il choisit un contrat avec franchise, il ne payera jamais plus que le montant de la franchise, et ceci, quel que soit l'ampleur du risque auquel il fait face. Cela amène l'individu adversaire du risque à choisir ce dernier contrat.

Par ailleurs, Cook et Graham (1977) ont examiné la demande d'assurance dans un cadre où le type de bien, remplaçable ou irremplaçable, est explicité[1]. Ils montrent qu'un individu adversaire du risque s'assurera totalement contre la perte d'un bien remplaçable si la prime d'assurance est actuarielle. Par contre, si le bien pour lequel on s'assure est irremplaçable, le choix de couverture optimal dépend alors de la nature du bien (normal ou inférieur). Si le bien irremplaçable est normal, la couverture partielle est optimale. Au contraire, si le bien irremplaçable est inférieur, l'individu adversaire du risque optera pour une couverture plus que complète.

[1] Contrairement à un bien irremplaçable, un bien est remplaçable est un bien auquel l'individu peut trouver des substituts sur le marché

Néanmoins, il est important de rappeler que ces derniers travaux reposent sur l'hypothèse d'un système complet des marchés d'assurance. Or, cette hypothèse est restrictive car plusieurs types de risque sont non assurables. Les illustrations sont nombreuses telle que : le risque de perte de revenu consécutive à une baisse de l'activité pour un entrepreneur individuel, les catastrophes naturelles pour lesquels il est très difficile de trouver une couverture d'assurance adéquate. En réponse à cette limite, Doherty et Schlesinger (1983) ont introduit l'idée de l'incomplétude des marchés d'assurance. Ils montrent que, lorsque la prime est chargée, si les deux risques sont positivement corrélés, les agents choisissent une couverture complète. On peut interpréter ce résultat en remarquant que les agents confrontés à un risque contre lequel ils ne peuvent s'assurer, ils réagissent en améliorant leur couverture contre le risque assurable si les deux risques sont positivement corrélés. Par ailleurs, Eeckhoudt et Kimball (1992) étudient l'impact de l'introduction d'un risque exogène sur la demande d'assurance. Il montrent que sous les conditions d'aversion absolue au risque décroissante et de prudence absolue décroissante, la demande de couverture contre un risque assurable augmente en présence d'un autre risque non assurable et non-corrélé avec le premier et ce, indépendamment du type de contrat proposé.

1.2.2 L'antisélection et l'aléa morale dans l'assurance

1.2.2.1 L'antisélection

Le problème d'asymétrie d'information a été l'objet de nombreux développements. Deux types d'asymétries d'information entre assureurs et assurés sont distinguées : l'antisélection et l'aléa moral. L'antisélection est liée à l'inobservabilité d'une caractéristique inaltérable du bien échangé ou de l'individu. Le marché d'assurance fournit un cadre privilégié à l'étude de tels phénomènes. Le problème d'antisélection survient lorsque la population est hétérogène et que l'assureur ne peut pas observer toutes les caractéristiques qui affectent la probabilité de sinistre des assurés. La source de ce problème tient à l'existence de bons risques à coté de mauvais risques. Akerlof (1970) montre que l'asymétrie d'information engendre l'exclusion des bons et dans un cas extrême, la disparition du marché.

Afin de contrôler le problème d'antisélection, Rothschild et Stiglitz (1976) suggèrent qu'il faut amener les individus à révéler eux mêmes la classe de risque à laquelle ils appartiennent.

Les assureurs doivent offrir un menu de contrat d'assurance au lieu d'en offrir un seul. Les contrats proposés sont caractérisés par des franchises croissantes associées à des primes de plus en plus faibles. Les mauvais risques choisiront des contrats à forte prime et faible franchise. Au contraire, les bas risques choisiront des contrats à faible prime et forte franchise. Rothschild et Stiglitz (1976) montrent que un équilibre séparateur, caractérisé par une couverture complète des hauts risques et une couverture partielle des bas risques, s'établit si la proportion des individus à haut risque est relativement élevée. Certains travaux empiriques ont validé ces prédictions théoriques. Beliveau (1981) montre que l'antisélection engendre une sous consommation d'assurance vie pour les bas risques. De même, Chiappori et Chassagnon (1995), montrent que les individus les plus risqués préfèrent les contrats des individus moins risqués. Au contraire, Chiappori et Salanié (1996), montrent que la sélection adverse à la Rothschild et Stiglitz est un événement négligeable sur le marché d'assurance automobile. Chiappori et Salanié (2000), dans leurs travaux sur l'assurance automobile en France, démontrent également l'absence de la sélection adverse à Rothschild et Stiglitz.

Plusieurs limites aux estimations effectuées peuvent être mises en évidence si l'on considère la réalité, ce qui peut expliquer la divergence des résultats empiriques:

- L'assuré peut choisir un contrat d'assurance selon des variables qui ne figurent pas dans les estimations, ce qui peut être une source de biais.

- A ce premier biais, on peut ajouter le problème d'arbitrage entre la richesse et la santé lorsqu'il s'agit d'un marché d'assurance santé, ce qui peut être une source d'inefficacité dans l'estimation.

Néanmoins, il est important de rappeler deux limites du modèle de Rothschild et Stiglitz. Tout d'abord, la compagnie d'assurance propose un échange spécifiant le paiement d'une prime contre le remboursement d'une indemnité. Dans la réalité, la compagnie d'assurance propose à l'individu des différentes primes associées à différents niveaux de couverture. La deuxième limite est que la prime d'assurance est actuarielle. Cette hypothèse n'est pas très robuste car les compagnies d'assurance sont soumises, dans la réalité, à des coûts de tarifications.

1.2.2.2 l'aléa morale

Dans le domaine de la santé, il existe deux principaux comportements de risque moral.

● L'aléa moral *ex ante* : Lorsque les assureurs ne peuvent observer les comportements de prévention des assurés, cette structure d'information génère une incitation perverse qui réduit voir annule ces comportements. En effet, le risque de santé dépend des comportements des assurés vis-à-vis de tout effort susceptible d'aggraver leur état de santé ou d'augmenter la probabilité d'occurrence d'une telle aggravation. Shavell (1979) s'est interrogé sur les comportements d'aléa moral ex ante. Il montre que les assurés n'adoptent aucun comportement de prévention s'ils disposent d'une assurance complète.

● L'aléa moral *ex post* : la présence des comportements d'aléa moral *expost* signifie que les personnes assurées ont des dépenses de santé plus élevées que les personnes non assurées, ce qui génère une surconsommation de soins et par la même une perte de bien-être social.

La cause originelle de ces comportements est l'insensibilité aux prix des assurés. La couverture du risque maladie implique une réduction des prix en cas de maladie incitant les assurés à consommer davantage de soins.

La pratique couramment utilisée par les responsables des systèmes publics d'assurance maladie pour réduire l'ampleur de ces comportements est l'augmentation des tickets modérateurs. Le ticket modérateur est la fraction du tarif établi pour les prestations en nature, qui est laissé à la charge de l'assuré, dont le but est de modérer ses dépenses et de le responsabiliser.

1.3 La Théorie Duale du Risque

1.3.1 Introduction

En 1738, le fameux paradoxe de Saint-Petersbourg mis en place par D. Bernoulli qui le résout en introduisant le principe qui porte son nom a permit de remédier au critère de l'espérance mathématique qui se révèle insuffisant pour décrire le comportement individuel des agents économiques. Mais, il faut remonter aux années 1950 pour que les économistes construisent des modèles qui soient censés représenter la rationalité des choix individuels en environnement aléatoire. J. von Neumann et O. Morgenstern en 1947 et L. Savage en 1954 ont dégagé une axiomatique permettant le classement des perspectives aléatoires, que l'on nomme le principe de l'UE. D'après ces axiomes, et plus particulièrement d'après l'axiome d'indépendance, ce principe admet que les pondérations des utilités sont des probabilités et que les préférences sont linéaires par rapport aux probabilités. Les paradoxes d'Ellsberg (1961) et d'Allais (1953), entre autres, ont respectivement contredit ces hypothèses et deux principales voies de recherche permettant d'intégrer ces contradictions ont été développées :

Les modèles de croyance non-additive (qui sont compatibles avec le paradoxe d'Ellsberg) et le modèle de préférence non-linéaire dans les probabilités (qui restent compatibles avec le paradoxe d'Allais). La théorie duale du risque de Yaari appartient à ce dernier type de modèles et plus particulièrement aux modèles dits à pondération de rang qui admettent l'idée d'une altération subjective des probabilités. La particularité de la théorie de Yaari provient de son caractère dual par rapport au principe d'EU, puisqu'elle est linéaire en la richesse et non-linéaire dans les probabilités. Cette approche permet, contrairement à l'EU, de dissocier l'attitude à l'égard du risque de l'utilité marginale de la richesse. Depuis une dizaine d'années, ce modèle a été surtout utilisé pour tester la robustesse des résultats exhibés sous l'EU (Doherty et Eeckhoudt (1995), Eeckhoudt (1997) et Courbage (2000)).

1.3.2 La Théorie de l'Utilité Espérée et ses contradictions

D'après le principe d'espérance d'utilité, le choix des agents économiques est guidé par des sources de jugements. Des jugements de préférence représentés par des utilités et des jugements de croyance représentés par des probabilités. Le principe d'EU repose surtout sur l'axiome d'indépendance. Plusieurs variantes de cette axiomatique se différencient surtout par le mode de formation des croyances. Les deux versions principales reviennent à J. von Neumann et O. Morgenstern (1947) et L. Savage (1954). Von Neumann et Morgenstern admettent l'idée que l'individu a une information parfaite sur la distribution de probabilités des événements de la nature, c'est-à-dire que les probabilités sont objectives, données de façon exogène à l'agent. Savage, au contraire, admet que l'individu a une information imparfaite sur la distribution des probabilités, on parle alors de probabilités subjectives que l'agent va former à travers sa propre expérience. Nous présentons ici la version de vNM.

Soit L l'ensemble des loteries définies sur le support $[x_1,....,x_n]$où une loterie $l_1 \in L$ s'écrit $l_1=(x_1,...,x_n;p_1,...,p_n)$ avec $\sum_{i=1}^{n} p_i = 1$. Nous présentons, à présent, l'axiome d'indépendance :

$$\forall l_1,\ l_2,\ l_3 \in L \text{ et } \forall \alpha \in \left]0,1\right[\text{ alors } l_1 \succ l_2 \Rightarrow \alpha\, l_1 + (1-\alpha)\, l_3 \succ \alpha\, l_2 + (1-\alpha)\, l_3 .$$

La signification de l'axiome d'indépendance est que le choix de l'agent n'est pas modifié par l'introduction d'une loterie identique qui intervient dans la composition des deux loteries initiales. Plusieurs paradoxes ont remis en cause la validité positive de l'axiome d'indépendance, que ce soit dans sa version neumanienne ou savagienne. Les deux plus connus sont le paradoxe d'Allais (1953) et le paradoxe d'Ellsberg (1961) qui contredisent respectivement la linéarité des préférences et l'additivité des croyances.

1.3.2.1 Le paradoxe d'Allais

Le paradoxe d'Allais contredit à la fois l'axiome d'indépendance de L. Savage et celui de J. von Neumann et O. Morgenstern. La contradiction de la version de vNM est nommée « effet de rapport commun » alors que celle de L. Savage est connue sous l'appellation d'effet de conséquence commune. Nous présentons uniquement l'effet de rapport commun.

Le sujet de l'expérience doit faire deux choix consécutifs parmi les deux paires de loteries

L_1 et L_2 suivantes :

$$L_1 = \begin{cases} \mathrm{A}_1 = \text{recevoir 1 million avec certitude} \\ \mathrm{B}_1 = \begin{cases} \text{recevoir 5 millions avec une probabilité de 0.8} \\ \text{recevoir 0 million avec une probabilité de 0.2} \end{cases} \end{cases}$$

$$L_2 = \begin{cases} \mathrm{A}_1 = \begin{cases} \text{recevoir 1 million avec une probabilité de 0.05} \\ \text{recevoir 0 million avec une probabilté de 0.95} \end{cases} \\ \mathrm{B}_1 = \begin{cases} \text{recevoir 5 millions avec une probabilité de 0.04} \\ \text{recevoir 0 million avec une probabilité de 0.96} \end{cases} \end{cases}$$

L'expression « effet de rapport commun » provient du fait que le rapport des probabilités de gain est le même pour les deux paires de loteries. La probabilité de gagner 5 millions n'est que de 0.8 fois celle de gagner 1 million.

Selon l'expérience de M. Allais, la majorité des personnes préfèrent A_1 pour la loterie L_1 et B_2 pour la loterie L_2, or ce choix n'est pas en accord avec le principe d'EU.

En effet, pour la paire L_1, si A_1 est préféré à A_2, cela implique :

$u(1) > 0.8\ u(5) + 0.2u(0)$.

Alors que pour la deuxième paire, si B_2 est préféré à A_2, nous obtenons après quelques calculs :

$u(1) < 0.8\ u(5) + 0.2u(0)$.

Malgré la constance du rapport des probabilités de gains, les préférences sont inversées en passant de L_1 à L_2 ; ce qui contredit le principe d'EU. En fait, c'est bien l'axiome d'indépendance de vNM qui est violé.

En effet, posons C = recevoir 0 million avec certitude. La deuxième paire de loterie s'écrit alors: $L_2 = \begin{cases} \mathrm{A}_1 = 0.05A_1 + 0.95\mathrm{C} \\ \mathrm{B}_1 = 0.05B_1 + 0.95\,\mathrm{C} \end{cases}$

Or, si A_1 est préféré à B_1, d'après l'axiome d'indépendance, on devrait avoir :

0.05 A_1 + 0.95 C $\succ$ 0.05 B_1 + 0.95 C, c'est-à-dire A_2 est préféré à B_2.

Ce qui est contraire au résultat de l'expérience de M. Allais.

Ce paradoxe s'explique, d'après D. Kahneman et A. Tversky (1979), par le fait que les gens ont tendance à surévaluer les résultats qui sont certains par rapport aux résultats qui ne sont que probables, ce qui laisse à penser que les croyances ne sont pas neutres par rapport aux préférences.

Notons que Mc Crimmon et Larsson (1979), qui se sont aussi intéressés à ce paradoxe, ont trouvé que le pourcentage de violation du principe d'EU décroît considérablement lorsque les montants proposés deviennent plus modestes.

1.3.2.2 Le paradoxe d'Ellsberg

Dans sa version savagienne, le principe d'EU fait recours aux probabilités subjectives en admettant que, en absence d'information complète, les individus déterminent leurs probabilités subjectives en fonction de leur propre expérience et de leur propre connaissance.

D. Ellsberg montre que cela peut les conduire à faire des erreurs de jugement et que le comportement observé des individus n'est pas conforme aux règles de calcul des probabilités subjectives.

L'expérience imaginé par D. Ellsberg (1961) se présente de la façon suivante : soit une urne contenant 30 boules rouges (R) et 60 boules noires(N) ou jaunes(J), les personnes interrogées doivent exprimer leur préférence entre quatre paris portant sur la couleur d'une boule tirée au hasard. Le tableau suivant résume ces paris avec leurs paiements correspondants :

	R	N	J
1	100	0	0
2	0	100	0
3	100	0	100
4	0	100	100

La majorité des personnes interrogées préfèrent 1 à 2 et 4 à 3. S'il existe une mesure de probabilité induite par ces préférences, elle doit vérifier :

$P(R) > P(N)$ et $P(R) + P(J) < P(N) + P(J)$.

Or, aucune mesure de probabilité additive ne satisfaite à ces deux inégalités, ce qui laisse à penser que les croyances ne sont pas de nature probabiliste.

Evidemment, ce paradoxe ne contredit pas la version de vNM puisque, pour ces derniers les probabilités ne sont pas subjectives mais données de façon exogène à l'individu.

De nombreuses autres études expérimentales sur le comportement des individus face au risque ont été réalisées. Citons, entre autres, l'effet d'isolation ou « framing effect » exhibé par Kahneman et Tversky (1979) qui montre que le choix des individus diffère selon la présentation des expériences, ou encore l'effet d'isolation des préférences (Grether et Plott (1979)) pour lequel les choix des individus ne sont pas cohérents avec le principe d'EU suivant que les gains sont positifs ou négatifs.

Notons, toutefois, qu'un certain nombre de recherches se sont intéressées à la vérification empirique du principe d'EU, et plus particulièrement aux développements théoriques auxquels ce principe a donné, notamment en matière d'assurance. S'il est vrai que ces recherches sont encore peu nombreuses, elles ne sont pas forcément défavorables au principe d'EU.

Face à l'ensemble de ces contradictions du principe d'EU, deux attitudes sont possibles, soit considérer que toutes ces expériences sont des marques de l'irrationalité des agents, de leur manque d'attention ou d'erreur de jugement, soit essayer de construire de nouveaux modèles permettant d'intégrer ces contradictions et qui s 'efforcent de dépasser le principe d'EU.

Les tenants de cette seconde attitude ont alors développé deux grandes voies de recherche. En premier lieu, les modèles qui abandonnent la linéarité des préférences dans les probabilités et qui permettent d'expliquer le paradoxe d'Allais, connus sous l'appellation des modèles non linéaires. En deuxième lieu, les modèles qui abandonnent l'additivité des croyances et qui permettant d'expliquer le paradoxes d'Ellsberg, connus comme les modèles non-additifs. Ces derniers modèles se basent sur une représentation non-probabilistes des croyances. Cependant, les modèles qui abandonnent la linéarité des préférences dans les probabilités constituent un cas particulier des modèles de décision non-additifs.

1.3.3 Les modèles de préférences non linéaires dans les probabilités et la théorie duale du risque, Yaari (1987)

Les nouveaux modèles de choix permettant d'expliquer le paradoxe d'Allais sont fondés sur une modification ou un affaiblissement partiel ou total de l'axiome d'indépendance. Ces modèles admettent l'idée que les croyances ne sont pas neutres vis-à-vis des préférences. En ce sens, les probabilités n'interviennent plus de façon linéaire dans la fonctionnelle d'évaluation des préférences.

Un des premiers modèles proposé fut le modèle de l'espérance d'utilité généralisée de Machina (1982) qui abandonne tout simplement l'axiome d'indépendance. Machina montre que, si les préférences sont suffisamment lisses, le comportement des agents est localement conforme à l'hypothèse d'EU. En fait, si la fonction qui représente les préférences vérifie certaines conditions de différentiabilité, de petits déplacements d'une distribution de probabilité à une autre peuvent alors être évaluées en termes d'UE. La fonctionnelle des préférences peut ainsi être approximée en chaque point, autrement dit localement, par une fonction linéaire dans les probabilités.

Une autre classe importante de modèles, qui propose un fondement rationnel du paradoxe d'Allais, admet l'idée que l'individu altère subjectivement les probabilités. C'est une manière différente de concevoir les probabilités subjectives.

Plusieurs auteurs, en affaiblissant ou en modifiant l'axiome d'indépendance, sont arrivés à présenter des modèles reposant sur cette notion. Malheureusement, cette conception aboutit à certaines contradictions, en particulier à la violation de la dominance stochastique de premier ordre. Afin de remédier à ce problème, une solution consiste à définir la fonction de transformation, non pas sur les probabilités élémentaires, mais sur l'ensemble de la distribution de probabilités. La nouveauté introduite par ces modèles consiste à dire que la pondération dépend du rang du paiement. La première axiomatique, sur une idée originale de M. Allais (1953), fut proposée par Quiggin (1982), puis par Chew (1983), Segal (1984), Yarri (1987). Ces modèles connus sous l'appellation d'utilité espérée dépendant du rang ne s'appliquent que pour des loteries à conséquence monétaire et pour des situations de choix pour lesquelles il existe une mesure de probabilité objective. Nous présentons, ici, le modèle de Yaari nommé la théorie duale du risque. Sous la théorie duale du risque, contrairement au principe d'EU, la fonction d'évaluation des perspectives est linéaire dans la richesse et non linéaire dans les probabilités. Les probabilités sont transformées par une fonction $f(.)$ qui est définie sur la fonction de distribution décumulée de la richesse.

Soit un vecteur de paiement X = $(x_1,...,x_n)$ tel que $x_1 < x_2 < ....< x_n$ et soit $p = (p_1,..., p_n)$ le vecteur de probabilité associé à X, alors la fonction d'évaluation des perspectives est donnée par :

TD = $\sum_{i=1}^{n} h_i(p) x_i$ avec la convention que $\sum_{i=1}^{n} h_i(p)$ = 1 et $h(1)$ = 1.

La forme exacte de la fonction $h_i(.)$ étant $h_i(p)$ = $f\left(\sum_{j=1}^{i} p_j\right)$- $f\left(\sum_{j=1}^{i-1} p_j\right)$, où $f(.)$ est une fonction monotone définie sur l'ensemble des probabilités décumulées.

L'attitude face au risque est incorporée à travers la forme de la fonction $f(.)$, ce qui permet de distinguer l'attitude envers le risque de l'utilité marginale de la richesse. Effectivement, la concavité de la fonction $f(.)$ revient à accorder un poids plus élevé à l'événement défavorable et un poids moins élevé à l'événement favorable, cette hypothèse reflète un comportement de pessimisme, alors que c'est l'inverse pour $f(.)$convexe qui reflète un comportement d'optimisme. Si la fonction de transformation $f(.)$ est définie sur l'ensemble des probabilités cumulées alors $f(.)$ concave implique un comportement optimiste et $f(.)$ convexe un comportement pessimisme.

1.3.4 Conclusion

L'objet de ce chapitre était de présenter les implications du principe d'espérance d'utilité ainsi que les paradoxes qui lui ont été opposés.

Les deux plus connus sont le paradoxe d'Allais (1953) et le paradoxe d'Ellsberg (1961) qui contredisent respectivement la linéarité des préférences et l'additivité des croyances.

La théorie duale du risque offre un cadre adéquat pour tester la robustesse des résultats établis sous le principe d'espérance d'utilité. Sous cette théorie, contrairement au principe d'EU, la fonction d'évaluation des perspectives est linéaire dans la richesse et non linéaire dans les probabilités. Une large littérature en économie a utilisé cette théorie pour évaluer la pertinence de plusieurs recherches. En effet, Courbage (2000) a examiné, en utilisant la théorie duale du risque, les résultats trouvés par Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998).

1.3.5 Organisation de la thèse

La thèse est organisée de la manière suivante. Le chapitre 2 traite la demande de soins curatifs, l'auto-protection et l'auto-assurance. Nous nous intéressons, dans la première section de ce chapitre, aux propriétés de la prévention primaire et secondaire en relation avec la médecine curative pour une situation dans laquelle l'individu est confronté à un risque de santé qui peut engendrer un risque de richesse via le recours aux soins. La prévention primaire est une activité qui a pour but de réduire la probabilité d'occurrence de la maladie. La prévention secondaire est une activité qui a pour objectif de réduire la gravité de la maladie. Afin de mieux comprendre l'articulation entre la médecine curative et l'activité préventive primaire et secondaire, nous utilisons une fonction d'utilité bivariée qui dépend à la fois de la richesse et de la santé. Nous élucidons, également, d'une part, la relation entre l'accroissement de l'aversion pour le risque de santé et la prévention. et, d'autre part, la relation entre la prudence et la prévention.

Dans la dernière section de ce chapitre, nous nous interrogeons sur les déterminants du choix de financement des soins par le régulateur. Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (2000) se sont intéressés à la relation entre la médecine curative et la prévention au travers le choix de remboursement optimal de ces deux activités médicales par le régulateur. L'objectif de cette section est d'examiner, dans un cadre mutivarié, les résultats obtenus par Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (2000).

Le chapitre 3 est consacré à l'étude de la prévention tertiaire. Si la littérature en économie de la prévention fait état d'un grand nombre de travaux et d'applications sur la prévention, l'hypothèse la plus communément admise est que l'individu peut recourir uniquement à la prévention primaire et secondaire. Or cette hypothèse est restrictive car elle néglige la prévention tertiaire. D'autre part, une large littérature en économie de la prévention examine les choix de santé en utilisant un modèle mono-périodique. Ainsi, ce chapitre est consacré à étudier les propriétés de la prévention tertiaire en relation avec les autres types de soins, et ce, en utilisant un modèle multi-périodique sous la théorie duale de risque. La prévention tertiaire a pour but de réduire la probabilité d'aggravation d'une maladie.

Les chapitres 4 et 5 examinent les déterminants de la couverture optimale d'assurance santé et le coût du risque de santé. La littérature en économie de l'assurance a été fortement influencée par trois célèbres propositions. La première proposition est le principe de Bernoulli qui suggère qu'un agent risquephobe choisit une couverture complète si la prime d'assurance est actuarielle. La deuxième est la proposition de Mossin-Smith (1968) qui suggère qu'un agent risquephobe choisie une couverture partielle si la prime d'assurance est chargée. La dernière proposition est le théorème d'Arrow (1963). Ce dernier montre qu'un individu risquephobe préférera systématiquement un contrat de franchise plutôt qu'un contrat de coassurance. Cependant, nous ne pouvons pas transposer directement ces trois propositions à des problèmes d'assurance santé car elles reposent sur deux hypothèses restrictives. D'une part, elles ne conservent leur validité que dans un cadre limité où il y a une seule source d'incertitude. D'autre part, l'objectif du décideur est représenté par une fonction d'utilité uni-dimentionnelle. Ainsi, nous amendons, dans le quatrième chapitre, ces trois propositions. Pour cela, nous considérons un individu qui fait face à un risque de santé et un risque non assurable et qui dérive ses préférences par une fonction *bivariée*. Nous élucidons, dans le cinquième chapitre, le coût du risque de santé d'un individu lorsqu'il est également confronté à un risque non pécuniaire. Enfin, nous concluons.

Partie I

Demande de soins curatifs, l’auto-protection et l’auto-assurance

Chapitre 2

Demande de soins préventifs et curatifs

2.1 INTRODUCTION

La relation entre les différentes activités médicales et la gestion du comportement des patients joue un rôle essentiel dans les choix en matière de santé et de politique publique.

Pour un individu confronté à un risque de maladie, les instruments pour s'en protéger sont doubles. Soit il s'assure contre les conséquences financières de ce risque, en payant une prime auprès d'une compagnie d'assurance maladie, ce qui lui permet d'obtenir une indemnisation en cas de maladie. Soit il adopte un comportement plus actif, en effectuant des actions de prévention. Dans un article très répandu en finance, Ehrlich et Becker (1972) ont étudié l'articulation entre ces deux instruments.

Comme pour les risques financiers, la médecine distingue essentiellement deux grands types de soins préventifs. Les soins préventifs primaires - ou auto-protection - ont pour objectif de réduire la probabilité d'occurrence de la maladie et les soins préventifs secondaires - ou auto-assurance - ont pour but de réduire la gravité ou l'étendue de la maladie.

Une large littérature s'est intéressée aux déterminants de la demande de soins curatifs telle que les travaux de Dardanoni et Wagstaff (1989) qui ont étudié l'effet de l'incertitude sur le recours aux soins curatifs. Une autre littérature, en économie du risque et de l'assurance, traite les choix de prévention ou d'autoprotection, mais peu de travaux examinent le lien entre les deux activités médicales, malgré le fait que l'interaction entre ces deux types de soins est d'importance dans le cadre de l'élaboration d'une politique publique optimale de remboursement de soins. A priori, la prévention devrait réduire les dépenses curatives (en espérance) puisque la probabilité d'occurrence de celle-ci sera moindre. Cependant, ce raisonnement fait abstraction de l'ajustement des comportements de demande de soins curatifs des individus qui tombent malades. Une amélioration des soins préventifs peut en effet conduire à un accroissement ou à une diminution de la demande de soins curatifs selon que ces soins sont substituables ou complémentaires. A notre connaissance, seuls Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998) ont fait le lien entre ces deux littératures. Ces auteurs se sont intéressés aux propriétés des soins curatifs en relation avec les soins préventifs, en utilisant une fonction d'utilité additive. La grande limite de ce modèle est l'imposition de restrictions sur les préférences des agents, notamment en fixant le signe de la dérivée de l'utilité croisée. En utilisant une fonction d'utilité bivariée, Flochel et Rey (2002) mettent en évidence le rôle crucial joué par la dérivée seconde de l'utilité croisée entre richesse et santé. Cependant, ces derniers focalisent leur analyse sur les choix d'assurance. L'objectif de ce chapitre est de tester la robustesse des résultats d'Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998), et ce, en utilisant une fonction d'utilité bivariée.

Nous cherchons, en premier lieu, à déterminer la relation entre les soins curatifs et préventifs. En introduisant la possibilité du recours aux soins curatifs, une fois que l'individu tombe malade, au modèle Ehrlich et Becker (1972), Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998) montrent que les soins préventifs secondaires et les soins curatifs sont des substituts alors que la relation entre les soins préventifs primaires et les soins curatifs est ambiguë. Dans ce chapitre, on s'interroge sur cette dernière relation dans un cadre où le type de risque de santé, sévère ou non, est explicité. En second lieu, nous présentons les déterminants de la demande de prévention et du problème d'aléa moral ex post. Enfin, nous examinons les déterminants de l'augmentation des tickets modérateurs qui représente une pratique largement utilisée par les responsables des systèmes publics d'assurance maladie.

Ce chapitre est organisé comme suit. Le modèle est présenté dans la section 2.2. Les déterminants du comportement optimal de l'individu à recourir aux soins curatifs ainsi que l'impact d'un choc exogène sur la demande de soins préventifs primaire sont présentés dans la section 2.3. Dans la section 2.4, nous examinons les propriétés de la demande de prévention secondaire. Nous examinons, dans la section 2.5, Les résultats de la statique comparative. Dans la section 2.6, nous étudions le subventionnement optimal des soins, avant de conclure le chapitre.

2.2 Le modèle

Soit un individu dont les préférences dépendent à la fois de son niveau de richesse (W) et de son stock de santé (H) représentées par une fonction d'utilité bivariée de type Von Neumann Morgenstern, continu, strictement croissante en la richesse et en la santé, au moins deux fois différentiable et concave tel que : U(W,H) vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $U_1 > 0$, $U_2 > 0$, $U_{11} < 0$, $U_{22} < 0$ et $U_{11}\, U_{22} - (U_{12})^2 > 0$. Nous n'imposons aucune restriction sur le signe de U_{12}.

Au début de la période, cet individu, doté d'une richesse initiale certaine W_0 et d'un stock de santé initial H_0 est soumis à un risque de santé. Il peut devenir malade avec une probabilité p, auquel cas son stock de santé avant traitement est réduit à $H_2 < H_0$. L'écart entre H_2 et H_0 reflète la gravité potentielle de la maladie. En cas de maladie, l'individu a recours au système de soins. y est l'intensité de ce recours, qui restaure le stock de santé d'un niveau $m(y, \beta)$, avec β la productivité de la médecine curative. Le prix unitaire de y est noté θ.

On suppose que : $m_y > 0$, $m_{yy} < 0$, $m_\beta > 0$ et $m_{y\beta} \geq 0$. Ces conditions signifient que l'effet du traitement croit avec le recours aux soins curatifs et qu'une amélioration de la productivité de la médecine curative exerce un effet positif sur l'impact du traitement pour un niveau de soins curatif donné.

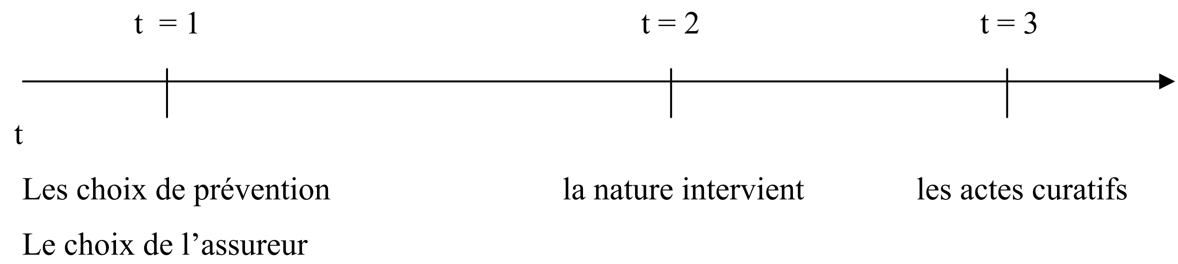
2.3 Prévention primaire et médecine curative

La prévention primaire, dont l'intensité sera notée e, a un impact sur la probabilité de survenance de la maladie $p(e, \alpha_1)$. On suppose $p_e < 0$, $p_{ee} \geq 0$ où p_e et p_{ee} sont respectivement la dérivée première et seconde de $p(e, \alpha_1)$, ce qui signifie que l'effort de prévention primaire réduit la probabilité d'occurrence de la maladie, mais que le rendement marginal de cet effort est décroissant. Le coût monétaire d'une unité d'effort est noté λ.

α_1 représente la productivité des mesures de prévention primaire. On suppose que : $p_{\alpha_1} < 0$ et $p_{e\alpha_1} \leq 0$, ces conditions signifient que l'accroissement de α_1 provoque respectivement la baisse de la probabilité d'occurrence de la maladie pour un niveau de prévention primaire donné et un effet positif sur la productivité marginale de la prévention primaire.

En plus des mesures de prévention primaire sur son stock de santé, l'individu peut également s'assurer contre les conséquences monétaires de la maladie. Un contrat d'assurance est défini par $Z = (1 - t_1, 1 - t_2$, et $P)$ avec P la prime d'assurance, t_1 et t_2 le taux de remboursement des dépenses de médecine respectivement préventive et curative.

L'objectif de ce chapitre est d'étudier l'articulation entre les choix de prévention et les soins curatifs. Pour ce faire, nous considérons la séquentialité représentée par la droite d'horizon temporel suivante :



Lors d’une première étape, le régulateur détermine le montant des tickets modérateurs et l’individu choisit la quantité de prévention. Lors d’une deuxième étape, la nature intervient et deux états de la nature sont possibles : avec une probabilité p , l’individu est malade alors qu’avec la probabilité complémentaire, il conserve son stock de santé initial. Si à la deuxième étape, l’individu tombe malade, on passe alors à la troisième étape où il recourt aux soins curatifs.Nous résolvons dans la suite ce problème par induction amont.

2.3.1 La demande de soins curatifs

Nous commençons par la dernière étape dans laquelle l’individu est tombé malade, il choisit alors le niveau optimal de soins curatif y^* tel que :

$$y^* = \arg\max_{y} \ U\,[W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e - (1-t_2)\,\theta\, y,\ H_2 + m(y, \beta)\,] \qquad (1.1)$$

Pour simplifier la notation, on dénotera par W l’argument de U associé à l’état de maladie et par V celui associé à l’état de bonne santé.

Avec : $W = (W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e - (1-t_2)\,\theta\, y,\ H_2 + m(y, \beta))$

$V = (W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e\ ,\ H_0)$

Ainsi la condition de premier ordre attachée à (1.1) est la suivante[2] :

$$E_y = [-(1-t_2)\,\theta\, U_1(W) + m_y\, U_2(W)] = 0$$

Ou encore

$$(1-t_2)\left(\frac{\theta}{m_y}\right) = \left(\frac{U_2(W)}{U_1(W)}\right) \qquad (1.2)$$

L’équation (1.2) traduit l’égalité ente le coût marginal (membre de gauche) généré par le recours aux soins curatifs et le gain marginal (membre de droite) qu’il induit à travers l’amélioration de l’état de santé. Cette égalité fait que la demande de soins curatifs est partielle sauf solution de coin. On remarque que le gain marginal du recours aux soins curatifs est égal au taux marginal de substitution entre les biens matériels et la santé.

[2] Le détail de calcul concernant la condition de second ordre est fourni en Annexe 1.

La possibilité de soins préventifs peut conduire à modifier le choix optimal des soins curatifs. Afin de s'interroger sur la question de la complémentarité ou de la substituabilté entre les soins curatifs et les soins préventifs primaires, nous procédons à une analyse de statique comparative.

Proposition 1 Si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $(dy^* / de) < 0$ et $(dy^* / dW_0) > 0$.

Preuve : la différentielle totale de l'équation (1.2) donne le résultat suivant pour $U_{21}(W) \geq 0$:

$$(dy^*/de) = \left[-(1-t_1)\,\lambda\,(\theta\,(1-t_2)\;U_{11}(W) - m_y\;U_{21}(W)) \big/ E_{yy} \right] < 0.\nu$$

Le signe positif de la dérivée de l'utilité croisée (U_{21}) signifie qu'une baisse marginale de la consommation des biens matériels entraîne la diminution de l'utilité marginale de la santé.

$(dy^*/de) < 0$ signifie que moins l'agent a recours à la prévention primaire ex-ante, plus sa consommation de biens matériels augmente et comme $U_{21}(W) > 0$ alors l'utilité marginale de la santé augmente et donc le recours aux soins curatifs augmente. Ainsi on peut dire que lorsque le signe de l'utilité croisée de l'individu est positif ou nulle alors une augmentation des soins préventifs primaires entraînera *ex post* une baisse des soins curatifs. Au contraire, si l'utilité marginale de la richesse est une fonction décroissante du capital santé ($U_{21}(W) < 0$) alors il est possible que les soins curatifs augmentent avec l'intensité de la prévention primaire.

2.3.2 La demande de soins préventifs primaires

Après avoir présenté les déterminants de la demande de soins curatifs ainsi que les propriétés de cette demande, nous pouvons à présent étudier la demande de soins préventifs primaires.

Le niveau optimal de soins préventifs primaires est tel que :

$$e^* = \arg\max_e \; p(e,\alpha_1)\,U[\,W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e - (1-t_2)\,\theta\,y^*,\; H_2 + m(y^*,\beta)\,]$$
$$+ \left[1 - p(e,\alpha_1)\right]\;U\left(W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda\,e,\,H_0\right) \qquad (1.3)$$

Ainsi la condition de premier ordre du programme (1.3) s'écrit :

$$E_e = p_e\,[U(W) - U(V)] + p(e,\alpha_1)\;(1-t_1)\,\lambda\,[U_1(V) - U_1(W)] - (1-t_1)\,\lambda\,U_1(V) = 0 \qquad (1.4)$$

2.3.2.1 Impact d'un choc exogène sur la demande de prévention primaire

Nous examinons maintenant les propriétés de la demande de soins préventifs primaires. Nous commençons par étudier l'impact de l'introduction d'un niveau exogène de la médecine curative sur le recours à la prévention primaire.

Proposition 2 L'impact de l'introduction de la médecine curative sur la prévention primaire dépend, d'une part, du choix curatif et, d'autre part, de la variation de l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé $U_{12}(W)$. Si le choix curatif est optimal ($E_y = 0$) ou maximal ($E_y > 0$) et $U_{12}(W) \geq 0$ alors l'introduction de la médecine curative décourage le recours à la prévention primaire, ce qui veut dire que $(\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}y) < 0$;

Preuve : voir annexe 2.

Contrairement aux résultats d' Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998), même si la valeur choisie de y est optimal, l'impact de la médecine curative peut affecter à la baisse la prévention primaire.

Nous examinons, maintenant, l'impact d'une amélioration de l'efficacité du système de soins préventifs primaires.

Proposition 3 $(\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}\alpha_1) > 0$. Conformément à l'intuition, plus la médecine préventive primaire est productive, plus l'individu recourt à la prévention primaire. Cependant, l'impact de la productivité de la prévention primaire sur le recours aux soins curatifs dépend du signe de $U_{12}(W)$.

Preuve : voir annexe 3.

Plus la médecine préventive primaire est productive, plus le recours à la prévention primaire est important or les soins curatifs et préventifs primaires sont des substituts lorsque $U_{12}(W) \geq 0$, ce qui entraîne la baisse du recours à la médecine curative. Ce résultat est d'importance dans le cadre de l'élaboration d'une politique publique optimale d'investissement afin d'améliorer l'efficacité des soins préventifs.

2.3.2.2 Impact de l'augmentation de l'aversion pour le risque de la santé sur la demande de prévention primaire

Une large littérature économique se base sur le concept de l'aversion pour le risque pour analyser la prévention telle que Dionne et Eeckhoudt (1985). Ces auteurs utilisent une fonction d'utilité *univariée* afin d'étudier la relation entre l'aversion pour le risque et le recours à la prévention. Ils montrent que l'augmentation de l'aversion pour le risque exerce un effet ambigu sur la prévention primaire et incite au recours à la prévention secondaire. Cependant, l'analyse de ces derniers n'est plus adéquate lorsqu'il s'agit de risque de santé car l'occurrence d'une pathologie affecte non seulement le niveau de santé de l'individu mais aussi sa richesse au travers des dépenses de soins.

Nous éclaircissons, maintenant, la relation entre l'aversion pour le risque et la prévention primaire, et ce, dans un contexte *bivarié*. Nous considérons une fonction d'utilité *bivariée* séparable :

$U(W, H) = \zeta(W)\, v(H)$.

$U(W, H)$ vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $\zeta'(W) > 0$, $\zeta''(W) < 0$, $v'(H) > 0$ et $v''(H) > 0$.

Proposition 4 Un agent plus adversaire vis-à-vis du risque de santé peut effectuer moins d'effort préventif primaire.

Preuve : l'effort préventif primaire optimal, noté e^*, est solution de l'équation suivante :

$$\frac{v(H_2 + m(y,\beta))}{v(H_0)} = \frac{(1-t_1)\lambda\left(\zeta'\left(W_0 - P - (1-t_1)\lambda e^*\right)\right)\left(1 - p\left(e^*,\alpha_1\right)\right) + p_{e^*}\left(\zeta\left(W_0 - P - (1-t_1)\lambda e^*\right)\right)}{p_{e^*}\left(\zeta\left(W_0 - P - (1-t_1)\lambda e^* - (1-t_2)\theta y\right)\right) - p\left(e^*,\alpha_1\right)(1-t_1)\lambda\left(\zeta'\left(W_0 - P - (1-t_1)\lambda e^* - (1-t_2)\theta y\right)\right)}$$

Afin de s'interroger sur la manière dont l'introduction de l'aversion vis-à-vis du risque de santé affecte le recours à la prévention primaire, nous considérons un individu plus adversaire vis-à-vis du risque de santé. Il dérive ses préférences par une fonction d'utilité $V(W,H) = \zeta(W)\, k(v(H))$. V est une transformation croissante et concave de U par k ($k' > 0$, $k'' < 0$ et $k' = \frac{V'}{U'}$) (Pratt 1964).

Son effort préventif primaire optimal, noté e^{**}, est solution de l'équation suivante :

$$\frac{k(v(H_2 + m(y,\beta)))}{k(v(H_0))} = \frac{(1-t_1)\lambda\left(\zeta'\left(W_0 - P - (1-t_1)\lambda e^{**}\right)\right)\left(1 - p\left(e^{**},\alpha_1\right)\right) + p_{e^{**}}\left(\zeta\left(W_0 - P - (1-t_1)\lambda e^{**}\right)\right)}{p_{e^{**}}\left(\zeta\left(W_0 - P - (1-t_1)\lambda e^{**} - (1-t_2)\theta y\right)\right) - p\left(e^{**},\alpha_1\right)(1-t_1)\lambda\left(\zeta'\left(W_0 - P - (1-t_1)\lambda e^{**} - (1-t_2)\theta y\right)\right)}$$

L'expression $\frac{k(v(H_2+m(y,\beta)))}{k(v(H_0))}$ peut être inférieur ou supérieur à $\frac{v(H_2+m(y,\beta))}{v(H_0)}$. On en déduit que l'augmentation de l'aversion vis-à-vis du risque de santé peut réduire la prévention primaire. ν

2.3.2.3 Impact de la prudence pour le risque de santé sur la demande de prévention primaire

Nous montrons, dans la section précédente, que l'aversion pour le risque de santé n'est pas le déterminant principal de la prévention car elle exerce un effet ambigu sur l'effort préventif primaire optimal. Ce résultat confirme celui trouvé par Dionne et Eeckhoudt (1985). En introduisant la notion du coût psychologique de la maladie dans une fonction d'utilité *bi variée*, Courbage et Rey (2006) montrent que la prudence pour le risque de santé est le déterminant principal de la prévention primaire optimale. Afin de s'interroger sur la manière dont l'introduction de la prudence pour le risque de santé affecte le recours à la prévention primaire, Courbage et Rey (2006) considèrent deux individus (a et b) adversaires pour le risque de santé. Cependant, le coût psychologique lié à la perte d'utilité du à l'occurrence de la maladie pour un niveau de richesse donné est plus élevé pour l'individu a que celui de l'individu b. Formellement, $U^a(W,H_0) = U^b(W,H_0)$ et $U^a(W,H_1) < U^b(W,H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie. Ils montrent que l'individu le plus adversaire pour le risque de santé effectue plus de prévention primaire si il est moins prudent pour le risque de santé.

L'objectif de cette section est de reprendre la démarche de l'analyse de Courbage et Rey (2006). Il est clair que la fonction d'utilité $U(W, H) = \zeta(W)\, v(H)$ que nous avons utilisé n'est qu'un cas particulier de celle utilisée par Courbage et Rey (2006) ainsi on peut tirer la proposition suivante :

Proposition 5 Un agent plus adversaire vis-à-vis du risque de santé peut effectuer moins d'effort préventif primaire si il est plus prudent pour le risque de santé.

Preuve : voir annexe 4.

2.4 Prévention secondaire et médecine curative

Contrairement à ce qui se passe pour la prévention primaire, la prévention secondaire – ou l'auto-assurance – n'affecte pas la probabilité de survenance de la maladie mais son degré de gravité ou d'extension. Soit z l'intensité de la prévention secondaire, σ son prix unitaire et $h(z, \alpha_2)$ une fonction qui indique l'impact de z sur l'état de santé. On suppose que $h_z > 0$ et $h_{zz} < 0$, ce qui signifie que l'effort de prévention secondaire réduit les conséquences dommageables de la maladie et que le rendement marginal de cet effort est croissant. α_2 représente la productivité des mesures de prévention secondaire.

On suppose que :

$h_{\alpha_2} > 0$ et $h_{z\alpha_2} > 0$, ces conditions signifient que l'accroissement de α_2 provoque respectivement l'amélioration de l'état de santé et une amélioration de la productivité marginale de la prévention secondaire.

On suppose enfin qu'un individu malade peut dans le meilleur des cas retrouver son état de santé initial[3] :

$H_2 + h(z_{\max}) + m(y_{\max}) \leq H_0.$

Où $y_{\max}$ et $z_{\max}$ représentent respectivement la quantité maximale possible de y et de z.

Nous supposons que l'individu peut également s'assurer contre les conséquences monétaires de la maladie. Un contrat d'assurance est défini par $Z = (1 - t_1, 1 - t_2$, et $P)$ avec P la prime d'assurance, t_1 et t_2 le taux de remboursement des dépenses de médecine respectivement préventive secondaire et curative. L'objectif du décideur est le suivant :

$$\max_z \; p\,\{\max_y \; U\,[W_0 - P - (1- t_1)\,\sigma\, z - (1-t_2)\theta\, y^*,\, H_2 + m(y^*,\beta) + h(z, \alpha_2)]$$

$$+ [1- p]\;\; U\,(W_0 - P - (1- t_1)\,\sigma\, z,\, H_0)\}$$

2.4.1 La demande de soins curatifs

Le niveau optimal de soins curatif y^* est la solution du programme suivant :

$$y^* = \arg\max_y \; U\,[\,W_0 - P - (1- t_1)\,\sigma\, z - (1- t_2)\,\theta\, y,\; H_2 + m(y, \beta) + h(z, \alpha_2)] \quad (1.1')$$

Pour simplifier la notation, on dénotera par W l'argument de U associé à l'état de maladie

[3] On considère que l'individu peut être confronté à l'un des deux types du risque maladie : bénin ou malin. Contrairement à un risque malin, un risque est dit bénin si l'individu retrouve son état de santé initial après le recours aux soins. Dans un article récent, Bien (2003) s'est intéressé sur l'incidence de ces deux types de risque sur la couverture d'assurance maladie.

et par V celui associé à l'état de bonne santé.

Avec : $W = (W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z - (1-t_2)\,\theta\, y,\; H_2 + m(y,\beta) + h(z,\alpha_2))$

$V = (W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z,\; H_0)$

La condition de premier ordre attachée à ce programme est :

$E_y = [-(1-t_2)\,\theta\, U_1(W) + m_y\, U_2(W)] = 0$

Ou encore

$$(1-t_2)\left(\frac{\theta}{m_y}\right) = \left(\frac{U_2(W)}{U_1(W)}\right) \qquad (1.2')$$

A partir l'équation (1.2'), on peut établir la proposition suivante :

Proposition 6 Le recours à la médecine curative décroît avec l'effort préventif secondaire si $U_{12}(W) \geq 0$.

Preuve : la différentielle totale de l'équation (1.2') donne le résultat suivant pour $U_{12}(W) \geq 0$:

$$(dy^*/dz) = -\{-\sigma(1-t_1)(1-t_2)\,\theta\, U_{11}(W) - m_y\, h_z\, U_{22}(W) + [(1-t_1)\, m_y\, \sigma + (1-t_2)\,\theta\, h_z]\, U_{12}(w) \Big/ E_{yy}\} < 0.$$

2.4.2 La demande de soins préventifs secondaires

Nous examinons, maintenant, les propriétés de la prévention secondaire.

Le niveau optimal de soins préventifs secondaires est tel que :

$$z^* = \arg\max_z\; p\, U\,[W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z - (1-t_2)\theta\, y^*,\; H_2 + m(y^*,\beta) + h(z,\alpha_2)]$$
$$+ [1-p]\; U\,(W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z,\; H_0) \qquad (1.5)$$

Pour simplifier la notation, on dénotera par W l'argument de U associé à l'état de maladie et par V celui associé à l'état de bonne santé.

Avec : $W = (W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z - (1-t_2)\,\theta\, y,\; H_2 + m(y,\beta) + h(z,\alpha_2))$

$V = (W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e,\; H_0)$

Ainsi la condition de premier ordre du programme (1.5) s'écrit[4] :

$$E_z = p(1-t_1)\sigma\,[U_1(V) - U_1(W)] + p\, h_z\, U_2(W) - (1-t_1)\,\sigma\, U_1(V) = 0 \qquad (1.6)$$

[4] Le calcul complet des conditions de premier ordre et des conditions de second ordre attachées est fourni à l'Annexe 5.

2.4.2.1 Impact d'un choc exogène sur la demande de prévention secondaire

L'équation (1.6) permet d'établir les propriétés de la demande de prévention secondaire suivantes :

Proposition 7 Si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $(d z^* / d y) < 0$.

Preuve : voir annexe 5.

L'introduction de la médecine curative décourage le recours à la prévention secondaire si $U_{21}(W) \geq 0$.

Proposition 8 Si $U_{12}(V) \geq 0$ alors $(d z^* / d H_0) < 0$.

Preuve : voir annexe 6.

Plus l'individu est en bonne santé, plus son utilité marginale de la consommation des biens matériels est importante si $U_{12}(W) > 0$. Ceci l'amène à réduire son effort de prévention secondaire.

2.4.2.2 Impact de l'augmentation de l'aversion pour le risque sur la demande de prévention secondaire

Nous examinons, maintenant, l'impact de l'augmentation de l'aversion vis-à-vis du risque de santé sur la prévention secondaire. Nous considérons une fonction d'utilité *bi variée* séparable :

$U(W, H) = \zeta(W)\,v(H)$.

$U(W, H)$ vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $\zeta'(W) > 0$, $\zeta''(W) < 0$, $v'(H) > 0$ et $v''(H) > 0$.

Proposition 9 Un agent plus adversaire vis-à-vis du risque de santé peut effectuer moins d'effort préventif secondaire.

Preuve : l'effort préventif secondaire optimal, noté z^*, est solution de l'équation suivante :

$$\frac{h_{z*}\zeta(W_1)v'(H_1) - (1-t_1)\sigma\zeta'(W_1)v(H_1)}{v(H_0)} = \frac{(1-p)(1-t_1)\sigma\left[\zeta'\left(W_0 - P - (1-t_1)\sigma z^*\right)\right]}{p}$$

Avec $H_1 = (H_2 + m(y, \beta) + h(z^*, \alpha_2))$

$W_1 = (W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z^* - (1-t_2)\,\theta\, y)$

On considère, maintenant, un individu plus adversaire vis-à-vis du risque de santé. Il dérive ses préférences par une fonction d'utilité $V(W,H) = \zeta(W)\, k(v(H))$.

V est une transformation croissante et concave de U par k ($k' > 0$, $k'' < 0$ et $k' = \frac{V'}{U'}$)

(Pratt 1964).

Son effort préventif secondaire optimal, noté z^{**}, est solution de l'équation suivante

$$\frac{h_{z^{**}}\zeta(W_1')[k'(v(H_1'))]v'(H_1') - (1-t_1)\sigma\zeta'(W_1')k(v(H_1'))}{k(v(H_0))} = \frac{(1-p)(1-t_1)\sigma\left[\zeta'\left(W_0 - P - (1-t_1)\sigma z^{**}\right)\right]}{p}$$

Avec $H_1' =$ ($H_2 + m(y, \beta) + h(z^{**}, \alpha_2)$)

$W_1' =$ ($W_0 - P - (1- t_1)\, \sigma\, z^{**} - (1- t_2)\, \theta\, y$)

L'expression $\frac{h_{z^{**}}\zeta(W_1')[k'(v(H_1'))]v'(H_1') - (1-t_1)\sigma\zeta'(W_1')k(v(H_1'))}{k(v(H_0))}$ peut être inférieur ou supérieur à $\frac{h_{z^*}\zeta(W_1)v'(H_1) - (1-t_1)\sigma\zeta'(W_1)v(H_1)}{v(H_0)}$. On en déduit que l'augmentation de l'aversion vis-à-vis du risque de santé peut réduire la prévention secondaire.

2.4.2.3 Impact de la prudence pour le risque de santé sur la demande de prévention secondaire

Une large littérature, en économie de la prévention, traite le lien entre la prévention primaire et la prudence telle que les travaux de Eeckhoudt et Gollier (2005) et Courbage et Rey (2006) mais aucun travail, d'après nos connaissances, ne s'est intéressé à la relation entre la prévention secondaire et la prudence.

L'objectif de cette section est de déterminer l'impact de la prudence sur la prévention secondaire. Nous reprenons la démarche de l'analyse de Courbage et Rey (2006) mais en introduisant la prévention secondaire au lieu de la prévention primaire et en utilisant une fonction d'utilité *bivariée* séparable.

Proposition 10 Un agent plus adversaire pour le risque de santé, dont l'impact de la prévention secondaire sur l'amélioration de l'état de santé est plus importante, peut effectuer moins d'effort préventif secondaire si il plus prudent.

Preuve : voir annexe 7.

Contrairement à la prévention primaire, les déterminants de la prévention secondaire sont non seulement la prudence et l'aversion pour le risque de santé mais aussi l'impact de la prévention secondaire sur l'état de santé.

2.5 Les résultats de la statique comparative

Dans cette section, nous comparons nos résultats avec ceux trouvés par Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998) et nous les relions avec des travaux antérieurs.
Les résultats de statique comparative exhibés ne sont pas, pour la plupart, similaires à ceux obtenus par Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998). Ces derniers ont supposé un individu adversaire du risque à l'égard de la santé et neutre au risque à l'égard de la richesse et dont la dérivée de l'utilité croisée est nulle ($U_{12} = 0$). En outre, Evans et Viscusi (1991) ont montré empiriquement pour des risques sévères que le signe de la dérivée de l'utilité croisée est strictement positif ($U_{12} > 0$) et pour des risques non sévères que le signe de cette dérivée est strictement négatif ($U_{12} < 0$). Dans notre travail, nous avons présenté ces différents cas grâce à la généralité de la fonction d'utilité et à la séparation des pertes financières et des pertes de santé. En reliant nos résultats avec ces travaux antérieurs, nous pouvons dire que la relation entre les soins curatifs et les soins préventifs dépend de la gravité du risque maladie, telle que pour une maladie lourde, les deux types de soins sont des substituts, alors que pour une maladie non sévère, ces deux soins peuvent être des compléments.

2.6 Le subventionnement optimal des soins

Dans cette section, on s'interroge sur la relation entre médecine préventive et curative, à travers le choix de remboursement optimal de ces deux activités médicales par le régulateur, en intégrant le choix individuel des patients.

Plusieurs pays européens sont confrontés à une contrainte budgétaire très forte sur les dépenses de santé. De sérieuses réformes s'imposent donc pour lutter contre la surconsommation des soins.

Dans différents pays, la réforme la plus utilisée consiste à responsabiliser l'assuré, en utilisant des tickets modérateurs.

Le régulateur prend en charge une fraction t_1 des dépenses en soins préventifs, comme il subventionne une fraction t_2 des dépenses en soins curatifs. Est-il justifié d'appliquer des tickets modérateurs différents selon le type de médecine curative ou préventive?

Pour simplifier l'analyse du choix du régulateur, on considère que l'assuré peut recourir uniquement à l'un des deux types de prévention.

2.6.1 Choix du régulateur et prévention primaire

On considère le cas d'un régulateur qui rembourse une fraction t_1 des dépenses en soins préventifs primaires et une fraction t_2 des dépenses en soins curatifs.

Le contrat d'assurance offert à l'équilibre maximise l'espérance de l'utilité de l'assuré sous contrainte budgétaire :

$$\underset{t_1, t_2}{Max}\, \mathrm{EU} = p(e)\, \mathrm{U}(\mathrm{W}) + [1 - p(e)]\, \mathrm{U}(\mathrm{V}) \tag{1.7}$$

SC

$$P = t_1\, \lambda\, e + p(e, \alpha_1)\, t_2\, \theta\, y \tag{1.8}$$

$$\text{Où} \quad y = y(e, t_1, t_2),\ e = e(t_1, t_2) \text{ et } P = P(e,\ y,\ t_1, t_2) \tag{1.9}$$

Avec : $\mathrm{W} = (\mathrm{W}_0 - P - (1 - t_1)\, \lambda e - (1 - t_2)\, \theta\, y,\ \mathrm{H}_2 + m(y, \beta))$

$\mathrm{V} = (\mathrm{W}_0 - P - (1 - t_1)\, \lambda e,\ \mathrm{H}_0)$

Après calcul, on obtient les deux équations suivantes[5] :

$$t_1 \lambda = -t_2\, \theta\, \{ p_e\, y + p(e) \left[\frac{\left[\frac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\frac{\partial e}{\partial t_1}\right]} + \left[\frac{\partial y}{\partial e}\right] \right] \} \tag{1.15}$$

[5] Les détails des calculs concernent les conditions du premier ordre attachés à (1.7) sont fournis à l'Annexe 8.

$$t_2 = -\frac{\left[\left(\frac{U_1}{E(U_1)}\right)-1\right]y}{\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\right]} \tag{1.18}$$

Les équations (1.15) et (1.18) permettent de s'interroger sur le choix optimal du régulateur. L'équation (1.15) suggère que le choix de subventionnement des soins préventifs est essentiellement budgétaire mais il dépend aussi de l'utilité marginale de la santé en fonction de la richesse (U_{21}). Cette équation nous permet d'énoncer le lemme suivant :

Lemme 1 Les taux de remboursement optimaux des activités médicales sont complémentaires si deux conditions sont simultanément vérifiées :

(i) $U_{21}(W) \geq 0$.

(ii) La politique de lutte contre la sur-consommation des soins préventifs primaires est inefficace.

Preuve : voir annexe 9.

L'équation (1.15) traduit, à l'optimum intérieur, l'égalité entre le coût marginal lié au financement des soins préventifs (membre de gauche) et le bénéfice marginal généré par ce financement (membre de droite). L'interprétation de cette égalité est immédiate. L'augmentation des dépenses préventives primaires via le financement de ce type des soins (λt_1) est compensée, d'une part, par un effet direct de baisse de remboursement des soins curatifs en espérance ($t_2\ p_e\ \theta\ y$) et, d'autre part, par un effet indirect de réduction des dépenses curatives à travers la substituabilité entre les soins [$\partial y / \partial e$].

Alors que le choix de t_1 est essentiellement budgétaire, le choix de subventionnement des dépenses curatives dépend de deux variables, à savoir le degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$ et de l'utilité marginale de la santé en fonction de la richesse (U_{21}).

A partir de l'équation (1.18), on peut énoncer la proposition suivante :

Proposition 11 Le régulateur peut financer les soins curatifs si l'assuré est adversaire du risque de richesse.

Preuve : voir annexe 10.

Ce résultat est d'importance car il permet d'amender le modèle de financement de soins développé par Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (2000). Ces derniers constatent que le choix optimal de remboursement des dépenses curatives dépend uniquement du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré. Ils montrent que le régulateur ne doit pas financer les soins curatifs si l'assuré est adversaire du risque de richesse.

2.6.2 Choix du régulateur et prévention secondaire

On considère le cas d'un régulateur qui rembourse une fraction t_1 des dépenses en soins préventifs secondaires et une fraction t_2 des dépenses en soins curatifs.

Le contrat d'assurance offert à l'équilibre maximise l'espérance de l'utilité de l'assuré sous contrainte budgétaire :

$$\underset{t_1,t_2}{Max}\ \mathrm{EU} = p\,\mathrm{U(W)} + [1 - p]\,\mathrm{U(V)} \qquad (1.19)$$

SC

$$P = t_1 \sigma z + p\, t_2\, \theta\, y \qquad (1.20)$$

$$\text{Où } y = y(z, t_1, t_2),\ z = z(t_1, t_2) \text{ et } P = P(z, y, t_1, t_2) \qquad (1.21)$$

Avec :

$$\mathrm{W} = (\mathrm{W}_0 - P - (1 - t_1)\,\sigma\, z - (1 - t_2)\,\theta\, y,\ \mathrm{H}_2 + m(y, \beta) + h(z, \alpha_2))$$

$$\mathrm{V} = (\mathrm{W}_0 - P - (1 - t_1)\,\sigma\, z,\ \mathrm{H}_0)$$

Après calcul, on obtient l'équation suivante[6]:

$$t_1\, \sigma = -\, t_2\, p\theta \left[\frac{\left[\dfrac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\dfrac{\partial z}{\partial t_1}\right]} + \left[\dfrac{\partial y}{\partial z}\right] \right] \qquad (1.27)$$

[6] Les détails des calculs concernant les conditions de premier ordre attachés au programme (1.19) sont fournis en à l'Annexe 11.

$$t_2 = -\frac{\left[\left(\frac{U_1}{E(U_1)}\right)-1\right]y}{\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\right]} \tag{1.30}$$

Contrairement à la prévention primaire, la relation optimale entre le ticket modérateur appliqué aux actes de la médecine curative et celui approprié pour les actes de prévention secondaire dépend de deux effets :

Un effet direct de substitution entre les soins $\left(\frac{\partial y}{\partial z}\right)$ et un effet indirect d'augmentation des tickets modérateurs appliqués aux actes de la médecine préventive $\left[\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\right]$.

1) Effet direct : si les médecines préventives secondaire et curative sont des substituts ($\left(\frac{\partial y}{\partial z}\right) < 0$), une assurance plus généreuse dans le remboursement des actes préventifs secondaires entraîne une baisse des dépenses curatives. A budget constant, l'assurance peut donc mieux rembourser les soins curatifs. Les taux de remboursement évoluent donc dans le même sens.

2) Effet indirect : l'étude du choix de l'assuré montre que plus la médecine préventive secondaire est remboursée plus les dépenses curatives augmentent ($\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) > 0$). Il serait alors préférable pour l'assurance de réduire le taux de remboursement des soins curatifs. Autrement dit, si la compagnie d'assurance est plus dépensière dans le remboursement des actes préventifs, elle ne doit pas l'être aussi face à la médecine curative.

A partir de l'équation (1.27), on peut énoncer la proposition suivante :

Proposition 12 Si l'effet indirect domine l'effet direct alors nécessairement les taux de remboursement optimaux des activités médicales sont complémentaires. Au contraire, une telle conclusion s'inverse si l'effet direct domine l'effet indirect.

Preuve : si $\left|\frac{\partial y}{\partial z}\right| > \frac{\left[\frac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\frac{\partial z}{\partial t_1}\right]}$ alors l'expression entre parenthèses dans l'équation (1.27) est nécessairement négative, ainsi t_1 et t_2 évoluent dans le même sens. ν

En outre, l'équation (1.30) suggère que les déterminants du financement optimal des dépenses curatifs sont le degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$ et de l'utilité marginale de la santé en fonction de la richesse (U_{21}) [7]. Ce résultat est similaire à celui de la prévention primaire.

2.7 CONCLUSION

Au long de ce chapitre, nous avons présenté un modèle qui permet d'éclaircir le problème du choix de soins curatifs, de soins préventifs et le problème d'assurance. Nous avons utilisé une fonction d'utilité *bivariée* qui dépend à la fois de la richesse et de la santé, sans imposer des restrictions sur les préférences individuelles. Nous montrons que le problème d'aléa moral *ex post* ainsi que la relation entre les différentes interventions médicales dépendent du signe de l'utilité marginale de la consommation des biens matériels en fonction de l'état de santé (U_{12}). Nous remarquons que la prévention secondaire optimale dépend essentiellement de la prudence et de l'impact de la prévention secondaire sur l'état de santé.

De plus, dans le cadre d'assurance, nous montrons que les principaux déterminants du choix de financement des soins par le régulateur sont le degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré, la relation entre les activités médicales et la nature du risque de santé. Ce résultat peut être utilisé pour amender le modèle de financement de soins développé par Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (2000). En effet, si on observe qu'un régulateur modifie sa décision de financement de soins lorsque ses assurés sont confrontés à un risque de santé sévère, on peut en déduire que le modèle d' Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (2000) n'est pas un bon indicateur du choix du régulateur.

[7] La preuve est fournie à l'Annexe 12.

2.8 Annexe

Annexe 1

Le niveau optimal de soins préventifs primaires est tel que :

$$e^{*} = \arg\max_{e}\ p(e,\alpha_1)\, U[\, W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e - (1-t_2)\,\theta\, y^{*},\ H_2 + m(y^{*},\beta)\,]$$

$$+ \left[1 - p(e,\alpha_1)\right]\ U\left(W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e,\, H_0\right) \qquad (1.3)$$

Pour simplifier la notation, on dénotera par W l'argument de U associé à l'état de maladie et par V celui associé à l'état de bonne santé.

Avec : $W = (W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e - (1-t_2)\,\theta\, y,\ H_2 + m(y,\beta))$

$V = (W_0 - P - (1-t_1)\,\lambda e\ ,\, H_0)$

Ainsi la condition de premier ordre du programme (1.3) s'écrit :

$$E_e = p_e\,[\,U(W) - U(V)\,] + p(e,\alpha)\ (1-t_1)\,\lambda\,[\,U_1(V) - U_1(W)\,] - (1-t_1)\,\lambda U_1(V)$$
$$+ p(e,\alpha)\,[\,-(1-t_2)\,\theta\, U_1(W) + m_y U_2(W)]\ \ (dy^{*}/de) = 0$$

Or d'après la condition de premier ordre du programme (1.1) on a :

$-(1-t_2)\,\theta\ U_1(W) + m_y\, U_2(W) = 0$. Donc d'après le théorème de l'enveloppe, la condition de premier ordre du programme (1.3) s'écrit :

$$E_e = p_e\,[U(W) - U(V)] + p(e,\alpha)\ (1-t_1)\,\lambda\,[U_1(V) - U_1(W)] - (1-t_1)\,\lambda\, U_1(V) = 0 \qquad (1.4)$$

Le calcul des dérivées secondes directes et croisées fournit les résultats suivants :

- $E_{yy} = (1-t_2)^2\ \theta^2\, U_{11}(W) + m_{yy}\, U_2(W) + (m_y)^2\, U_{22}(W) - 2\,(1-t_2)\,\theta\, m_y\, U_{12}(W)$.

Si $U_{12}(W) \geq 0$ alors $E_{yy} < 0$.

- $E_{ee} = p_{ee}\,[\,U(W) - U(V)\,] + U_{11}(V)\,(1-t_1)^2\,\lambda^2\ (1-p) + p\, U_{11}(W)\,(1-t_1)^2\,\lambda^2$
$+ 2\, p_e(1-t_1)\,\lambda\ \ [\,U(W) - U(V)\,]$.

Or $[\, p_{ee}\,[\,U(W) - U(V)] + U_{11}(V)\,(1-t_1)^2\,\lambda^2\ (1-p) + p\, U_{11}(W)\,(1-t_1)^2\,\lambda^2\,] > 0$ et $2\, p_e(1-t_1)\,\lambda\ \ [\,U(W) - U(V)\,] < 0$ donc le signe de E_{ee} est ambigu . Cependant il est bien connu dans la littérature sur les choix risqués que la condition du second ordre n'est pas naturellement satisfaite pour les choix préventifs. Ainsi, on va supposer que $E_{ee} < 0$.

- $E_{ye} = (1-t_1)\,\lambda\,[\theta\,(1-t_2)\ \ U_{11}(W) - m_y\, U_{21}(W)]$

Si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $E_{ye} < 0$.

● $E_{ey} = p_e$ [- (1- t_2) θ $U_1(W)$ + m_y $U_2(W)$]

+ $p(e, \alpha_1)$ (1- t_1) λ [(1- t_2) θ $U_{11}(W)$ - m_y $U_{12}(W)$]

Or E_y = [- (1- t_2) θ $U_1(W)$ + m_y $U_2(W)$] = 0 donc si $U_{12}(W) \geq 0$ alors $E_{ey} < 0$.

● Dés lors, les conditions de second ordre pour un maximum sont satisfaites puisqu'on a :
$E_{yy} < 0$, $E_{ee} < 0$ et $E_{yy}\, E_{ee} - E_{ey}\, E_{ye} > 0$.

Annexe 2

sgn $(\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}y)$ = *sgn* [p_e [- (1- t_2) θ $U_1(W)$ + m_y $U_2(W)$]

+ $p(e, \alpha_1)$ (1- t_1) λ [(1- t_2) θ $U_{11}(W)$ - m_y $U_{12}(W)$]] (1.5)

Or E_y = [- (1- t_2) θ $U_1(W)$ + m_y $U_2(W)$] donc l'équation (1.5) se réécrit :

sgn $(\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}y)$ = *sgn* [p_e E_y + $p(e, \alpha_1)$ (1- t_1) λ [- (1- t_2) θ $U_1(W)$ + $m_y U_2(W)$]] (1.6)

L'équation (1.6) nous indique que le choix optimal de e dépend, d'une part, de la valeur retenue pour y et, d'autre part, du signe de $U_{12}(W)$. Si la valeur choisit de y correspond à celle qui optimale alors $E_y = 0$ et puisque $U_{12}(W) \geq 0$ alors $(\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}y) < 0$. De même, si la valeur choisit de y est maximale alors $E_y > 0$ et puisque $U_{12}(W) \geq 0$ alors $(\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}y) < 0$.

Annexe 3

En différentiant totalement les deux conditions de premier ordre (E_y et E_e) par rapport à la variable exogène de notre choix, nous obtenons :

$$\begin{pmatrix} V_{ee} V_{ey} \\ V_{ye} V_{yy} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} de^* \\ dy^* \end{pmatrix} = -\begin{pmatrix} V_{e\ell} \\ V_{y\ell} \end{pmatrix} d\ell$$

avec $\ell = w_0$, H_2, H_0, λ, θ, α_1 et β

En appliquant la règle de Cramer, nous avons :

$$\frac{de^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} -V_{e\ell} V_{ey} \\ -V_{y\ell} V_{yy} \end{vmatrix}}{X} \quad \text{et} \quad \frac{dy^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} V_{ee} - V_{e\ell} \\ V_{ye} - V_{y\ell} \end{vmatrix}}{X}$$

où $X = V_{ee}V_{yy} - V_{ye}V_{ey} > 0$, en vertu des conditions de second ordre pour un maximum.

On en déduit que :

$$sgn\,(\mathrm{d}e^* \;/\; \mathrm{d}\ell) = sgn\,[- E_{e\ell}\, E_{yy} \;+\; E_{ey}\, E_{y\ell}\,]$$

$$sgn\,(\mathrm{d}\,y^* \;/\; \mathrm{d}\ell) = sgn\,[- E_{y\ell}\, E_{ee} \;+\; E_{ye}\, E_{e\ell}\,]$$

Ainsi

$$sgn\,(\mathrm{d}e^* \;/\; \mathrm{d}\alpha_1) = sgn\,[- E_{e\alpha_1}\; E_{yy} \;+\; E_{ey}\; E_{y\alpha_1}\,]$$

$$sgn\,(\mathrm{d}\,y^* \;/\; \mathrm{d}\alpha_1) = sgn\,[- E_{y\alpha_1}\; E_{ee} \;+\; E_{ye}\; E_{e\alpha_1}\,]$$

$$E_{e\alpha_1} = \; p_{e\alpha_1}\,[\,\mathrm{U(W)} - \mathrm{U(V)}] + \; p_{\alpha_1}\,(1 - t_1)\,[\,U_1(W) - U_1(V)] > 0.$$

$$E_{y\alpha_1} = 0$$

$$\text{Si } U_{12}(W) \;\geq\; 0 \text{ alors } \; E_{yy} < 0 \text{ et } \; E_{ey} < 0$$

Donc $sgn\,(\mathrm{d}e^* \;/\; \mathrm{d}\alpha_1) > 0$ et $sgn\,(\mathrm{d}\,y^* \;/\; \mathrm{d}\alpha_1) < 0$.

Annexe 4

Courbage et Rey (2006) considèrent deux individus (a et b) adversaires pour le risque de santé. Cependant, le coût psychologique lié à la perte d'utilité du à l'occurrence de la maladie pour un niveau de richesse donné est plus élevé pour l'individu a que celui de l'individu b. Formellement, $U^b(W,H_0)$ = h($U^b(W,H_0)$) où h(.) = Id(.) si $H = H_0$ et h(.) = k(.) > Id(.) si $H = H_1$. Autrement dit :

$U^a(W,H_0) = U^b(W,H_0)$ et $U^a(W,H_1) < U^b(W,H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

Il est clair que la fonction d'utilité $U\,(W\,,\; H\,) \;=\; \zeta(W)\,v(H)$ que nous avons utilisé n'est qu'un cas particulier de celle utilisée par Courbage et Rey (2006). Nous reprenons la démarche de l'analyse de Courbage et Rey (2006) mais en utilisant une fonction d'utilité bi-varié séparable : $U\,(W\,,\; H\,) = \zeta(W)\,v(H)$.

$U\,(W\,,\; H\,)$ vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $\zeta'(W) > 0$, $\zeta''(W) < 0$, $v'(H) > 0$ et $v''(H) > 0$.

Nous considérons deux individus a et b adversaires pour le risque de santé. Cependant, le coût psychologique lié à la perte d'utilité du à l'occurrence de la maladie pour un niveau de richesse donné est plus élevé pour l'individu a que celui de l'individu b.

Formellement, $\zeta^b(W)\,v^b(H)$ = h($\zeta^a(W)\,v^a(H)$) où h(.) = Id(.) si $H = H_0$ et h(.) = k(.) > Id(.) si $H = H_1$. Autrement dit :

$\zeta^a(W)\,v^a(H_0) = \zeta^b(W)\,v^b(H_0)$ et $\zeta^a(W)\,v^a(H_1) < \zeta^b(W)\,v^b(H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

Le niveau optimal de soins préventifs primaires est tel que :

$$e^* = \arg\max_e \; p(e)\;\zeta(W_0 - \lambda e - \theta y)\,v(H_1) + [1\text{-}\,p(e)]\;\zeta(W_0 - \lambda e)\,v(H_0)$$

Afin de simplifier les calculs, nous considérons les soins curatifs comme une variable exogène.

Ainsi la condition de premier ordre du programme s'écrit :

$$E^i{}_{e^{i*}} = p\,'(e^{i*})[\zeta^i(W_0 - \lambda e^{i*} - \theta y)\,v^i(H_1)\text{-}\,\zeta^i(W_0 - \lambda e^{i*})\,v^i(H_0)]$$

$$\text{-}\,\lambda\,[\,p(e^{i*})\;\zeta^{i}{}'(W_0 - \lambda e^{i*} - \theta y)\,v^i(H_1) + [1\text{-}\;p(e^{i*})]\;\zeta^{i}{}'(W_0 - \lambda e^{i*})\,v^i(H_0)] = 0$$

L'effort préventif optimal est tel que le bénéfice marginal du recours à la prévention primaire est égal au coût marginal de ce recours.

$$E^i{}_{e^{i*}} = B^i{}_m(e^{i*})\text{-}\;C^i{}_m(e^{i*}) = 0$$

$$B^i{}_m(e^{i*}) = p\,'(e^{i*})[\zeta^i(W_0 - \lambda e^{i*} - \theta y)\,v^i(H_1)\text{-}\,\zeta^i(W_0 - \lambda e^{i*})\,v^i(H_0)]$$

$$C^i{}_m(e^{i*}) = \lambda\,[\,p(e^{i*})\;\zeta^{i}{}'(W_0 - \lambda e^{i*} - \theta y)\,v^i(H_1) + [1\text{-}\;p(e^{i*})]\;\zeta^{i}{}'(W_0 - \lambda e^{i*})\,v^i(H_0)]$$

L'objectif principal de ce travail est de répondre aux questions suivantes :

Quelle est la relation entre le coût psychologique de la maladie et l'aversion pour le risque de santé ?

Quel est l'impact du coût psychologique sur la prévention primaire ?

Quel est l'impact de l'aversion pour le risque de santé sur la prévention primaire ?

Quel est l'effet de la prudence pour le risque de santé sur la prévention primaire ?

Afin de répondre à ces questions, nous devons comparer l'effort préventif optimal de l'individu a à celui de l'individu b (e^{a*} et e^{b*}). On doit donc évaluer la condition de premier ordre du programme de maximisation de l'individu a en remplaçant e^{a*} par e^{b*}, c'est-à-dire, on doit déterminer le signe de $E^a{}_{e^{b*}} = B^a{}_m(e^{b*})\text{-}\;C^a{}_m(e^{b*})$.

Si $E^a{}_{e^{b*}} \begin{cases} > 0 \\ < 0 \end{cases}$ alors $\begin{cases} e^{a*} > e^{b*} \\ e^{a*} < e^{b*} \end{cases}$

$$E^a{}_{e^{b*}} = p\,'(e^{b*})[\zeta^a(W_0 - \lambda e^{b*} - \theta y)\,v^a(H_1) - \zeta^a(W_0 - \lambda e^{b*})\,v^a(H_0)]$$

$$-\lambda\,[\,p\,(e^{b*})\;\zeta^a{}'(W_0 - \lambda e^{b*} - \theta y)\,v^a(H_1) + [1-\;p\,(e^{b*})]\;\zeta^a{}'(W_0 - \lambda e^{b*})\,v^a(H_0)]$$

$$B^a{}_m(e^{b*}) = p\,'(e^{b*})[\zeta^a(W_0 - \lambda e^{b*} - \theta y)\,v^a(H_1) - \zeta^a(W_0 - \lambda e^{b*})\,v^a(H_0)]$$

$$C^a{}_m(e^{b*}) = \lambda\,[\,p\,(e^{b*})\,\zeta^a{}'(W_0 - \lambda e^{b*} - \theta y)\,v^a(H_1) + [1-\;p\,(e^{b*})]\;\zeta^a{}'(W_0 - \lambda e^{b*})\,v^a(H_0)]$$

La relation entre le coût psychologique de la maladie et l'aversion pour le risque de santé.

Nous commençons par répondre à la première question.

Soit π^i la prime de risque de l'individu i tel que :

$$p\;\zeta^i(W - \theta y)\,v^i(H_1) + [1-p\,]\;\zeta^i(W\,)\,v^i(H_0) = \zeta^i(W - \pi^i)\,v^i(H_0)$$

$$\zeta^a(W - \pi^a)\,v^a(H_0) - \zeta^b(W - \pi^b)\,v^b(H_0) = p\;\zeta^a(W - \theta y)\,v^a(H_1) + [1-p\,]\;\zeta^a(W\,)\,v^a(H_0)$$

$$-\;p\;\zeta^b(W - \theta y)\,v^b(H_1) - [1-p\,]\;\zeta^b(W\,)\,v^b(H_0).$$

Or $\zeta^a(W)\,v^a(H_0) = \zeta^b(W)\,v^b(H_0)$ donc

$$\zeta^a(W - \pi^a)\,v^a(H_0) - \zeta^b(W - \pi^b)\,v^b(H_0) = p\,[\,\zeta^a(W - \theta y)\,v^a(H_1) - \;\zeta^b(W - \theta y)\,v^b(H_1)]$$

Or $\zeta^a(W)\,v^a(H_1) < \zeta^b(W)\,v^b(H_1)$ donc $\zeta^a(W - \pi^a)\,v^a(H_0) < \zeta^b(W - \pi^b)\,v^b(H_0)$

Or $\zeta^b(W)\,v^b(H) = \mathrm{h}(\zeta^a(W)\,v^a(H))$ donc $\zeta^a(W - \pi^a)\,v^a(H_0) < \mathrm{h}(\zeta^a(W - \pi^b)\,v^a(H_0))$

Or h(.) = Id(.) si $H = H_0$ donc $\zeta^a(W - \pi^a)\,v^a(H_0) < \zeta^a(W - \pi^b)\,v^a(H_0)$

Or $\zeta' > 0$ donc $\pi^a > \pi^b$

On en déduit que plus le coût psychologique est élevé plus l'aversion pour le risque de santé est élevé.

La relation entre l'aversion pour le risque de santé et la prévention primaire.

Nous avons montré que l'individu a est plus averse pour le risque de santé que l'individu b. Cependant, l'aversion pour le risque n'est pas suffisante pour déterminer le signe de $E^a{}_{e^{b*}} = B^a{}_m(e^{b*}) - C^a{}_m(e^{b*})$. On en déduit que l'aversion pour le risque de santé exerce un effet ambigu sur la prévention primaire.

La relation entre la prudence pour le risque de santé et la prévention primaire.

Courbage et Rey (2006) utilisent le concept de prudence dans l'analyse. Ils introduisent, dans leur modélisation, la prime de prudence *bivariée* définie par Bleichrodt, Crainich et Eeckhoudt (2003). Ainsi, nous appliquons la même démarche dans notre fonction d'utilité.

$$p\ \zeta^{i'}(W-\theta y)\, v^i(H_1) + [1-p]\ \zeta^{i'}(W)\, v^i(H_0) = \zeta^{i'}(W-\psi^i)\, v^i(H_0)$$

Où ψ^i représente la prime de prudence définie par Bleichrodt, Crainich et Eeckhoudt (2003) comme le montant que l'individu est prêt à payer à l'état de santé favorable afin de maintenir constante l'utilité marginale espérée.

Nous pouvons relier la prime de prudence au coût marginal de la prévention primaire.

$$C^i{}_m(e) = \lambda\,[\,p\ \zeta^{i'}(W_0-\lambda e-\theta y)\, v^i(H_1) + [1-p]\ \zeta^{i'}(W_0-\lambda e)\, v^i(H_0)\,]$$

$$C^i{}_m(e) = \lambda\ \zeta^{i'}(W_0-\lambda e-\psi^i)\, v^i(H_0)$$

$(\mathrm{d}C^i{}_m(e)\ /\ \mathrm{d}\psi^i) = -\ \lambda\ \zeta^{i''}(W_0-\lambda e-\psi^i)\, v^i(H_0) > 0$ car $\zeta^{i''} < 0$.

On en déduit que plus la prudence est élevée plus le coût marginal de la prévention primaire est élevé.

Si l'individu a est moins prudent que l'individu b alors le coût marginal de l'effort préventif primaire de a est inférieur à celui de l'individu b.

Formellement : si $\psi^a < \psi^b$ alors $C^a{}_m(e) < C^b{}_m(e)$.

La relation entre le coût phycologique de la maladie et la prévention primaire.

$$B^i{}_m(e) = p'(e)[\,\zeta^i(W_0-\lambda e-\theta y)\, v^i(H_1) - \zeta^i(W_0-\lambda e)\, v^i(H_0)\,]$$

$$\begin{aligned}
B^a{}_m(e) - B^b{}_m(e) &= p'(e)[\,\zeta^a(W_0-\lambda e-\theta y)\, v^a(H_1) - \zeta^a(W_0-\lambda e)\, v^a(H_0)\,] \\
&\quad - p'(e)[\,\zeta^b(W_0-\lambda e-\theta y)\, v^b(H_1) - \zeta^b(W_0-\lambda e)\, v^b(H_0)\,] \\
&= p'(e)[\,\zeta^a(W_0-\lambda e-\theta y)\, v^a(H_1) - \zeta^b(W_0-\lambda e-\theta y)\, v^b(H_1)\,] \\
&\quad - p'(e)[\,\zeta^a(W_0-\lambda e)\, v^a(H_0) - \zeta^b(W_0-\lambda e)\, v^b(H_0)\,]
\end{aligned}$$

$\zeta^a(W)\, v^a(H_0) = \zeta^b(W)\, v^b(H_0)$ et $\zeta^a(W)\, v^a(H_1) < \zeta^b(W)\, v^b(H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

On en déduit que $B^a{}_m(e) - B^b{}_m(e) > 0 \Rightarrow B^a{}_m(e) > B^b{}_m(e)$

Ainsi, le coût psychologique de la maladie affecte à la hausse le bénéfice marginal de la prévention primaire.

Nous avons donc deux inéquations importantes aptes à déterminer le signe de

$E^a{}_{e^{b*}} = B^a{}_m(e^{b*}) - C^a{}_m(e^{b*})$ à savoir :

$C^a{}_m(e) < C^b{}_m(e)$.

$B^a{}_m(e) > B^b{}_m(e)$.

$B^a{}_m\left(e^b\right) > B^b{}_m\left(e^b\right) \Rightarrow B^a{}_m\left(e^b\right) - C^a{}_m\left(e^b\right) > B^b{}_m\left(e^b\right) - C^a{}_m\left(e^b\right)$

On a $C^a{}_m\left(e^b\right) < C^b{}_m\left(e^b\right)$ donc $B^b{}_m\left(e^b\right) - C^a{}_m\left(e^b\right) > B^b{}_m\left(e^b\right) - C^b{}_m\left(e^b\right)$

Or $B^b{}_m\left(e^b\right) - C^b{}_m\left(e^b\right) = 0$ donc $B^b{}_m\left(e^b\right) - C^a{}_m\left(e^b\right) > 0$.

On en déduit que $B^a{}_m\left(e^b\right) - C^a{}_m\left(e^b\right) > 0 \Rightarrow B^a{}_m\left(e^b\right) > C^a{}_m\left(e^b\right) \Rightarrow e^{a*} > e^{b*}$.

L'agent le plus averse pour le risque de santé effectue plus prévention primaire si il est moins prudent. Au contraire, Un agent plus adversaire vis-à-vis du risque de santé peut effectuer moins d'effort préventif primaire si il est plus prudent pour le risque de santé.

Annexe 5

Le niveau optimal de soins préventifs secondaires est tel que :

$$z^* = \arg\max_z \; p\, U\left[W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z - (1-t_2)\theta\, y^*,\ H_2 + m(y^*,\beta) + h(z,\alpha_2)\right]$$

$$+\left[1-p\right]\ U\left(W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z,\ H_0\right) \qquad (1.5)$$

Pour simplifier la notation, on dénotera par W l'argument de U associé à l'état de maladie et par V celui associé à l'état de bonne santé.

Avec : $W = (W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z - (1-t_2)\,\theta\, y,\ H_2 + m(y,\beta) + h(z,\alpha_2))$

$V = (W_0 - P - (1-t_1)\,\sigma\, z,\ H_0)$

Ainsi la condition de premier ordre du programme(1.5) s'écrit :

$E_z = p\,(1-t_1)\,\sigma\,[U_1(V) - U_1(W)] + p\, h_z\, U_2W) - (1-t_1)\,\sigma\, U_1(V)$

$+ p\,[-(1-t_2)\,\theta\, U_1(W) + m_y\, U_2(W)]\ (dy^*/dz) = 0.$

Or d'après la condition de premier ordre du programme (1.1') on a :

$-(1-t_2)\,\theta\ U_1(W) + m_y\, U_2(W) = 0$. Donc d'après le théorème de l'enveloppe, la condition de premier ordre du programme (1.5) s'écrit :

$$E_z = p(1-t_1)\sigma[U_1(V) - U_1(W)] + p\, h_z\, U_2(W) - (1-t_1)\,\sigma\, U_1(V) = 0 \qquad (1.6)$$

Le calcul des dérivées secondes directes et croisées fournit les résultats suivants :

- $E_{yy} = (1-t_2)^2\ \theta^2\, U_{11}(W) + m_{yy}\, U_2(W) + (m_y)^2\, U_{22}(W) - 2\,(1-t_2)\,\theta\, m_y\, U_{12}(W)$.

Si $U_{12}(W) \geq 0$ alors $E_{yy} < 0$.

- $E_{zz} = p\,(1-t_1)^2\,\sigma^2\, U_{11}(W) + (1-t_1)^2\,\sigma^2\, U_{11}(V)\,(1-p) + p\, h_{zz}\, U_2(W) + p\, h_z^2\, U_{22}(W)$

$- 2\,p\,(1-t_1)\,\sigma\, h_z\, U_{12}(W)$.

Si $U_{12}(W) \geq 0$ alors $E_{zz} < 0$.

● $E_{yz} = \sigma\,(1-t_1)\,(1-t_2)\,\theta\,U_{11}(W) + m_y\, h_z U_{22}(W) - [(1-t_1)\, m_y \sigma + (1-t_2)\,\theta\, h_z\,]\, U_{12}(W)$

Si $U_{12}(W) \geq 0$ alors $E_{yy} < 0$.

● $E_{zy} = (1-t_1)\sigma\,[(1-t_2)\theta U_{11}(W) - m_y U_{12}(W)] + p\ h_z\ [-(1-t_2)\theta U_{21}(W) + m_y U_{22}(W)]\,] < 0$

Or $E_y = [-(1-t_2)\,\theta\, U_1(W) + m_y\ U_2(W)\,] = 0$ donc si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $E_{zy} < 0$.

La différentielle totale de l'équation (1.6) par rapport à y donne :

$(\mathrm{d}z^* / \mathrm{d}y) = [-E_{zy} \big/ E_{zz}]$.

Or si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $E_{zy} < 0$. On en déduit que $U_{21}(W) \geq 0$ alors $(\mathrm{d}z^* / \mathrm{d}y) < 0$.

● Dés lors, les conditions de second ordre pour un maximum sont satisfaites puisqu'on a :

$E_{yy} < 0$, $E_{zz} < 0$ et $E_{yy}\, E_{zz} - E_{zy}\, E_{yz} > 0$.

Annexe 6

Statique comparative

En différentiant totalement les deux conditions de premier ordre (E_y et E_z) par rapport à la variable exogène de notre choix, nous obtenons :

$$\begin{pmatrix} V_{zz} V_{zy} \\ V_{yz} V_{yy} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} dz^* \\ dy^* \end{pmatrix} = -\begin{pmatrix} V_{z\ell} \\ V_{y\ell} \end{pmatrix} d\ell$$

avec $\ell = w_0,\ H_2,\ H_0,\lambda,\ \theta, \alpha_2$ et β

En appliquant la règle de Cramer, nous avons :

$$\frac{dz^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} -V_{z\ell} V_{zy} \\ -V_{y\ell} V_{yy} \end{vmatrix}}{X} \quad \text{et} \quad \frac{dy^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} V_{ee} - V_{e\ell} \\ V_{ye} - V_{y\ell} \end{vmatrix}}{X}$$

où $X = V_{zz}V_{yy} - V_{yz}V_{zy} > 0$, en vertu des conditions de second ordre pour un maximum.

On en déduit que :

$$sgn\,(\mathrm{d}z^* / \mathrm{d}\ell) = sgn\,[-E_{z\ell}\, E_{yy} + E_{zy}\, E_{y\ell}\,]$$

$$sgn\,(\mathrm{d}y^* / \mathrm{d}\ell) = sgn\,[-E_{y\ell}\, E_{zz} + E_{yz}\, E_{z\ell}\,]$$

Ainsi

$$sgn\,(\mathrm{d}z^* / \mathrm{d}H_0) = sgn\,[-E_{zH_0}\, E_{yy} + E_{zy}\, E_{yH_0}\,]$$

$$sgn\,(\mathrm{d}y^* / \mathrm{d}H_0) = sgn\,[-E_{yH_0}\, E_{zz} + E_{yz}\, E_{zH_0}\,]$$

$$E_{zH_0} = -(1-p)\,(1-t_1)\,\sigma\, U_{12}(V).$$

$$E_{yH_0} = 0$$

Si $U_{12} \geq 0$ alors $E_{yy} < 0, E_{zy} < 0$ et $E_{zH_0} < 0$.

Donc *sgn* $(\mathrm{d}z^* / \mathrm{d}H_0) < 0$ et *sgn* $(\mathrm{d}y^* / \mathrm{d}\alpha_1) > 0$.

Annexe 7

Courbage et Rey (2006) considèrent deux individus (a et b) adversaires pour le risque de santé. Cependant, le coût psychologique lié à la perte d'utilité du à l'occurrence de la maladie pour un niveau de richesse donné est plus élevé pour l'individu a que celui de l'individu b. Formellement, $U^b(W,H_0)$ = h($U^b(W,H_0)$) où h(.) = Id(.) si $H = H_0$ et h(.) = k(.) > Id(.) si $H = H_1$. Autrement dit :

$U^a(W,H_0) = U^b(W,H_0)$ et $U^a(W,H_1) < U^b(W,H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

Nous reprendrons la démarche de l'analyse de Courbage et Rey (2006) mais en utilisant une fonction d'utilité *bivarié* séparable : $U(W, H) = \zeta(W)\, v(H)$ et introduisant la prévention secondaire au lieu de la prévention primaire.

$U(W, H)$ vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $\zeta'(W) > 0$, $\zeta''(W) < 0$, $v'(H) > 0$ et $v''(H) > 0$.

Nous considérons deux individus a et b adversaires pour le risque de santé. Cependant, le coût psychologique lié à la perte d'utilité du à l'occurrence de la maladie pour un niveau de richesse donné est plus élevé pour l'individu a que celui de l'individu b.

Formellement, $\zeta^b(W)\, v^b(H)$ = h($\zeta^a(W)\, v^a(H)$) où h(.) = Id(.) si $H = H_0$ et h(.) = k(.) > Id(.) si $H = H_1$. Autrement dit :

$\zeta^a(W)\, v^a(H_0) = \zeta^b(W)\, v^b(H_0)$ et $\zeta^a(W)\, v^a(H_1) < \zeta^b(W)\, v^b(H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

Le niveau optimal de soins préventifs secondaires est tel que :

$$z^* = \arg \max_z \ p \ \zeta(W_0 - \sigma z - \theta y)\, v(H_1 + h(z)) + [1- p]\ \zeta(W_0 - \sigma z)\, v(H_0)$$

Afin de simplifier les calculs, nous considérons les soins curatifs comme une variable exogène.

Ainsi la condition de premier ordre du programme s'écrit :

$$E^{i}{}_{z^{i*}} = p \ \zeta^{i}\left(W_0 - \sigma \ z^{i*} - \theta y\right) \ v^{i\,\prime}\left(H_1 + h\left(z^{i*}\right)\right) h^{i\,\prime}\left(z^{i*}\right)$$

$$-\sigma \,[\, p \ \ \zeta^{i'}\left(W_0 - \sigma \ z^{i*} - \theta y\right) v^{i}\left(H_1 + h\left(z^{i*}\right)\right) + [1- \ p\,] \ \zeta^{i'}\left(W_0 - \sigma \ z^{i*}\right) v^{i}\left(H_0\right)] = 0$$

L'effort préventif secondaire optimal est tel que le bénéfice marginal du recours à la prévention secondaire est égal au coût marginal de ce recours.

$$E^{i}{}_{z^{i*}} = B^{i}{}_{m}\left(z^{i*}\right) - C^{i}{}_{m}\left(z^{i*}\right) = 0$$

$$B^{i}{}_{m}\left(z^{i*}\right) = p \ \ \zeta^{i}\left(W_0 - \sigma \ z^{i*} - \theta y\right) \ v^{i\,\prime}\left(H_1 + h\left(z^{i*}\right)\right) h^{i\,\prime}\left(z^{i*}\right)$$

$$C^{i}{}_{m}\left(z^{i*}\right) = \sigma \,[\, p \ \ \zeta^{i'}\left(W_0 - \sigma \ z^{i*} - \theta y\right) v^{i}\left(H_1 + h\left(z^{i*}\right)\right) + [1- \ p\,] \ \zeta^{i'}\left(W_0 - \sigma \ z^{i*}\right) v^{i}\left(H_0\right)]$$

L'objectif principal de ce travail est de répondre aux questions suivantes :

Quelle est la relation entre le coût psychologique de la maladie et l'aversion pour le risque de santé ?

Quel est l'impact du coût psychologique sur la prévention secondaire ?

Quel est l'impact de l'aversion pour le risque de santé sur la prévention secondaire ?

Quel est l'effet de la prudence pour le risque de santé sur la prévention secondaire ?

Afin de répondre à ces questions, nous devons comparer l'effort préventif optimal de l'individu a à celui de l'individu b (z^{a*} et z^{b*}). On doit donc évaluer la condition de premier ordre du programme de maximisation de l'individu a en remplaçant z^{a*} par z^{b*}, c'est-à-dire, on doit déterminer le signe de $E^{a}{}_{z^{b*}} = B^{a}{}_{m}\left(z^{b*}\right) - C^{a}{}_{m}\left(z^{b*}\right)$.

Si $E^{a}{}_{z^{b*}} \begin{cases} > 0 \\ < 0 \end{cases}$ alors $\begin{cases} z^{a*} > z^{b*} \\ z^{a*} < z^{b*} \end{cases}$

$$E^{a}{}_{z^{b*}} = p \ \ \zeta^{a}\left(W_0 - \sigma \ z^{b*} - \theta y\right) \ v^{a\,\prime}\left(H_1 + h\left(z^{b*}\right)\right) h^{a\,\prime}\left(z^{b*}\right)$$

$$-\sigma \,[\, p \ \ \zeta^{a'}\left(W_0 - \sigma \ z^{b*} - \theta y\right) v^{a}\left(H_1 + h\left(z^{b*}\right)\right) + [1- \ p\,] \ \zeta^{a'}\left(W_0 - \sigma \ z^{b*}\right) v^{a}\left(H_0\right)]$$

$$B^{a}{}_{m}\left(z^{b*}\right) = p \ \ \zeta^{a}\left(W_0 - \sigma \ z^{b*} - \theta y\right) \ v^{a\,\prime}\left(H_1 + h\left(z^{b*}\right)\right) h^{a\,\prime}\left(z^{b*}\right)$$

$$C^{a}{}_{m}\left(z^{b*}\right) = \sigma \,[\, p \ \ \zeta^{a'}\left(W_0 - \sigma \ z^{b*} - \theta y\right) v^{a}\left(H_1 + h\left(z^{b*}\right)\right) + [1- \ p\,] \ \zeta^{a'}\left(W_0 - \sigma \ z^{b*}\right) v^{a}\left(H_0\right)]$$

La relation entre le coût psychologique de la maladie et l'aversion pour le risque de santé.

Nous commençons par répondre à la première question.

Soit π^i la prime de risque de l'individu i tel que :

$$p\ \zeta^i(W-\theta y)\,v^i(H_1)+[1-p]\ \zeta^i(W)\,v^i(H_0)=\zeta^i(W-\pi^i)\,v^i(H_0)$$

$$\zeta^a(W-\pi^a)\,v^a(H_0)-\zeta^b(W-\pi^b)\,v^b(H_0)=p\ \zeta^a(W-\theta y)\,v^a(H_1)+[1-p]\ \zeta^a(W)\,v^a(H_0)$$

$$-\ p\ \zeta^b(W-\theta y)\,v^b(H_1)-[1-p]\ \zeta^b(W)\,v^b(H_0).$$

Or $\zeta^a(W)\,v^a(H_0)=\zeta^b(W)\,v^b(H_0)$ donc

$$\zeta^a(W-\pi^a)\,v^a(H_0)-\zeta^b(W-\pi^b)\,v^b(H_0)=p\,[\zeta^a(W-\theta y)\,v^a(H_1)-\zeta^b(W-\theta y)\,v^b(H_1)]$$

Or $\zeta^a(W)\,v^a(H_1)<\zeta^b(W)\,v^b(H_1)$ donc $\zeta^a(W-\pi^a)\,v^a(H_0)<\zeta^b(W-\pi^b)\,v^b(H_0)$

Or $\zeta^b(W)\,v^b(H)=\mathrm{h}(\zeta^a(W)\,v^a(H))$ donc $\zeta^a(W-\pi^a)\,v^a(H_0)<\mathrm{h}(\zeta^a(W-\pi^b)\,v^a(H_0))$

Or h(.) = Id(.) si $H=H_0$ donc $\zeta^a(W-\pi^a)\,v^a(H_0)<\zeta^a(W-\pi^b)\,v^a(H_0)$

Or $\zeta'>0$ donc $\pi^a>\pi^b$

On en déduit que plus le coût psychologique est élevé plus l'aversion pour le risque de santé est élevé.

La relation entre l'aversion pour le risque de santé et la prévention secondaire.

Nous avons montré que l'individu a est plus averse pour le risque de santé que l'individu b. Cependant, l'aversion pour le risque n'est pas suffisante pour déterminer le signe de $E^a{}_{z^{b*}}=B^a{}_m(z^{b*})-C^a{}_m(z^{b*})$. On en déduit que l'aversion pour le risque de santé exerce un effet ambigu sur la prévention secondaire.

La relation entre la prudence pour le risque de santé et la prévention secondaire.

Courbage et Rey (2006) utilisent le concept de prudence dans l'analyse. Ils introduisent, dans leur modélisation, la prime de prudence *bivariée* définie par Bleichrodt, Crainich et Eeckhoudt (2003). Ainsi, nous appliquons la même démarche dans notre fonction d'utilité.

$$p\ \zeta^{i'}(W-\theta y)\,v^i(H_1)+[1-p]\ \zeta^{i'}(W)\,v^i(H_0)=\zeta^{i'}(W-\psi^i)\,v^i(H_0)$$

Où ψ^i représente la prime de prudence définie par Bleichrodt, Crainich et Eeckhoudt (2003) comme le montant que l'individu est prêt à payer à l'état de santé favorable afin de maintenir constante l'utilité marginale espérée.

Nous pouvons relier la prime de prudence au coût marginal de la prévention secondaire.

$$C^i{}_m(z)=\sigma\,[p\ \zeta^{i'}(W_0-\sigma z-\theta y)\,v^i(H_1+h(z))+[1-p]\ \zeta^{i'}(W_0-\sigma z)\,v^i(H_0)]$$

$$C^i{}_m(z)=-\ \sigma\,\zeta^{i'}(W_0-\sigma z-\psi^i)\,v^i(H_0)$$

$(\mathrm{d}C^i{}_m(z) / \mathrm{d}\psi^i) = -\ \sigma\ \zeta^{i''}(W_0 - \sigma z - \psi^i)\, v^i(H_0) > 0$ car $\zeta^{i''} < 0$.

On en déduit que plus la prudence est élevée plus le coût marginal de la prévention secondaire est élevé.

Si l'individu a est moins prudent que l'individu b alors le coût marginal de l'effort préventif secondaire de a est inférieur à celui de l'individu b.

Formellement : si $\psi^a < \psi^b$ alors $C^a{}_m(z) < C^b{}_m(z)$.

La relation entre le coût phycologique de la maladie et la prévention secondaire.

$B^i{}_m(z) = p\ \zeta^i(W_0 - \sigma\ z\ - \theta y)\ v^{i\,'}(H_1 + h^i(z))\, h^{i\,'}(z)$

$B^a{}_m(z)$ - $B^b{}_m(z) =\ p\ \zeta^a(W_0 - \sigma\ z\ - \theta y)\, v^{a\,'}(H_1 + h^a(z))\, h^{a\,'}(z)$ - $p\ \ \zeta^a(W_0 - \sigma\ z\ - \theta y)$ $v^{b\,'}(H_1 + h^b(z))\, h^{b\,'}(z)$

On a $\zeta^a(W)\, v^a(H_0) = \zeta^b(W)\, v^b(H_0)$ et $\zeta^a(W)\, v^a(H_1) < \zeta^b(W)\, v^b(H_1)$ où H_0 est le stock de santé initial et H_1 est le stock de santé après la maladie.

On en déduit que si $h^{a\,'}(z) > h^{b\,'}(z)$ alors $B^a{}_m(z)$- $B^b{}_m(z) > 0 \Rightarrow B^a{}_m(z) > B^b{}_m(z)$.

Si l'accroissement de la prévention secondaire provoque une amélioration de l'état de santé plus importante pour l'individu a que l'individu b alors $B^a{}_m(z) > B^b{}_m(z)$.

Nous avons donc deux inéquations importantes aptes à déterminer le signe de

$E^a{}_{z^{b*}} = B^a{}_m(z^{b*})$- $C^a{}_m(z^{b*})$. à savoir :

Si $\psi^a < \psi^b$ alors $C^a{}_m(z) < C^b{}_m(z)$.

Si $h^{a\,'}(z) > h^{b\,'}(z)$ alors $B^a{}_m(z) > B^b{}_m(z)$.

$B^a{}_m(z^b) > B^b{}_m(z^b) \Rightarrow B^a{}_m(z^b)$ - $C^a{}_m(z^b) > B^b{}_m(z^b)$ - $C^a{}_m(z^b)$

On a $C^a{}_m(z^b) < C^b{}_m(z^b)$ donc $B^b{}_m(z^b)$ - $C^a{}_m(z^b) > B^b{}_m(z^b)$ - $C^b{}_m(z^b)$

Or $B^b{}_m(z^b)$ - $C^b{}_m(z^b) = 0$ donc $B^b{}_m(z^b)$ - $C^a{}_m(z^b) > 0$.

On en déduit que $B^a{}_m(z^b)$ - $C^a{}_m(z^b) > 0 \Rightarrow B^a{}_m(z^b) > C^a{}_m(z^b) \Rightarrow z^{a*} > z^{b*}$.

L'agent le plus averse pour le risque de santé, dont l'impact de la prévention secondaire sur l'amélioration de l'état de santé est plus importante, effectue plus prévention secondaire si il est moins prudent. Si $\psi^a < \psi^b$ et $h^{a\,'}(z) > h^{b\,'}(z)$ alors $z^{a*} > z^{b*}$.

Annexe 8

On considère le cas d'un régulateur qui rembourse une fraction t_1 des dépenses en soins préventifs primaires et une fraction t_2 des dépenses en soins curatifs.

Le contrat d'assurance offert à l'équilibre maximise l'espérance de l'utilité de l'assuré sous contrainte budgétaire :

$$\underset{t_1,t_2}{Max}\,\mathrm{EU} = p(e)\,\mathrm{U}(\mathrm{W}) + [1 - p(e)]\,\mathrm{U}(\mathrm{V}) \tag{1.7}$$

SC

$$P = t_1\, \lambda\, e + p(e,\alpha_1)\, t_2\, \theta\, y \tag{1.8}$$

$$\text{Où} \quad y = y(e, t_1, t_2),\ e = e(t_1, t_2) \text{ et } P = P(e, y, t_1, t_2) \tag{1.9}$$

Avec : $\mathrm{W} = (\mathrm{W}_0 - P - (1- t_1)\,\lambda e - (1- t_2)\,\theta\, y,\ \mathrm{H}_2 + m(y, \beta))$

$\mathrm{V} = (\mathrm{W}_0 - P - (1- t_1)\,\lambda e,\ \mathrm{H}_0)$

La $1^{iére}$ CPO attachée à (7) est la suivante :

$$\left(\frac{dEU}{dt_1}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial e}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right)\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right)\left(\frac{\partial P}{\partial t_1}\right) = 0 \tag{1.10}$$

Or à l'optimum $\left(\frac{\partial EU}{\partial e}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right) = 0$, donc l'équation (1.10) peut se réécrire sous la forme suivante : $\left(\frac{dEU}{dt_1}\right) = E[U_1]\left[\lambda e - \left(\frac{dP}{dt_1}\right)\right]$,

$$\text{or } E[U_1] \neq 0 \text{, il en résulte que} \left[\lambda e - \left(\frac{dP}{dt_1}\right)\right] = 0 \tag{1.11}$$

$$\text{Avec } \left(\frac{dP}{dt_1}\right) = \lambda e + \left[t_1 \lambda + p_e t_2 \theta y\right]\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right) + p(e) t_2 \theta \left(\frac{dy}{dt_1}\right) \tag{1.12}$$

Où $\left(\frac{dy}{dt_1}\right)=\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)+\left(\frac{\partial y}{\partial e}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)$ (1.13)

En injectant l'équation (1.12) et (1.13) dans (1.11), celle-ci se réécrit sous la forme suivante :

$$\lfloor t_1\lambda+p_e t_2\theta y\rfloor\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)+p(e)t_2\theta\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)+\left(\frac{\partial y}{\partial e}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)\right]=0 \quad (1.14)$$

Après quelques simplifications, l'équation (1.14) se réécrit :

$$t_1\,\lambda=-t_2\,\theta\{\,p_e\,y+p\,(e)\left[\frac{\left[\frac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\frac{\partial e}{\partial t_1}\right]}+\left[\frac{\partial y}{\partial e}\right]\right]\} \quad (1.15)$$

La $2^{ième}$ *CPO* attaché à (1.7) est la suivante :

$$\left(\frac{dEU}{dt_2}\right)=\left(\frac{\partial EU}{\partial t_2}\right)+\left(\frac{\partial EU}{\partial e}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)+\left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right)\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)+\left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right)\left(\frac{\partial P}{\partial t_2}\right)=0 \quad (1.16)$$

Or $\left(\frac{\partial EU}{\partial t_2}\right)=p(e)\theta yU_1(W)$, $\left(\frac{\partial EU}{\partial e}\right)=\left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right)=0$ et $\left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right)=-E[U_1]$ donc l'équation (1.16) se réécrit sous la forme suivante :

$$p(e)\theta y\rho=\left(\frac{dP}{dt_2}\right) \quad (1.16')$$

Avec $\rho=\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$: un indicateur de prudence.

Or $\left(\frac{dP}{dt_2}\right)=p(e)\theta y+\lfloor t_1\lambda+p_e t_2\theta y\rfloor\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)+p(e)t_2\theta\left(\frac{dy}{dt_2}\right)$ (1.16'')

En injectant (1.16'') dans (1.16'), celle-ci se réécrit :

$$p(e)\theta y(\rho-1)=\lfloor t_1\lambda+p_e t_2\theta y\rfloor\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)+p(e)t_2\theta\left(\frac{dy}{dt_2}\right) \quad (1.16''')$$

Or d'après (1.15), on a $\lfloor t_1\lambda + p_e t_2 \theta y \rfloor = -\ p(e)\, t_2\, \theta \left[\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)} + \left(\frac{\partial y}{\partial e}\right) \right]$ (1.15)'

En injectant (1.15)' dans (1.16'''), on trouve l'équation suivante :

$$p(e)\theta y(\rho - 1) = -\ p(e)\, t_2\, \theta \left[\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)} + \left(\frac{\partial y}{\partial e}\right) \right] \left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right) + p(e)\, t_2\, \theta \left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) + \left(\frac{\partial y}{\partial e}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right) \right] \quad (1.17)$$

Après quelques simplifications, l'équation (1.17) se réécrit :

$$t_2 = -\frac{\left[\left(\frac{U_1}{E(U_1)}\right) - 1\right] y}{\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)} \right]} \quad (1.18)$$

Annexe 9

$$t_1\, \lambda = -t_2 \theta \{\, p_e\, y + p\,(e) \left[\frac{\left[\frac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\frac{\partial e}{\partial t_1}\right]} + \left[\frac{\partial y}{\partial e}\right] \right] \} \quad (1.15)$$

Si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) > 0$ et $\left(\frac{\partial y}{\partial e}\right) < 0$ et si la politique de lutte contre la sur-consommation des soins préventifs primaires est inefficace alors $\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right) < 0$. On en déduit que l'expression entre accolades dans l'équation (1.15) est alors strictement négative $\left(\left[\frac{\left[\frac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\frac{\partial e}{\partial t_1}\right]}+\left[\frac{\partial y}{\partial e}\right]\right]\right) < 0$, ainsi nécessairement l'expression entre parenthèses dans l'équation (1.15) est négative, ce qui implique que t_1 et t_2 évoluent dans le même sens. ν

Annexe 10

$$t_2 = -\frac{\left[\left(\frac{U_1}{E(U_1)}\right)-1\right]y}{\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\right]} \qquad (1.18)$$

L'équation (1.18) suggère que le choix de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$ et du signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]$ qui dépend essentiellement du signe de $U_{21}(W)$. On a constaté, d'après l'étude du choix de l'assuré, que si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) > 0$, $\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) > 0$, $sgn\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)$ est ambigu et $sgn\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)$ est ambigu, ce qui implique que le signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]$ est ambigu.

A partir du signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]$, on peut envisager trois cas possibles :

Cas (i) : $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]=0.$

Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives est indéterminé.

Cas (ii) : si $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]<0.$

Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$. Si il est averse vis-à-vis du risque de richesse (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse), le choix optimal du régulateur est alors de (resp. ne pas) subventionner les dépenses de soins curatifs.

Preuve : si l'assuré est adversaire du risque de richesse ($\frac{U_1}{E[U_1]}$ > 1) (resp. indifférent à l'aversion vis-à-vis du risque de richesse$\left(\frac{U_1}{E[U_1]}=1\right)$) alors le membre de droite de (1.18) devient strictement positif (resp. nul) car $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]<0$ et y est strictement positif alors nécessairement t_2 est strictement positif (resp. nul). ν

Cas (iii) : si $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]>0.$

Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$. Si il est amateur du risque de richesse (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse), le choix optimal du régulateur est alors de (resp. ne pas) subventionner les dépenses de soins curatifs.

Preuve : si l'assuré est amateur du risque de richesse ($\frac{U_1}{E[U_1]} < 1$) (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse $\left(\frac{U_1}{E[U_1]} = 1\right)$) alors le membre de droite de (1.18) devient strictement positif (resp. nul) car $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial e}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial e}{\partial t_2}\right)\right]$ et y sont strictement positifs alors nécessairement t_2 est strictement positif (resp. nul). ν

Annexe 11

On considère le cas d'un régulateur qui rembourse une fraction t_1 des dépenses en soins préventifs secondaires et une fraction t_2 des dépenses en soins curatifs.

Le contrat d'assurance offert à l'équilibre maximise l'espérance de l'utilité de l'assuré sous contrainte budgétaire :

$$\underset{t_1,t_2}{Max}\ \text{EU} = p\,\text{U(W)} + [1 - p]\,\text{U(V)} \tag{1.19}$$

SC

$$P = t_1 \sigma z + p\, t_2\, \theta\, y \tag{1.20}$$

$$\text{Où } y = y(z, t_1, t_2),\ z = z(t_1, t_2) \text{ et } P = P(z, y, t_1, t_2) \tag{1.21}$$

Avec : $\text{W} = (\text{W}_0 - P - (1 - t_1)\,\sigma\, z - (1 - t_2)\,\theta\, y,\ \text{H}_2 + m(y, \beta) + h(z, \alpha_2))$

$\text{V} = (\text{W}_0 - P - (1 - t_1)\,\sigma\, z,\ \text{H}_0)$

La $1^{iére}$ CPO attachée à (19) est la suivante :

$$\left(\frac{dEU}{dt_1}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right)\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right)\left(\frac{\partial P}{\partial t_1}\right) = 0 \tag{1.22}$$

Or $\left(\frac{\partial EU}{\partial t_1}\right) = E[U_1]\sigma z$, $\left(\frac{\partial EU}{\partial z}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right) = 0$ et $\left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right) = -E[U_1]$, donc l'équation (1.22) se réécrit sous la forme suivante :

$\left(\frac{dEU}{dt_1}\right) = E[U_1]\left[\sigma z - \left(\frac{dP}{dt_1}\right)\right]$, or $E[U_1] \neq 0$, il en résulte que $\left[\sigma z - \left(\frac{dP}{dt_1}\right)\right] = 0$ (1.23)

$$\text{Avec} \left(\frac{dP}{dt_1}\right) = \sigma z + t_1 \sigma \left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right) + t_2 p\theta \left(\frac{dy}{dt_1}\right) \quad (1.24)$$

$$\text{Où} \left(\frac{dy}{dt_1}\right) = \left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial y}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right) \quad (1.25)$$

En injectant l'équation (1.24) et (1.25) dans (1.23), celle-ci se réécrit sous la forme suivante :

$$t_1 \sigma \left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right) + pt_2\theta \left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) + \left(\frac{\partial y}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)\right] = 0 \quad (1.26)$$

Après quelques simplifications, l'équation (1.26) se réécrit :

$$t_1 \sigma = -t_2 p\theta \left[\frac{\left[\frac{\partial y}{\partial t_1}\right]}{\left[\frac{\partial z}{\partial t_1}\right]} + \left[\frac{\partial y}{\partial z}\right]\right] \quad (1.27)$$

La $2^{ième}$ *CPO* attaché à (1.19) est la suivante :

$$\left(\frac{dEU}{dt_2}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial t_2}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right)\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) + \left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right)\left(\frac{\partial P}{\partial t_2}\right) = 0 \quad (1.28)$$

Or $\left(\frac{\partial EU}{\partial t_2}\right) = p\theta y U_1(W)$, $\left(\frac{\partial EU}{\partial z}\right) = \left(\frac{\partial EU}{\partial y}\right) = 0$ et $\left(\frac{\partial EU}{\partial P}\right) = -E[U_1]$ donc l'équation (1.28) se réécrit sous la forme suivante :

$$p\theta y \rho = \left(\frac{dP}{dt_2}\right) \quad (1.29')$$

Avec $\rho = \left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$: un indicateur d'aversion vis-à-vis du risque de richesse.

$$\left(\frac{dP}{dt_2}\right) = p\theta y + t_1 \sigma \left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right) + pt_2\theta \left(\frac{dy}{dt_2}\right) \quad (1.29'')$$

$$\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)=\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)+\left(\frac{\partial y}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] \tag{1.29'''}$$

En injectant l'équation (1.29'') et (1.29''') dans (1.29'), celle-ci se réécrit sous la forme suivante :

$$p\theta y\rho = p\theta y + t_1\sigma\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)+pt_2\theta\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)+\left(\frac{\partial y}{\partial z}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] \tag{1.29''''}$$

Après quelques simplifications, l'équation (1.29'''') se réécrit :

$$t_2 = -\frac{\left[\left(\frac{U_1}{E(U_1)}\right)-1\right]y}{\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\right]} \tag{1.30}$$

Annexe 12

$$t_2 = -\frac{\left[\left(\frac{U_1}{E(U_1)}\right)-1\right]y}{\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\right]} \tag{1.30}$$

L'équation (30) suggère que le choix de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$ et du signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right]$ qui dépend essentiellement du signe de $U_{21}(W)$. On a constaté, d'après l'étude du choix de l'assuré, que si $U_{21}(W) \geq 0$ alors $\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) > 0$, $\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right) > 0$, $\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right) > 0$ et $\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right) > 0$, ce qui implique que le signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right]$ est ambigu.

A partir du signe de $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right]$, on peut envisager trois cas possibles :

Cas (i) : $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] = 0$. Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives est indéterminé.

Cas (ii) : si $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right) - \frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] < 0$.

Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$. Si il est adversaire du risque de richesse (resp. indifférent à l'aversion vis-à-vis du risque de richesse), le choix optimal du régulateur est alors de (resp. ne pas) subventionner les dépenses de soins curatifs.

Preuve : si l'assuré est adversaire du risque de richesse ($\frac{U_1}{E[U_1]} > 1$) (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse $\left(\frac{U_1}{E[U_1]} = 1\right)$) alors le membre de droite de (30) devient strictement positif (resp. nul) car $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] < 0$ et y est strictement positif alors nécessairement t_2 est strictement positif (resp. nul). ν

Cas (iii) : si $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right] > 0$.

Dans ce cas, le choix optimal de subventionnement des dépenses curatives dépend du degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}\right)$. Si il est amateur du risque de richesse (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse), le choix optimal du régulateur est alors de (resp. ne pas) subventionner les dépenses de soins curatifs.

Preuve : si l'assuré est amateur du risque de richesse ($\frac{U_1}{E[U_1]} < 1$) (resp. indifférent l'aversion vis-à-vis du risque de richesse $\left(\frac{U_1}{E[U_1]}=1\right)$) alors le membre de droite de (30) devient strictement positif (resp. nul) car $\left[\left(\frac{\partial y}{\partial t_2}\right)-\frac{\left(\frac{\partial y}{\partial t_1}\right)}{\left(\frac{\partial z}{\partial t_1}\right)}\left(\frac{\partial z}{\partial t_2}\right)\right]$ et y sont strictement positifs alors nécessairement t_2 est strictement positif (resp. nul). ν

Partie II

Prévention tertiaire et la Théorie Duale du Risque

Chapitre 3

La prévention tertiaire

3.1 Introduction

Actuellement les activités de prévention les plus utilisées sont de deux ordres. Soit la prévention primaire dont l'objectif est de réduire la probabilité d'occurrence de la maladie. Soit la prévention secondaire qui à pour but de réduire la gravité de la maladie.

Ce pendant, l'Organisation Mondiale de la Santé définie un autre type de prévention appelé la prévention tertiaire. Ce type de prévention regroupe les efforts effectués par des individus malades et déjà traités qui souhaitent réduire la probabilité de rechute ou d'aggravation de la maladie.

La prévention tertiaire vise également à réduire les handicaps d'une maladie que l'on n'a pu ni empêcher de survenir, ni diagnostiquer à l'avance. Les illustrations sont nombreuses telles que : dans un cas d'infarctus, de faire en sorte que la personne adopte un comportement alimentaire qui diminuent le risque de nouvel infarctus. Les mesures de la prévention tertiaire sont essentiellement les mêmes qu'au cours de la prévention primaire. A partir de des définitions données par l'Organisation Mondiale de la Santé sur les différents types de préventions, on en déduit que la prévention tertiaire est une prévention primaire *ex post*, utilisée une fois que l'individu tombe malade. Elle a pour but de réduire la probabilité d'aggravation de la maladie.

Une large littérature, en économie de la prévention, traite le lien entre la prévention primaire et la prévention secondaire telle que les travaux de Dervaux et Eeckhoudt (2004). Une autre littérature, en économie de la santé, examine l'interaction entre la prévention primaire, secondaire et la médecine curative, telle que les travaux de Eeckhoudt, Godfroid et Marchand (1998) et Courbage (1999), mais aucun travail ne s'est intéressé aux propriétés des soins préventifs tertiaire en relation avec les soins curatifs.

D'après nos connaissances, le budget de la santé consacrée à la prévention est essentiellement accordé à la prévention primaire et secondaire au détriment de la prévention tertiaire. L'objectif de ce chapitre est de mettre l'accent sur l'importance de cette activité préventive.

Ce chapitre est organisé comme suit. Le modèle est présenté dans la section 3.1. Dans les sections 3.2 et 3.3, nous examinons les propriétés de la prévention tertiaire en relation avec la médecine curative, d'une part, dans la théorie de l'espérance d'utilité, et d'autre part, dans la théorie duale du risque. Nous étudions, dans les sections 3.4 et 3.5, les propriétés de la prévention tertiaire en relation avec la prévention primaire, avant de conclure le chapitre.

3.2 Prévention tertiaire et médecine curative dans la théorie d'espérance d'utilité

3.2.1 Le modèle de base

Nous considérons la séquentialité suivante:

- Au début de la première période, l'individu ne sait s'il sera malade ou pas, deux cas sont possibles :

• Si l'individu ne tombe pas malade (avec une probabilité d'occurrence $(1-p)$), il possède donc le stock de santé le plus élevé. Son vecteur richesse-santé est (w_0, H_0) et il conserve ce vecteur à la période suivante.

• Par contre, s'il tombe malade (avec une probabilité d'occurrence p), son stock de santé avant traitement sera égal à H_2 (avec $H_0 > H_2$) et il aura recours aux soins curatifs. Soit y l'intensité de ce recours, qui restaure le stock de santé d'un niveau $m(y, \beta)$ (avec $m_y > 0$ et $m_{yy} < 0$). β représente la productivité de la médecine curative. Son vecteur richesse-santé est alors $(w_0 - \theta y, H_2 + m(y, \beta))$

- A la seconde période, si l'individu est bien portant à la fin de la première période, il conserve alors le même vecteur richesse-santé durant la deuxième période (w_0, H_0).

Par contre, s'il était malade à la première période, il ne sait pas si sa situation va s'aggraver ou pas. Il développe alors, au début de la deuxième période, un effort de prévention tertiaire dont l'intensité sera notée r. Cet effort de prévention tertiaire va réduire, à la fin de la deuxième période, la probabilité d'aggravation de la maladie, ce qu'on va noter $\delta(r, \alpha_1)$.

On suppose $\delta_r < 0$ et $\delta_{rr} \geq 0$ où δ_r et δ_{rr} sont respectivement la dérivée première et seconde de $\delta(r, \alpha_1)$, ce qui signifie que l'effort de prévention tertiaire réduit la probabilité d'occurrence de l'aggravation, mais que le rendement marginal de cet effort est décroissant. Le coût monétaire d'une unité d'effort est noté ρ. α_1 représente la productivité des mesures de prévention tertiaire.

Deux cas sont alors possibles :

• Si la maladie de l'individu s'aggrave (avec une probabilité d'occurrence $\delta(r, \alpha_1)$), son stock de santé passe alors à H_3 (avec avec $H_0 > H_2 > H_3$) et son vecteur richesse-santé sera $(w_0 - \rho r, H_3)$.

• Si sa maladie ne s'aggrave pas (avec une probabilité d'occurrence 1-$\delta(r, \alpha_1)$), son vecteur richesse-santé sera $(w_0 - \rho r, H_2 + m(y, \beta))$.

Nous supposons également que l'individu gagne, à chaque période, un revenu égal à w_0 et qu'il le consomme totalement.

Afin de répondre à notre problématique, nous considérons une fonction d'utilité univariée et non multivariée. On suppose alors que les niveaux de santé sont monétarisables. C'est une conjecture communément admise en économie de la santé où deux types de méthodes sont utilisés pour évaluer de façon monétaire des niveaux de santé. La première correspond à la notion de capital humain (Grossman (1972)) et la seconde à celle de consentement à payer. Nous supposons que la valeur monétaire du niveau de santé H est $L(H)$ avec $L'(H) > 0$ et $L''(H) < 0$. On suppose, en outre, que l'agent admet une fonction d'utilité de type Von Neumann Morgenstern, continu, strictement croissante en la richesse, au moins deux fois différentiable et concave. On suppose, également, qu'à chaque période, l'individu consomme tout son revenu net des soins.

$$U(W, H) = U(W + L(H)) \tag{2.1}$$

Avec $L'(H) > 0$ et $L''(H) < 0$

L'individu choisit son niveau de traitement y et son effort de prévention primaire r. Son programme s'écrit : $\max\limits_{r,y} V = p\ \{u(w_0 - \theta y + L(H_2 + m(y, \beta))) + \delta(r, \alpha_1) u(w_0 - \rho r + L(H_3))$

$$+ (1 - \delta(r, \alpha_1))\, u(w_0 - \rho r + L(H_2 + m(y, \beta)))\} + 2\ (1 - p) u(w_0 + L(H_0)) \tag{2.2}$$

Les conditions de premier ordre sont les suivantes :

$$V_r = \delta'(r,\alpha_1)\left[u(w_0-\rho r+L(H_3))-u(w_0-\rho r+L(H_2+m(y,\beta)))\right]$$

$$-\rho\left[\delta(r,\alpha_1)u'(w_0-\rho r+L(H_3))+(1-\delta(r;\alpha_1))u'(w_0-\rho r+L(H_2+m(y,\beta)))\right]=0 \qquad (2.3)$$

$$V_y = \{-\theta + m_y\ L'(H_2+m(y,\beta))\}\ u'(w_0-\theta y+L(H_2+m(y,\beta)))$$

$$+ (1-\delta(r,\alpha_1))\ m_y\ L'(H_2+m(y,\beta))\ u'(w_0-\rho r+L(H_2+m(y,\beta))) = 0 \qquad (2.4)$$

L'équation (2.3) met en évidence le bénéfice et le coût marginal de l'effort préventif tertiaire.

Cette équation permet d'établir quelques propriétés de la demande de prévention tertiaire. Si on note $\mathrm{d}r^*/\mathrm{d}y$ la réponse optimale de r à un changement exogène de y et $\mathrm{d}y^*/\mathrm{d}r$ la réponse optimale de y à un changement exogène de r on montre aisément que :

Proposition 13 Plus l'individu recours à la prévention tertiaire plus le recours à la médecine curative est important et réciproquement. On en déduit que la médecine curative et la prévention tertiaire sont complémentaires.

Preuve : Signe ($\mathrm{d}r^*/\mathrm{d}y$) = Signe $-\ m_y\ L'(H_2+m(y,\beta))$

$$\{\delta'(r,\alpha_1)\ u'(w_0-\rho r+L(H_2+m(y,\beta)))+\rho(1-\delta(r,\alpha_1))\ u''(w_0-\rho r+L(H_2+m(y,\beta)))\}>0.$$

Signe($\mathrm{d}y^*/\mathrm{d}r$)=Signe $-\ m_y\ \rho(1-\delta(r,\alpha_1))\ L'(H_2+m(y,\beta))\ u''(w_0-\rho r+L(H_2+m(y,\beta)))$

$$-\delta'(r,\alpha_1)\ m_y\ L'(H_2+m(y,\beta))\ u'(w_0-\rho r+L(H_2+m(y,\beta)))\} > 0.\ \nu \qquad (2.8)$$

3.2.2 Statique comparative

Nous allons, à présent, étudier l'impact d'une variation des variables exogènes sur r^* et y^*[8].

Le calcul de statique comparative est présenté dans le tableau suivant où le signe + (-) indique qu'un accroissement dans la variable exogène entraîne une augmentation (diminution) dans la variable endogène correspondante. Une valeur nulle indique une absence d'effet et le terme ambigu signale un effet indéterminé.

[8] Le détail de calcul de statique comparative est fourni en Annexe 1.

Tableau 1

	r^*	y^*
w_0	ambigu	ambigu
H_0	0	0
H_2	ambigu	ambigu
H_3	ambigu	ambigu
θ	ambigu	ambigu
ρ	ambigu	ambigu
β	ambigu	ambigu
α_1	+	+

Le tableau 1 permet d'établir quelques propriétés de la demande de prévention tertiaire :

- L'effort préventif tertiaire optimal ne dépend pas du stock de santé initial (H_2).

- Un accroissement de la productivité de la médecine préventive tertiaire, α_1, accroît l'effort préventif tertiaire optimal.

Ce résultat est d'importance dans le cadre de l'élaboration d'une politique publique optimale d'investissement afin d'améliorer l'efficacité des soins curatifs et celle des soins préventifs tertiaire.

3.3 Prévention tertiaire et médecine curative dans la théorie duale du risque

Sous la théorie duale du risque, contrairement au principe d'EU, la fonction d'évaluation des perspectives est linéaire dans la richesse et non linéaire dans les probabilités. Les probabilités sont transformées par une fonction $f(p)$ qui est définie sur la fonction de distribution décumulée de la richesse et par une fonction $\ell(\delta(r,\alpha_1))$.

On admet que la fonction $f(p)$ est concave, c'est-à-dire que l'individu est pessimiste.

Le problème de maximisation de l'individu est le suivant :

$$\max_{r,y} V = f(p)\{(w_0 - \theta y + L(H_2 + m(y,\beta))) + \ell(\delta(r,\alpha_1))(w_0 - \rho r + L(H_3))$$

$$+ (1 - \ell(\delta(r,\alpha_1)))(w_0 - \rho r + L(H_2 + m(y,\beta)))\} + 2\ (1 - f(p))(w_0 + L(H_0)) \quad (2.9)$$

Les conditions de premier ordre sont les suivantes :

$V_r = \delta'(r,\alpha_1)\ \ell'(\delta(r,\alpha_1))\,[L(H_3) - L(H_2 + m(y))]- \ \rho\ = 0$ qui admet $\bar{r}$ comme solution (2.10)

$V_y = -\theta + m_y\ L'(H_2 + m(y,\beta))\,[2 - \ell(\delta(r,\alpha_1))] = 0$ qui admet $\bar{y}$ comme solution (2.11)

On vérifie aisément que les conditions de second ordre sont vérifiées.

3.3.1 Effets d'une augmentation du degré de pessimisme

Dans le modèle de Yaari, une augmentation de l'aversion pour le risque va correspondre à un accroissement du degré de pessimisme de l'individu qui accordera un poids encore plus important à l'événement défavorable et encore moins important à l'événement favorable.

En fait, la nouvelle fonction de transformation des probabilités, $\phi(.) = k(f(.))$

Où $k\ :\ [0,1] \rightarrow [0,1]$ est une fonction non décroissante et concave.

Soit $\hat{r}$ la demande de soins préventifs tertiaire optimale lorsque la fonction de transformation des probabilités est $\phi(.)$.

Le problème de maximisation de l'individu est le suivant :

$$\max_{r,y} V = \phi(f(p))\{(w_0 - \theta y + L(H_2 + m(y,\beta))) + \ell(\delta(r,\alpha_1))(w_0 - \rho r + L(H_3))$$

$$+ (1 - \ell(\delta(r,\alpha_1)))(w_0 - \rho r + L(H_2 + m(y,\beta)))\} + 2\ (1 - \phi(f(p)))(w_0 + L(H_0)) \quad (2.12)$$

La condition de premier ordre associée à ce programme est :

$V_r = \ \delta'(r,\alpha_1)\ \ell'(\delta(r,\alpha_1))\,[L(H_3) - L(H_2 + m(y))]- \ \rho\ = 0$ qui admet $\hat{r}$ comme solution (2.12)

$V_y = -\theta + m_y\ L'(H_2 + m(y,\beta))\,[2 - \ell(\delta(r,\alpha_1))] = 0$ qui admet $\bar{y}$ comme solution (2.13)

On retrouve alors la condition de premier ordre associée à la prévention $\bar{r}$. Ce qui implique que $\hat{r} = \bar{r}$. Ainsi, une augmentation du degré de pessimisme n'a aucun effet sur la demande de soins préventifs tertiaires, pour un niveau de soins curatifs constant. En effet, comme la condition de premier ordre de r ne dépend pas de la fonction de transformation des probabilités, elle restera identique quelle que soit cette fonction.

3.3.2 Statique comparative

Nous allons, à présent, étudier l'impact d'une variation des variables exogènes sur r^* et y^* [9].

Le calcul de statique comparative est présenté dans le tableau suivant où le signe + (-) indique qu'un accroissement dans la variable exogène entraîne une augmentation (diminution) dans la variable endogène correspondante. Une valeur nulle indique une absence d'effet et le terme ambigu signale un effet indéterminé.

Tableau 2

	r^*	y^*
w_0	0	0
H_0	0	0
H_2	ambigu	ambigu
H_3	-	-
θ	0	0
ρ	-	-
β	ambigu	ambigu
α_1	+	+

[9] Le détail de calcul de statique comparative est fourni en Annexe 2.

Le tableau 2 permet d'établir quelques propriétés de la demande de prévention tertiaire sous la théorie duale du risque :

- L'effort préventif tertiaire optimal ne dépend pas du stock de santé initial (H_0) et de la richesse initiale (w_0). En effet, la linéarité en la richesse de la fonction d'évaluation des perspectives implique un effet revenu nul. De ce fait une variation de la richesse initiale et de l'état de santé initial n'a aucun effet sur la demande de prévention tertiaire.

- Plus H_3, la maladie à laquelle l'agent peut être confronté s'aggrave moins l'agent recours à la prévention tertiaire.

- Plus la prévention tertiaire est coûteuse, ρ, moins on recours à la prévention tertiaire.

- Le coût des traitements curatifs n'affecte pas l'effort préventif tertiaire optimal.

Les résultats obtenus ne sont pas tous similaires à ceux dégagés sous le principe d'espérance d'utilité. Alors que sous la théorie d'espérance d'utilité, les résultats de statique comparative sont en général ambigus, on ne trouve pas ce genre de résultat sous la théorie duale de risque. Cela s'explique par la linéarité en la richesse de la fonction d'évaluation des perspectives sous la théorie duale de risque.

3.4 Prévention tertiaire et primaire dans la théorie d'espérance d'utilité

3.4.1 Le modèle de base

Nous considérons la séquentialité suivante :

- Au début de la première période, l'individu ne sait s'il sera malade ou pas, il effectue alors un effort de prévention primaire afin d'éviter l'apparition de la maladie, ce qu'on va noter $p(e,\alpha_2)$. e représente l'intensité du recours à la prévention primaire et α_2 la productivité de la médecine préventive primaire.

On suppose que : $p_{\alpha_1} < 0$ et $p_{e\alpha_1} \leq 0$, ces conditions signifient que l'accroissement de α_1 provoque respectivement la baisse de la probabilité d'occurrence de la maladie pour un niveau de prévention primaire donné et un effet positif sur la productivité marginale de la prévention primaire. Le coût unitaire de e est λ

• Si l'individu ne tombe pas malade (avec une probabilité d'occurrence 1- $p(e,\alpha_2)$), il possède donc le stock de santé le plus élevé. Son vecteur richesse-santé est (w_0, H_0).

• Par contre, s'il tombe malade, avec la probabilité $p(e,\alpha_2)$, il aura recours aux soins curatifs, qu'on suppose exogène. Soit y l'intensité de ce recours et H_2 (avec $H_0 > H_2$) son stock de santé après les soins. Son vecteur richesse-santé durant la deuxième période $(w_0 - \lambda e - \theta y, H_2)$. Le coût unitaire de y est θ.

- A la seconde période, si l'individu est bien portant à la fin de la première période, il conserve alors le même vecteur richesse-santé durant la deuxième période (w_0, H_0).

Par contre, s'il était malade à la première période, il ne sait pas si sa situation va s'aggraver ou pas. Il développe alors, au début de la deuxième période, un effort de prévention tertiaire dont l'intensité sera notée r. Cet effort de prévention tertiaire va réduire, à la fin de la deuxième période, la probabilité de l'aggravation de la maladie, ce qu'on va noter $\delta(r,\alpha_1)$.

On suppose $\delta_r < 0$ et $\delta_{rr} \geq 0$ où δ_r et δ_{rr} sont respectivement la dérivée première et seconde de $\delta(r,\alpha_1)$, ce qui signifie que l'effort de prévention tertiaire réduit la probabilité d'occurrence de l'aggravation, mais que le rendement marginal de cet effort est décroissant. Le coût monétaire d'une unité d'effort est noté ρ. α_1 représente la productivité des mesures de prévention tertiaire.

Deux cas sont alors possibles :

• Si la maladie de l'individu s'aggrave (avec une probabilité d'occurrence $\delta(r,\alpha_1)$), son stock de santé passe alors à H_3 (avec avec $H_0 > H_2 > H_3$) et son vecteur richesse-santé sera $(w_0 - \rho r, H_3)$.

• Si sa maladie ne s'aggrave pas (avec une probabilité d'occurrence 1-$\delta(r,\alpha_1)$), son vecteur richesse-santé sera $(w_0 - \rho r, H_2)$.

Nous supposons également que l'individu gagne à chaque période un revenu égal à w_0 et qu'il le consomme totalement. La formalisation précise est alors la suivante :

$$\begin{aligned}\max_{e,r} V &= p(e,\alpha_2)\{u(w_0 - \lambda e - \theta y + L(H_2)) + \delta(r,\alpha_1)u(w_0 - \rho r + L(H_3)) \\ &\quad + (1 - \delta(r,\alpha_1))u(w_0 - \rho r + L(H_2))\} + (1 - p(e,\alpha_2))u(w_0 - \lambda e + L(H_0)) \\ &\quad + (1 - p(e,\alpha_2))u(w_0 + L(H_2)) \qquad (2.22)\end{aligned}$$

Les conditions de premier ordre sont les suivantes :

$$V_r = \delta'(r,\alpha_1)\left[u(w_0 - \rho r + L(H_3)) - u(w_0 - \rho r + L(H_2))\right] -$$

$$\rho\left[\delta(r,\alpha_1)u'(w_0 - \rho r + L(H_3)) + (1-\delta(r;\alpha_1))u'(w_0 - \rho r + L(H_2))\right] = 0 \quad (2.23)$$

$$V_e = p_e\{u(w_0 - \lambda e + L(H_2)) + \delta(r,\alpha_1)u(w_0 - \rho r + L(H_3))$$

$$+ (1 - \delta(r,\alpha_1))u(w_0 - \rho r + L(H_2))\}$$

$$- \lambda\{p(e,\alpha_2)u'(w_0 - \lambda e + L(H_2)) + (1 - p(e,\alpha_2))u'(w_0 - \lambda e + L(H_0))\}$$

$$- p_e\{u(w_0 - \lambda e + L(H_0)) + u(w_0 + L(H_0))\} = 0 \quad (2.24)$$

Proposition 14 Le choix optimal de r^* est insensible au niveau des activités de prévention primaire. Par contre, le choix optimal de e^* réagit au niveau retenu pour r. Si la valeur choisie de r est supérieur (resp. inférieur) à celle qui optimale alors l'individu fait moins (resp. plus) de prévention primaire.

Preuve :

Signe ($\mathrm{d}r^* / \mathrm{d}e$) = 0 (2.25)

Signe($\mathrm{d}e^* / \mathrm{d}r$) = $p_e V_r$ (2.26)

3.4.2 Statique comparative

En appliquant la règle de Cramer, nous avons :

$$\frac{dr^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} -V_{r\ell} & V_{re} \\ -V_{e\ell} & V_{ee} \end{vmatrix}}{X} \quad \text{et} \quad \frac{de^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} V_{rr} & -V_{r\ell} \\ V_{er} & -V_{e\ell} \end{vmatrix}}{X}$$

où $X = V_{rr}V_{yy} - V_{yr}V_{ry} > 0$, en vertu des conditions de second ordre pour un maximum

Le détail de calcul de statique comparative est fourni en Annexe 3.

L'analyse de statiques comparatives appliquées aux conditions de premier ordre (2.23) et (2.24) fournit les résultats repris dans le tableau suivant :

Tableau 3

	r^*	e^*
w_0	Ambigu	ambigu
H_0	0	+
H_2	+	ambigu
H_3	Ambigu	-
λ	0	ambigu
ρ	Ambigu	+
α_2	0	+
α_1	+	-

Ces résultats suggèrent, contrairement à l'intuition, que plus l'état de santé après la maladie (H_2) s'améliore plus on recours à la prévention tertiaire. Cela peut être la conséquence de l'absence de la prévention primaire. Nous montrons, également, que plus la médecine préventive tertiaire (α_1) est productive plus on recours à la prévention primaire. Cependant la productivité de la médecine préventive primaire (α_2) est sans effet sur la prévention tertiaire.

3.5 Prévention tertiaire et primaire dans la théorie duale du risque

Lorsque l'individu a la possibilité d'avoir recours à la prévention primaire et tertiaire, son problème de maximisation sous la théorie duale du risque s'écrit de la manière suivante :

$$\max_{e,r} V = f\left(p(e,\alpha_2)\right)\{\left(w_0 - \lambda e - \theta y + L(H_2)\right) + \ell(\delta(r,\alpha_1))(w_0 - \rho r + L(H_3))$$

$$+ (1 - \ell(\delta(r,\alpha_1)))\left(w_0 - \rho r + L(H_2)\right)\} + \left(1 - f\left(p(e,\alpha_2)\right)\right)(w_0 - \lambda e + L(H_0))$$

$$+ \left(1 - f\left(p(e,\alpha_2)\right)\right)(w_0 + L(H_0)) \qquad (2.27)$$

Les conditions de premier ordre sont les suivantes :

$V_r = f\left(p(e,\alpha_2)\right)\ \{\delta'(r,\alpha_1)\,\ell'(\delta(r,\alpha_1))\left[L(H_3)-L(H_2)\right]-\rho\}=0$ qui admet $\bar{r}$ comme solution. (2.28)

$V_e =$

$$p_e\ f'\left(p(e,\alpha_2)\right)\{2L(H_2)+\ell(\delta(r,\alpha_1))L(H_3)+(1-\ell(\delta(r,\alpha_1)))L(H_2)-\rho r-2L(H_0)\}-\lambda=0$$

qui admet $\bar{e}$ comme solution. (2.29)

Contrairement au résultat obtenu sous le principe d'espérance d'utilité, le choix préventifs tertiaire optimal est insensible au niveau des activités de prévention primaire.

3.5.1 Effets d'une augmentation du degré de pessimisme

Afin de mesurer l'effet de l'augmentation du degré de pessimisme sur la prévention, nous utilisons la définition présentée dans la section 3.3.1 en considérant $\phi(.)$ une transformation concave de f, soit $\phi(.)=k(f(.))$.

En effet, comme la condition de premier ordre de r ne dépend pas de la fonction de transformation des probabilités, elle restera identique quelle que soit cette fonction.

Cependant, la condition de premier ordre sur e avec la nouvelle fonction de transformation des probabilités devient :

$$V'_e = k'\left(f\left(p(e,\alpha_2)\right)\right)\,p_e\ f'\left(p(e,\alpha_2)\right)$$

$$\{2L(H_2)+\ell(\delta(r,\alpha_1))L(H_3)+(1-\ell(\delta(r,\alpha_1)))L(H_2)-\rho r-2L(H_0)\}-\lambda=0 \quad (2.30)$$

Afin de comparer les deux demandes de préventions primaires, nous allons évaluer le signe de la solution optimale initiale en la condition de premier ordre (2.30), c'est-à-dire le signe de l'équation : $(k'\left(f\left(p(e,\alpha_2)\right)\right)-1)$

Ainsi pour une faible probabilité de maladie, c'est-à-dire si $k'\left(f\left(p(e,\alpha_2)\right)\right) > 1$, une augmentation de l'aversion pour le risque entraîne une augmentation de la demande de prévention primaire, pour un niveau de soins préventifs tertiaire constant. Cependant, ce résultat s'inverse pour une probabilité élevée de maladie, c'est-à-dire si $k'\left(f\left(p(e,\alpha_2)\right)\right) < 1$

3.5.2 Statique comparative

En appliquant la règle de Cramer, nous avons :

$$\frac{dr^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} -V_{r\ell} & V_{re} \\ -V_{e\ell} & V_{ee} \end{vmatrix}}{X} \text{ et } \frac{de^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} V_{rr} & -V_{r\ell} \\ V_{er} & -V_{e\ell} \end{vmatrix}}{X}$$

où $X = V_{rr}V_{yy} - V_{yr}V_{ry} > 0$, en vertu des conditions de second ordre pour un maximum

Le détail de calcul de statique comparative est fourni en Annexe 4.

L'analyse de statique comparative appliquée aux conditions de premier ordre (2.28) et (2.29) fournit les résultats repris dans le tableau suivant :

Tableau 4

	r^*	e^*
w_0	0	0
H_0	+	0
H_2	-	+
H_3	-	-
λ	-1	0
ρ	+	-
α_2	-	-
α_1	-	+ si $\delta_{r\alpha_1} = 0$

Alors que sous la théorie d'espérance d'utilité, les résultats de statique comparative sont ambigus pour w_0, H_3 et ρ on ne trouve pas de tels résultats sous la théorie duale de risque.

3.6 Conclusion

En adoptant un modèle inter-temporel avec une fonction d'utilité à deux arguments, nous avons pu étudier les propriétés de la demande de prévention tertiaire en relation avec, d'une part, la médecine curative et, d'autre part, la prévention primaire. Nous avons montré que la médecine curative et la prévention tertiaire sont des soins complémentaires et que le choix préventif tertiaire est insensible à l'activité préventive primaire. Par contre, l'effort préventif primaire optimal réagit au niveau retenu par la prévention tertiaire. Si l'effort préventif tertiaire est supérieur (resp. inférieur) à celle qui optimale alors l'individu fait moins (resp. plus) de prévention primaire.

Afin d'évaluer la robustesse des résultats trouvés sous la théorie d'espérance d'utilité, nous avons étudié les propriétés de prévention tertiaire dans le cadre de la théorie duale du risque. Nous avons montré également que l'augmentation du degré de pessimisme n'a aucun effet sur la prévention tertiaire pour un niveau de soins curatifs constant. Cependant, l'impact de l'augmentation du degré de pessimisme sur la prévention tertiaire pour un niveau de soins préventifs tertiaire constant dépend de la probabilité d'occurrence de la maladie. En effet, si la probabilité de la maladie est faible, alors une augmentation de l'aversion pour le risque entraîne une augmentation de la demande de prévention primaire, pour un niveau de soins préventifs tertiaire constant. Cependant, ce résultat s'inverse si la probabilité de maladie est élevée.

3.7 Annexes

Annexe 1

Statique comparative sous la théorie d'espérance d'utilité (Prévention tertiaire et médecine curative)

En différentiant totalement les deux conditions de premier ordre par rapport à la variable exogène de notre choix, nous obtenons :

$$\begin{pmatrix} V_{rr} \, V_{ry} \\ V_{yr} \, V_{yy} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dr^{*} \\ dy^{*} \end{pmatrix} = -\begin{pmatrix} V_{r\ell} \\ V_{y\ell} \end{pmatrix} d\ell$$

avec $\ell = w_0$, H_3, H_2, H_0, ρ, θ, α_1, β et ς.

En appliquant la règle de Cramer, nous avons :

$$\frac{dr^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} -V_{r\ell} & V_{ry} \\ -V_{y\ell} & V_{yy} \end{vmatrix}}{X} \quad \text{et} \quad \frac{dy^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} V_{rr} & -V_{r\ell} \\ V_{yr} & -V_{y\ell} \end{vmatrix}}{X}$$

Où $X = V_{rr}V_{yy} - V_{yr}V_{ry} > 0$, en vertu des conditions de second ordre pour un maximum.

$$\frac{dr^*}{d\ell} = \frac{\left(-V_{r\ell}V_{yy} + V_{ry}V_{y\ell}\right)}{X} \quad \text{et} \quad \frac{dy^*}{d\ell} = \frac{\left(-V_{rr}V_{y\ell} + V_{r\ell}V_{yr}\right)}{X}$$

Avec $\ell = w_0$, H_3, H_2, H_0 ρ, θ, α_1 et β.

Or à l'optimum $V_{ry} > 0$, $V_{yr} > 0$, $V_{yy} < 0$ et $V_{rr} < 0$ on en déduit :

$\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\ell}\right)$ dépend de $V_{r\ell}$ et $V_{y\ell}$.

Si $V_{r\ell} > 0$ et $V_{y\ell} > 0$ alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\ell}\right) > 0$.

Si $V_{r\ell} < 0$ et $V_{y\ell} < 0$ alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\ell}\right) < 0$.

Si $V_{r\ell} = 0$ et $V_{y\ell} > 0$ alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\ell}\right) > 0$.

Si $V_{r\ell} > 0$ et $V_{y\ell} = 0$ alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\ell}\right) > 0$.

Si $V_{r\ell} > 0$ et $V_{y\ell} < 0$ alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\ell}\right)$ est ambigu.

Si $V_{r\ell} < 0$ et $V_{y\ell} > 0$ alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\ell}\right)$ est ambigu.

Si $V_{r\ell}$ est ambigu alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\ell}\right)$ est ambigu, et ceci, quelque soit le signe de $V_{y\ell}$.

Si $V_{y\ell}$ est ambigu alors sgn$\left(\frac{dr^*}{d\ell}\right)$ est ambigu, et ceci, quelque soit le signe de $V_{r\ell}$.

• $V_{rw_0} = \delta'(r,\alpha_1)\left[u'(w_0 - \rho r + L(H_3)) - u'(w_0 - \rho r + L(H_2 + m(y,\beta)))\right]$

$-\rho\left[\delta(r,\alpha_1)u''(w_0 - \rho r + L(H_3)) + (1-\delta(r;\alpha_1))u''(w_0 - \rho r + L(H_2 + m(y,\beta)))\right]$

Sgn V_{rw_0} est ambigu alors sgn$\left(\frac{dr^*}{dw_0}\right)$ est ambigu.

• $V_{yw_0} = (-\theta + m_y\ L'(H_2 + m(y,\beta)))\, u''(w_0 - \theta y + L(H_0 + m(y,\beta)))$

$+(1-\delta(r,\alpha_1))\ m_y\ L'(H_2 + m(y,\beta))\, u''(w_0 - \rho r + L(H_2 + m(y,\beta)))$

Sgn V_{yw_0} est ambigu alors sgn$\left(\frac{dy^*}{dw_0}\right)$ est ambigu.

• $V_{rH_0} = 0$ et $V_{yH_0} = 0$ donc sgn$\left(\frac{dr^*}{dH_0}\right) = 0$ et sgn$\left(\frac{dy^*}{dH_0}\right) = 0$.

• $V_{rH_2} = -\ \delta'(r,\alpha_1)\ L'(H_2 + m(y,\beta))\, u'(w_0 - \rho r + L(H_2 + m(y,\beta)))$

$-\ \rho\ (1-\delta(r,\alpha_1))\ L'(H_2 + m(y,\beta))\, u''(w_0 - \rho r + L(H_2 + m(y,\beta))) > 0.$

sgn V_{yH_2} est ambigu.

sgn $V_{rH_2} > 0$ et sgn V_{yH_2} est ambigu donc sgn$\left(\frac{dr^*}{dH_2}\right)$ est ambigu et sgn$\left(\frac{dy^*}{dH_2}\right)$est ambigu.

• sgn $V_{r\theta} = 0$ et sgn $V_{y\theta}$ est ambigu donc sgn$\left(\frac{dr^*}{d\theta}\right)$ est ambigu et sgn$\left(\frac{dy^*}{d\theta}\right)$est ambigu.

• sgn $V_{r\rho}$ est ambigu.

$V_{y\rho} = -\ (1-\delta(r,\alpha_1))\ r\ m_y\ L'(H_2 + m(y,\beta))\, u''(w_0 - \rho r + L(H_2 + m(y,\beta))) > 0.$

sgn $V_{r\rho}$ est ambigu et sgn $V_{y\rho} > 0$ donc sgn$\left(\frac{dr^*}{d\rho}\right)$ est ambigu et sgn$\left(\frac{dy^*}{d\rho}\right)$est ambigu.

• $V_{r\alpha_1} = \delta_{r\alpha_1} \left[u\left(w_0 - \rho r + L(H_3)\right) - u\left(w_0 - \rho r + L\left(H_2 + m(y,\beta)\right)\right)\right]$

$- \rho\ \delta_{\alpha_1} \left[u'\left(w_0 - \rho r + L(H_3)\right) - u'\left(w_0 - \rho r + L\left(H_2 + m(y,\beta)\right)\right)\right] > 0.$

$V_{y\alpha_1} = -\ \delta_{\alpha_1}\ m_y\ L'\left(H_2 + m(y,\beta)\right) u'\left(w_0 - \rho r + L\left(H_2 + m(y,\beta)\right)\right) > 0.$

$V_{r\alpha_1} > 0$ et $V_{y\alpha_1} > 0$ alors sgn$\left(\dfrac{dr^*}{d\alpha_1}\right) > 0$ et sgn$\left(\dfrac{dy^*}{d\alpha_1}\right) > 0.$

• $V_{r\beta} = -\ \delta'(r,\alpha_1)\ m_\beta\ L'\left(H_2 + m(y,\beta)\right) u'\left(w_0 - \rho r + L\left(H_2 + m(y,\beta)\right)\right)$

$-\ \rho\ \left(1 - \delta(r,\alpha_1)\right) m_\beta\ L'\left(H_2 + m(y,\beta)\right) u''\left(w_0 - \rho r + L\left(H_2 + m(y,\beta)\right)\right) > 0.$

Sgn $V_{y\beta}$ est ambigu.

sgn$V_{r\beta} > 0$ et sgn $V_{y\beta}$ est ambigu donc sgn$\left(\dfrac{dr^*}{d\beta}\right)$ est ambigu et sgn$\left(\dfrac{dy^*}{d\beta}\right)$est ambigu.

Annexe 2

Statique comparative sous la théorie duale du risque (Prévention tertiaire et médecine curative)

En différentiant totalement les deux conditions de premier ordre par rapport à la variable exogène de notre choix, nous obtenons :

$$\begin{pmatrix} V_{rr}\, V_{ry} \\ V_{yr}\, V_{yy} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dr^* \\ dy^* \end{pmatrix} = -\begin{pmatrix} V_{r\ell} \\ V_{y\ell} \end{pmatrix} d\ell$$

Avec $\ell = w_0$, H_3, H_2, H_0 ρ, θ, α_1, β et ς

En appliquant la règle de Cramer, nous avons :

$$\frac{dr^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} -V_{r\ell}\, V_{ry} \\ -V_{y\ell} V_{yy} \end{vmatrix}}{X} \quad \text{et} \quad \frac{dy^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} V_{rr} - V_{r\ell} \\ V_{yr} - V_{y\ell} \end{vmatrix}}{X}$$

Où $X = V_{rr}V_{yy} - V_{yr}V_{ry} > 0$, en vertu des conditions de second ordre pour un maximum.

Or à l'optimum $V_{ry} = 0$ et $V_{yr} = 0$, on en déduit :

$$\frac{dr^*}{d\ell} = -\frac{V_{r\ell}}{V_{rr}} \text{ et } \frac{dy^*}{d\ell} = -\frac{V_{y\ell}}{V_{yy}}$$

Avec $\ell = w_0$, H_3, H_2, H_0 ρ, θ, α_1 et β.

•$V_{rw_0} = 0$ et $V_{yw_0} = 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{dw_0}\right) = 0$ et $\text{sgn}\left(\frac{dy^*}{dw_0}\right) = 0$.

•$V_{rH_0} = 0$ et $V_{yH_0} = 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{dH_0}\right) = 0$ et $\text{sgn}\left(\frac{dy^*}{dH_0}\right) = 0$.

• $V_{rH_2} = - \delta'(r,\alpha_1)\, \ell'(\delta(r,\alpha_1))\, L'(H_2 + m(y,\beta)) > 0$.

$V_{yH_2} = m_y\, L''(H_2 + m(y,\beta)) + (1 - \ell(\delta(r,\alpha_1)))\, m_y\, L''(H_2 + m(y,\beta)) < 0$.

$V_{rH_2} > 0$ et $V_{yH_2} < 0$ alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{dH_2}\right)$ est ambigu et $\text{sgn}\left(\frac{dy^*}{dH_2}\right)$ est ambigu.

• $V_{rH_3} = \delta'(r,\alpha_1)\, \ell'(\delta(r,\alpha_1))\, L'(H_3) < 0$. $V_{yH_3} = 0$.

$V_{rH_3} < 0$ et $V_{yH_3} = 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{dH_3}\right) < 0$ et $\text{sgn}\left(\frac{dy^*}{dH_3}\right) < 0$.

•$V_{r\theta} = 0$ et $V_{y\theta} = 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\theta}\right) = 0$ et $\text{sgn}\left(\frac{dy^*}{d\theta}\right) = 0$.

•$V_{r\rho} = -1$ et $V_{y\rho} = 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\rho}\right) < 0$ et $\text{sgn}\left(\frac{dy^*}{d\rho}\right) < 0$.

• $V_{r\alpha_1} = \delta_{r\alpha_1}\, \ell'(\delta(r,\alpha_1))\, [L(H_3) - L(H_2 + m(y))]$

$- \delta_{\alpha_1}\, \delta_r\, \ell''(\delta(r,\alpha_1))\, [L(H_3) - L(H_2 + m(y))] > 0$.

$V_{y\alpha_1} = - m_y\, L'(H_2 + m(y,\beta))\, \delta_{\alpha_1}\, \ell'(\delta(r,\alpha_1)) > 0$.

$V_{r\alpha_1} > 0$ et $V_{y\alpha_1} > 0$ alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{dH_2}\right) > 0$ et $\text{sgn}\left(\frac{dy^*}{dH_2}\right) > 0$.

• $V_{r\beta} = - \delta_r\, \ell'(\delta(r,\alpha_1))\, m_\beta\, L'(H_2 + m(y,\beta)) > 0$.

Sgn $V_{y\beta}$ est ambigu.

$\text{sgn} V_{r\beta} > 0$ et sgn $V_{y\beta}$ est ambigu donc $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\beta}\right)$ est ambigu et $\text{sgn}\left(\frac{dy^*}{d\beta}\right)$ est ambigu.

Annexe 3

Statique comparative sous la théorie d'espérance d'utilité (Prévention tertiaire et primaire)

En différentiant totalement les deux conditions de premier ordre par rapport à la variable exogène de notre choix, nous obtenons :

$$\begin{pmatrix} V_{rr} V_{re} \\ V_{er} V_{ee} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} dr^* \\ de^* \end{pmatrix} = -\begin{pmatrix} V_{r\ell} \\ V_{e\ell} \end{pmatrix} d\ell$$

avec $\ell = w_0$, H_3, H_2, H_0 ρ, θ, α_1, β et ς.

En appliquant la règle de Cramer, nous avons :

$$\frac{dr^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} -V_{r\ell} V_{re} \\ -V_{e\ell} V_{ee} \end{vmatrix}}{X} \text{ et } \frac{de^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} V_{rr} - V_{r\ell} \\ V_{er} - V_{e\ell} \end{vmatrix}}{X}$$

Où $X = V_{rr} V_{ee} - V_{er} V_{re} > 0$, en vertu des conditions de second ordre pour un maximum.

$$\frac{dr^*}{d\ell} = \frac{(-V_{r\ell} V_{ee} + V_{re} V_{e\ell})}{X} \text{ et } \frac{de^*}{d\ell} = \frac{(-V_{rr} V_{e\ell} + V_{r\ell} V_{er})}{X}$$

Avec $\ell = w_0$, H_3, H_2, H_0, ρ, θ, α_1 et β.

Or à l'optimum $V_{re} = 0$ et $V_{er} = 0$, on en déduit :

$$\frac{dr^*}{d\ell} = -\frac{V_{r\ell}}{V_{rr}} \text{ et } \frac{de^*}{d\ell} = -\frac{V_{e\ell}}{V_{ee}}$$

- Sgn V_{rw_0} est ambigu alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{dw_0}\right)$ est ambigu.

- Sgn V_{ew_0} est ambigu alors $\text{sgn}\left(\frac{de^*}{dw_0}\right)$ est ambigu.

• $V_{rH_0} = 0$ donc $\text{sgn}\left(\dfrac{dr^*}{dH_0}\right) = 0.$

• $V_{eH_0} > 0$ donc $\text{sgn}\left(\dfrac{de^*}{dH_0}\right) > 0.$

• $V_{rH_2} > 0$ donc $\text{sgn}\left(\dfrac{dr^*}{dH_2}\right) > 0.$

• Sgn V_{eH_2} est ambigu alors $\text{sgn}\left(\dfrac{de^*}{dH_2}\right)$ est ambigu.

• Sgn V_{rH_3} est ambigu alors $\text{sgn}\left(\dfrac{dr^*}{dH_3}\right)$ est ambigu.

• $V_{eH_3} < 0$ donc $\text{sgn}\left(\dfrac{de^*}{dH_3}\right) < 0.$

• $V_{r\lambda} = 0$ donc $\text{sgn}\left(\dfrac{dr^*}{d\lambda}\right) = 0.$

• Sgn $V_{e\lambda}$ est ambigu alors $\text{sgn}\left(\dfrac{de^*}{d\lambda}\right)$ est ambigu.

• Sgn $V_{r\rho}$ est ambigu alors $\text{sgn}\left(\dfrac{dr^*}{d\rho}\right)$ est ambigu.

• $V_{e\rho} > 0$ donc $\text{sgn}\left(\dfrac{de^*}{d\rho}\right) > 0.$

• $V_{r\alpha_2} = 0$ donc $\text{sgn}\left(\dfrac{dr^*}{d\alpha_2}\right) = 0.$

• $V_{e\alpha_2} > 0$ donc $\text{sgn}\left(\dfrac{de^*}{d\alpha_2}\right) > 0.$

• $V_{r\alpha_1} > 0$ donc $\text{sgn}\left(\dfrac{dr^*}{d\alpha_1}\right) > 0.$

• $V_{e\alpha_1} < 0$ donc $\text{sgn}\left(\dfrac{de^*}{d\alpha_1}\right) < 0.$

Annexe 4

Statique comparative sous la théorie duale du risque (Prévention tertiaire et primaire)

En différentiant totalement les deux conditions de premier ordre par rapport à la variable exogène de notre choix, nous obtenons :

$$\begin{pmatrix} V_{rr} V_{re} \\ V_{er} V_{ee} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} dr^* \\ de^* \end{pmatrix} = -\begin{pmatrix} V_{r\ell} \\ V_{e\ell} \end{pmatrix} d\ell$$

avec $\ell = w_0 ,\ H_3 ,\ H_2 ,\ H_0\ \ \rho ,\ \theta, \alpha_1 , \beta$ et ς.

En appliquant la règle de Cramer, nous avons :

$$\frac{dr^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} -V_{r\ell} V_{re} \\ -V_{e\ell} V_{ee} \end{vmatrix}}{X} \text{ et } \frac{de^*}{d\ell} = \frac{\begin{vmatrix} V_{rr} - V_{r\ell} \\ V_{er} - V_{e\ell} \end{vmatrix}}{X}$$

Où $X = V_{rr} V_{ee} - V_{er} V_{re} > 0$, en vertu des conditions de second ordre pour un maximum.

$$\frac{dr^*}{d\ell} = \frac{\left(-V_{r\ell} V_{ee} + V_{re} V_{e\ell}\right)}{X} \text{ et } \frac{de^*}{d\ell} = \frac{\left(-V_{rr} V_{e\ell} + V_{r\ell} V_{er}\right)}{X}$$

Avec $\ell = w_0 ,\ H_3 ,\ H_2 ,\ H_0 ,\ \rho ,\ \theta, \alpha_1$ et β.

Or à l'optimum $V_{re} = 0$ et $V_{er} = 0$, on en déduit :

$$\frac{dr^*}{d\ell} = -\frac{V_{r\ell}}{V_{rr}} \text{ et } \frac{de^*}{d\ell} = -\frac{V_{e\ell}}{V_{ee}}$$

• $V_{ew_0} = 0$ alors $\operatorname{sgn}\left(\frac{de^*}{dw_0}\right) = 0$. • $V_{rw_0} = 0$ alors $\operatorname{sgn}\left(\frac{dr^*}{dw_0}\right) = 0$.

•$V_{eH_0} > 0$ donc $\operatorname{sgn}\left(\frac{de^*}{dH_0}\right) > 0$. •$V_{rH_0} = 0$ donc $\operatorname{sgn}\left(\frac{dr^*}{dH_0}\right) = 0$.

• $V_{eH_2} < 0$ alors $\operatorname{sgn}\left(\frac{de^*}{dH_2}\right) < 0$. •$V_{rH_2} > 0$ donc $\operatorname{sgn}\left(\frac{dr^*}{dH_2}\right) > 0$.

$\bullet V_{eH_3} < 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{de^*}{dH_3}\right) < 0$. $\bullet V_{rH_3} < 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{dH_3}\right) < 0$.

$\bullet$ $V_{e\lambda} = -1$ alors $\text{sgn}\left(\frac{de^*}{d\lambda}\right) < 0$. $\bullet V_{r\lambda} = 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\lambda}\right) = 0$.

$\bullet V_{e\rho} > 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{de^*}{d\rho}\right) > 0$. $\bullet V_{r\rho} < 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\rho}\right) < 0$.

$\bullet V_{e\alpha_2} < 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{de^*}{d\alpha_2}\right) < 0$. $\bullet V_{r\alpha_2} < 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\alpha_2}\right) < 0$.

$\bullet V_{e\alpha_1} < 0$ donc $\text{sgn}\left(\frac{de^*}{d\alpha_1}\right) < 0$. $\bullet$ Si $\delta_{r\alpha_1} = 0$ alors $\text{sgn}\left(\frac{dr^*}{d\alpha_1}\right) > 0$.

Partie III

Les déterminants de la couverture optimale d’assurance santé et le coût du risque de santé

Chapitre 4

Demande d'assurance santé dans un contexte multirisque

4.1 Introduction

La littérature en économie de l'assurance a été fortement influencée par trois célèbres propositions. La première proposition est le principe de Bernoulli qui suggère qu'un agent riscophobe choisit une couverture complète si la prime d'assurance est actuarielle. La deuxième est la proposition de Mossin-Smith (1968) qui suggère qu'un agent riscophobe choisit une couverture partielle si la prime d'assurance est chargée. La dernière proposition est le théorème d'Arrow (1963). Ce dernier montre qu'un individu riscophobe préférera systématiquement un contrat de franchise plutôt qu'un contrat de coassurance. Cependant, ces trois propositions ne conservent leur validité que dans un cadre limité où il y a une seule source d'incertitude. En réponse à cette limite, Doherty et Schlesinger (1983) ont étudié la demande d'assurance dans un cadre plus général où l'individu est confronté à deux risques. Ces auteurs ont montré que, lorsque la prime est chargée, si les deux risques sont positivement corrélés, les agents choisissent une couverture complète. Autrement dit, les agents confrontés à un risque contre lequel ils ne peuvent s'assurer, ils réagissent en améliorant leur couverture contre le risque assurable si les deux risques sont positivement corrélés. Cependant, les résultats de Doherty et Schlesinger (1983) ne conservent pas leur validité lorsque l'objectif du décideur est représenté par une fonction d'utilité multi-dimensionnelle. En introduisant une fonction d'utilité *bi variée* au modèle Doherty et Schlesinger (1983), Rey (2003) montre que les déterminants de la demande d'assurance sont la corrélation entre les deux risques et l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé.

Le fait que le risque de santé est exogène dans l'analyse de Rey (2003) implique qu'on ne puisse transposer directement ses résultats à des problèmes d'assurance santé.

L'objectif de ce chapitre est de reprendre la démarche de l'analyse de Rey (2003) en endogénéisant le risque de santé afin de tester la robustesse des résultats de Doherty et Schlesinger (1983). Nous montrons que, contrairement aux résultas de Doherty et Schlesinger (1983), les agents peuvent améliorer leur couverture contre le risque de santé assurable même si les deux risques sont négativement corrélés.

Afin de répondre à notre problématique, on considère un individu qui fait face à un risque de santé et un risque non assurable. Pour ce deuxième risque, il peut s'agir d'un risque de perte de revenu consécutive à une baisse de l'activité pour un entrepreneur individuel ou à un risque d'accident.

En ce qui concerne la corrélation pouvant exister entre les risques, nous considérons tous les cas de figure possibles : les deux risques peuvent être indépendants, négativement ou positivement corrélés.

Par exemple, la probabilité de perte de revenu consécutive à une baisse de l'activité est plus grande pour un entrepreneur individuel malade que pour un autre bien portant.

Ce chapitre est organisé de la manière suivante. Après avoir présenté le modèle (section 4.2), nous examinons, dans la section 4.3.1, l'impact d'un risque non assurable sur la demande de coassurance de santé dans un contexte où la prime d'assurance est chargée. La section 4.3.2 contient des développements équivalents dans un contexte où la prime d'assurance est chargée. Dans la section 4.4, nous étudions la forme optimale du contrat d'assurance santé, avant de conclure le chapitre.

4.2 le modèle

Soit un individu dont les préférences dépendent à la fois de son niveau de richesse (W) et de son stock de santé (H) représentées par une fonction d'utilité bivariée de type Von Neumann Morgenstern, continu, strictement croissante en la richesse et en la santé, au moins deux fois différentiable et concave tel que : U(W,H) vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $U_1 > 0$, $U_2 > 0$, $U_{11} < 0$, $U_{22} < 0$ et $U_{11}\, U_{22} - (U_{12})^2 > 0$.

Au début de la période, cet individu, doté d'une richesse initiale certaine W_0 et d'un stock de santé initial H_0 est soumis à un risque de santé. Il peut devenir malade avec une probabilité p_1, auquel cas son stock de santé initial est réduit de D. En cas de maladie, l'individu a recours au système de soins. Ce recours restaure son stock de santé d'un niveau L s'il dépense $c(L)$ unités monétaires.

On suppose que : $c'(L) > 0$ et $c''(L) > 0$. Ces conditions signifient que le coût du traitement croit avec le recours aux soins curatifs et que le coût marginal de ce recours est croissant.

L'individu peut, également, s'assurer contre le risque de santé. Cette décision est prise au début de la période avant que l'incertitude sur l'état de santé ait été déterminée.

On considère un contrat de coassurance qui est défini par Z = (1 - α et P) avec P la prime d'assurance et α le taux de remboursement des dépenses de médecine curative.

La prime d'assurance est telle que :

$P(\alpha) = (1+m)\ p_1\ \alpha\ c(L)$

Où m est le coût de chargement, $m \geq 0$.

Avec la probabilité p_2, l'individu est confronté à un deuxième risque, qualitatif et non monétaire, qualifié pour cette raison de risque incontrôlable. De manière analogue à la perte d'un bien irremplaçable (Cook et Graham (1977)), la réalisation du risque incontrôlable se traduit par une perte d'utilité. On note V(W,H) le niveau d'utilité retiré d'un niveau de richesse W et d'un stock de santé H lorsque le risque incontrôlable se réalise.

V(W,H) vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $V_1 > 0$, $V_2 > 0$, $V_{11} < 0$, $V_{22} < 0$, $V_{11}\ V_{22} - (V_{12})^2 > 0$, $V_{12} < 0$ et V(W,H) < U(W,H). Cette dernière hypothèse signifie que, à richesse et état de santé donnés, l'individu retire une utilité toujours plus faible suite à la réalisation du sinistre incontrôlable.

Nous n'imposons aucune restriction quant à la variation de l'utilité marginale (de richesse ou de santé) en fonction de la réalisation du risque incontrôlable. Ainsi, tous les cas sont possibles :

- La perte d'utilité consécutive à la réalisation du risque incontrôlable ne modifie pas l'utilité marginale de la richesse ou de la santé : U_1(W,H) = V_1(W,H) ou U_2(W,H) = V_2(W,H)

- La perte d'utilité consécutive à la réalisation du risque incontrôlable augmente l'utilité marginale de la richesse ou de la santé : U_1 (W,H) < V_1 (W,H) ou U_2 (W,H) < V_2 (W,H)

- La perte d'utilité consécutive à la réalisation du risque incontrôlable diminue l'utilité marginale de la richesse ou de la santé : U_1 (W,H) > V_1 (W,H) ou U_2 (W,H) > V_2 (W,H)

4.3 Le contrat de coassurance optimal

4.3.1 Prime d'assurance santé chargée

L'objectif de cette section est d'étudier l'impact d'un risque non assurable sur la demande d'assurance santé lorsque la prime d'assurance santé est chargée$(m > 0)$. Deux situations doivent être examiner : la situation dans laquelle l'individu fait face à un risque de santé bénin ($L = D$) et la situation dans laquelle il fait face à un risque de santé malin ($L < D$). Contrairement à un risque malin, un risque est dit bénin si l'individu retrouve son état de santé initial après recours aux soins.

Nous commençons par le cas où il fait face à un risque de santé malin.
Le contexte risqué peut être décrit à travers quatre états de la nature pour lesquels les niveaux d'utilité s'écrivent :

État 1 $\equiv$ aucun sinistre ne survient : U(W_0 - $P(\alpha)$, H_0).

État 2 $\equiv$ seul le risque de santé se réalise : U(W_0 - $P(\alpha)$- $(1-\alpha)$ $c(L)$, H_0 - D + L).

État 3 $\equiv$ seul le risque incontrôlable se réalise : V(W_0 - $P(\alpha)$, H_0).

État 4 $\equiv$ les deux risques se réalisent simultanément : V(W_0 - $P(\alpha)$- $(1-\alpha)$ $c(L)$, H_0 - D + L).
On note Π_i la probabilité d'occurrence de chaque état i (i = 1 ….4) tel que :

Π_1 = 1- p_1 - p_2 + p_1 $p_{2/1}$

Π_2 = p_1 (1 - $p_{2/1}$)

Π_3 = p_2 - p_1 $p_{2/1}$

Π_4 = p_1 $p_{2/1}$

Où p_1 (resp. p_2) désigne la probabilité de survenance du risque de santé assurable (resp. non assurable) et $p_{2/1}$ la probabilité conditionnelle de survenance du sinistre non assurable sachant que la perte de santé (assurable) a eu lieu.

En ce qui concerne la corrélation entre les deux risques, nous considérons tous les cas de figure possibles : les deux risques peuvent être indépendants ($p_2 = p_{2/1}$), positivement corrélés ($p_2 < p_{2/1}$) ou négativement corrélés ($p_2 > p_{2/1}$).

Sous ces hypothèses, l'utilité espérée de l'agent s'écrit :

$$E[U] = \Pi_1 \ U(W_0 - P(\alpha), H_0) + \Pi_2 \ U(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L), H_0 - D + L)$$
$$+ \Pi_3 \ V(W_0 - P(\alpha), H_0) + \Pi_4 \ V(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L), H_0 - D + L) \qquad (3.1)$$

Où $P(\alpha)$= (1 + m) p_1 α $c(L)$ désigne la prime d'assurance.

En exploitant les travaux de Pratt et Arrow, Mossin et Smith (1968) montrent que si la prime est chargée, un individu manifestant de l'aversion vis-à-vis du risque choisira automatiquement une couverture partielle du risque. Formellement, si $m > 0$ alors $\alpha^* < 1$.

La question qui nous importe ici est la suivante. L'introduction du risque non assurable modifie-t-elle la couverture du risque de santé ?
Afin de répondre à cette question, nous allons exprimer l'espérance d'utilité de l'individu en faisant apparaître l'interaction possible entre les deux risques. L'équation (3.1) peut s'écrire :

$$
\begin{aligned}
E[U] = \{ & p_1 [(1 - p_2)\, U(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\, c(L), H_0 - D + L) \\
& + p_2\, V(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\, c(L), H_0 - D + L)] \\
& + (1 - p_1)[(1 - p_2)\, U(W_0 - P(\alpha), H_0) + p_2\, V(W_0 - P(\alpha), H_0)]\} \\
+ \{ & p_1 (p_{2/1} - p_2)\, [U(W_0 - P(\alpha), H_0) - V(W_0 - P(\alpha), H_0) - U(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\, c(L), H_0 - D + L) \\
& + V(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\, c(L), H_0 - D + L)]\} \quad (3.2)
\end{aligned}
$$

Soit les fonctions Z , A et F définies de la manière suivante :

$Z(W, H) = (1 - p_2)\, U(W, H) + p_2\, V(W, H)$

$$
\begin{aligned}
A(p_{2/1}, W, H) = p_1 (p_{2/1} - p_2)\, & [U(W_0 - P(\alpha), H_0) - V(W_0 - P(\alpha), H_0) \\
& - U(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\, c(L), H_0 - D + L) \\
& + V(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\, c(L), H_0 - D + L)]
\end{aligned}
$$

$F(W,H) = U(W, H) - V(W, H)$.

A partir de ces trois fonctions, on peut réécrire l'équation (3.2) comme suit :

$$
\begin{aligned}
E[U] = & \{ p_1\, Z(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\, c(L), H_0 - D + L) + (1 - p_1)\, Z(W_0 - P(\alpha), H_0)\} \\
& + \{ p_1 (p_{2/1} - p_2)[F(W_0 - P(\alpha), H_0) - F(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\, c(L), H_0 - D + L)]\} \quad (3.3)
\end{aligned}
$$

L'espérance d'utilité de l'individu s'écrit alors comme la somme de deux termes :

* $\{ p_1\, Z(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\, c(L), H_0 - D + L) + (1 - p_1)\, Z(W_0 - P(\alpha), H_0)\}$ correspond à l'expression de l'utilité espérée de l'individu lorsque les risques sont indépendants.

* $\{ p_1 (p_{2/1} - p_2)[F(W_0 - P(\alpha), H_0) - F(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L), H_0 - D + L)]\}$ représente les effets possibles de l'interaction entre les risques.

La quantité optimale d'assurance est telle que :

$$\alpha^* = \arg \max_{\alpha} V(\alpha) = \{ p_1\ Z(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L), H_0 - D + L) + (1 - p_1)\ Z(W_0 - P(\alpha), H_0)\}$$
$$+ \{ p_1 (p_{2/1} - p_2)[F(W_0 - P(\alpha), H_0) - F(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L), H_0 - D + L)]\} \quad (3.4)$$

La condition de premier ordre associée à ce problème de maximisation s'écrit comme suit :

$$V'(\alpha) = p_1\ c(L)\ [Z_1(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L), H_0 - D + L)(1 - (1+m)\ p_1)$$
$$- (1 - p_1)(1+m)\ Z_1(W_0 - P(\alpha), H_0)]$$
$$+ p_1 (p_{2/1} - p_2)\{(1+m)\ c(L)\ p_1\ [F_1(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L), H_0 - D + L) - F_1(W_0 - P(\alpha), H_0)]$$
$$- c(L)\ F_1(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L), H_0 - D + L)\} \quad (3.5)$$

Pour simplifier la notation, on dénotera par W_2 la richesse de l'individu associée à l'état de maladie et par W_1 celle associée à l'état de bonne santé.

Avec : $W_1 = (W_0 - P(\alpha))$ et $W_2 = (W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L))$

Ainsi la condition de premier ordre attachée à (3.4) se réécrit :

$$V'(\alpha) = p_1\ c(L)\ [Z_1(W_2, H_0 - D + L)(1 - (1+m)\ p_1) - (1 - p_1)(1+m)\ Z_1(W_1, H_0)]$$
$$+ p_1 (p_{2/1} - p_2)\{(1+m)\ c(L)\ p_1\ [F_1(W_2, H_0 - D + L) - F_1(W_1, H_0)] - c(L)\ F_1(W_2, H_0 - D + L)\} \quad (3.6)$$

La condition du second ordre associée à (3.4) est la suivante :

$$V''(\alpha) = \{\Pi_1 (1+m)^2 (p_1)^2 (c(L))^2\ U_{11}(W_0 - P(\alpha), H_0)$$
$$+ \Pi_2 (c(L))^2 [1-(1+m)p_1]^2\ U_{11}(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L), H_0 - D + L)$$
$$+ \Pi_3 (1+m)^2 (p_1)^2 (c(L))^2\ V_{11}(W_0 - P(\alpha), H_0)$$
$$+ \Pi_4 (c(L))^2 [1-(1+m)p_1]^2\ V_{11}(W_0 - P(\alpha) - (1-\alpha)\ c(L), H_0 - D + L)\} < 0 \quad (3.7)$$

La concavité de la fonction d'utilité par rapport à la richesse ($U_{11} < 0$ et $V_{11} < 0$) nous assure que le signe de l'équation (3.7) est strictement négatif et que α^* est bien un maximum.

A partir de l'équation (3.6), on peut établir la proposition suivante :

Proposition 15 Si la prime d'assurance est chargée$(m > 0)$, la couverture partielle est optimale, $\alpha^* < 1$, si $p_{2/1} = p_2$ et $Z_{12} \geq 0$ ou si $p_{2/1} > p_2$ (resp. $p_{2/1} < p_2$), $Z_{12} \geq 0$ (resp. $Z_{12} < 0$), $U_1 > V_1$ (resp. $U_1 < V_1$) et $U_{12} > V_{12}$ (resp. $U_{12} < V_{12}$).

Preuve : $V(\alpha)$ étant concave, on a donc : $\alpha^* = 1 \Leftrightarrow V'(1) \geq 0$.

Or $V'(1) =$ (1 - p_1)$(1+m)$ [$Z_1(W_2, H_0 - D + L) - Z_1(W_1, H_0)$]

$$- m\ Z_1(W_2, H_0 - D + L)$$

$$+ p_1(p_{2/1} - p_2)\ c(L)\{(1+m)\ p_1\ [F_1(W_2, H_0 - D + L) - F_1(W_1, H_0)] - F_1(W_2, H_0 - D + L)\} \quad (3.8)$$

A partir de l'équation (3.8), on constate que :

Si $p_{2/1} = p_2$ alors $\alpha^* \begin{cases} = 1 \text{ est possible si } Z_{12} < 0 \\ < 1 \text{ si } Z_{12} \geq 0 \end{cases}$

Si $p_{2/1} > p_2$ alors $\alpha^* \begin{cases} = 1 \text{ est possible si } Z_{12} < 0, U_1 < V_1 \text{ et } U_{12} < V_{12} \\ < 1 \text{ si } Z_{12} \geq 0, U_1 > V_1 \text{ et } U_{12} > V_{12} \end{cases}$

Si $p_{2/1} < p_2$ alors $\alpha^* \begin{cases} = 1 \text{ est possible si } Z_{12} \geq 0, U_1 > V_1 \text{ et } U_{12} > V_{12} \\ < 1 \text{ si } Z_{12} < 0, U_1 < V_1 \text{ et } U_{12} < V_{12} \end{cases}$

Doherty et Schlesinger (1983) ont montré, dans un contexte de risques indépendants, que l'introduction du risque non assurable n'a aucun effet sur la couverture du risque assurable. Par contre, une corrélation positive entre les risques incite les agents à s'assurer totalement contre le risque assurable même si le taux de chargement est positif afin de compenser partiellement les pertes non assurables. Nous montrons que ces résultats ne conservent pas toujours leur validité et que la couverture du risque assurable peut être inchangée même si les deux risques sont positivement corrélés. La proposition 15 suggère que l'impact du risque non assurable sur la demande d'assurance santé dépend de l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé (Z_{12}) et de la manière dont la réalisation du risque non assurable affecte à la fois l'utilité marginale de la richesse (U_1 - V_1) et l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé (U_{12} - V_{12}).

Nous supposons, maintenant, que l'individu est confronté à un risque de santé bénin. Contrairement à un risque malin, un risque est dit bénin si l'individu recouvre son état de santé initial après recours aux soins.

De manière formelle, un risque de santé est dit malin si $L < D$ et bénin si $L = D$.
Dans ce contexte, l'équation (3.6) se réécrit de la manière suivante :

$$V'(\alpha) = p_1 \; c(L) \; [\, Z_1(W_2, H_0) \, (1 - (1+m) \; p_1) - (1 - p_1)(1+m) \; Z_1(W_1, H_0) \,]$$
$$+ \; p_1 (\, p_{2/1} - p_2) \, \{ (1+m) \; c(L) \; p_1 \; [F_1(W_2, H_0) - F_1(W_1, H_0)] - c(L) \; F_1(W_2, H_0) \} \quad (3.9)$$

Proposition 16 Si la prime d'assurance est chargée$(m > 0)$, la couverture partielle est optimale, $\alpha^* < 1$, si $p_{2/1} = p_2$ ou si les deux risques sont positivement (resp. négativement) corrélés et l'occurrence du risque non assurable diminue (resp. augmente) l'utilité marginale de la richesse.

Preuve : $V(\alpha)$ étant concave, on a donc : $\alpha^* = 1 \Leftrightarrow V'(1) \geq 0$.

Or $V'(1) = - [\, m \; Z_1(W_0 - p_1 \; c(L), H_0) + p_1 (\, p_{2/1} - p_2) \; c(L) \; F_1(W_0 - p_1 \; c(L), H_0)] \quad (3.10)$

A partir de l'équation (3.10), on constate que :

Si $p_{2/1} = p_2$ alors $\alpha^* < 1$

Si $p_{2/1} > p_2$ alors $\alpha^* \begin{cases} = 1 \text{ est possible si } U_1 < V_1 \\ < 1 \text{ si } U_1 > V_1 \end{cases}$

Si $p_{2/1} < p_2$ alors $\alpha^* \begin{cases} = 1 \text{ est possible si } U_1 > V_1 \\ < 1 \text{ si } U_1 < V_1 \end{cases}$

L'exemple le plus marquant d'une corrélation positive entre un risque de santé et un risque non assurable est celui de l'assurance maladie d'un entrepreneur individuel. L'intuition suggère que celui-ci devrait choisir une couverture complète même si le taux de chargement est positif afin de compenser ses pertes de revenus liées indirectement à sa maladie. Nous montrons, contrairement à ce que suggère cette intuition, que la couverture d'assurance santé de l'entrepreneur individuel reste inchangée si la perte d'utilité consécutive à la réalisation du risque non assurable affecte à la baisse l'utilité marginale de sa richesse ($U_1 > V_1$). La proposition de Mossin-Smith (1968) est donc valide dans un contexte *bivarié* où un risque de santé bénin est corrélé positivement avec un risque non assurable dont la réalisation diminue l'utilité marginale de la richesse.

4.3.2 Prime d'assurance santé actuarielle

Après avoir présenter les propriétés de la demande d'assurance santé lorsque la prime d'assurance est chargée, nous étudions, à présent, cette demande dans un cadre où la prime d'assurance est actuarielle $(m = 0)$.

Si $m = 0$, l'équation (3.6) se réécrit de la manière suivante :

$$V'(\alpha) = p_1\ c(L)(1 - p_1)\ [Z_1(\mathrm{W}_2, \mathrm{H}_0 - D + L) - Z_1(\mathrm{W}_1, \mathrm{H}_0)]$$
$$+\ p_1(p_{2/1} - p_2)\{c(L)\ p_1\ [\mathrm{F}_1(\mathrm{W}_2, \mathrm{H}_0 - D + L) - \mathrm{F}_1(\mathrm{W}_1, \mathrm{H}_0)] - c(L)\ \mathrm{F}_1(\mathrm{W}_2, \mathrm{H}_0 - D + L)\} \quad (3.11)$$

Proposition 17 (risque malin) Si la prime d'assurance est actuarielle$(m = 0)$, la couverture totale (resp. partielle) est optimale, $\alpha^* = 1$ (resp. $\alpha^* < 1$), si $p_{2/1} = p_2$ et $\mathrm{Z}_{12} \leq 0$ (resp. $\mathrm{Z}_{12} > 0$) ou si $p_{2/1} > p_2$, $\mathrm{Z}_{12} \leq 0$ (resp. $\mathrm{Z}_{12} > 0$) et $U_1 < V_1$ (resp. $U_1 > V_1$) ou si $p_{2/1} < p_2$, $\mathrm{Z}_{12} \leq 0$ (resp. $\mathrm{Z}_{12} > 0$) et $U_1 > V_1$ (resp. $U_1 < V_1$).

Preuve : $V(\alpha)$ étant concave, on a donc : $\alpha^* = 1 \Leftrightarrow V'(1) \geq 0$.

Or $$V'(1) = (1 - p_1)\,p_1\,c(L)\ [Z_1(\mathrm{W}_0 - p_1\,c(L), \mathrm{H}_0 - D + L) - Z_1(\mathrm{W}_0 - p_1\,c(L), \mathrm{H}_0)]$$
$$-\ p_1(p_{2/1} - p_2)\ c(L)\ [(1 - p_1)\ [\mathrm{F}_1(\mathrm{W}_0 - p_1\,c(L), \mathrm{H}_0 - D + L) - p_1\,\mathrm{F}_1(\mathrm{W}_0 - p_1\,c(L), \mathrm{H}_0)] \quad (3.12)$$

Si $p_{2/1} = p_2$ alors $\alpha^* \begin{cases} = 1 \text{ si } \mathrm{Z}_{12} \leq 0 \\ < 1 \text{ si } \mathrm{Z}_{12} > 0 \end{cases}$

Si $p_{2/1} > p_2$ alors $\alpha^* \begin{cases} = 1 \text{ si } \mathrm{Z}_{12} \leq 0 \text{ et } \mathrm{U}_1 < \mathrm{V}_1 \\ < 1 \text{ si } \mathrm{Z}_{12} > 0 \text{ et } \mathrm{U}_1 > \mathrm{V}_1 \end{cases}$

Si $p_{2/1} < p_2$ alors $\alpha^* \begin{cases} = 1 \text{ si } \mathrm{Z}_{12} \leq 0 \text{ et } \mathrm{U}_1 > \mathrm{V}_1 \\ < 1 \text{ si } \mathrm{Z}_{12} > 0 \text{ et } \mathrm{U}_1 < \mathrm{V}_1 \end{cases}$

Proposition 18 (risque bénin) Si la prime d'assurance est actuarielle$(m = 0)$, la couverture totale (resp. partielle) est optimale, $\alpha^* = 1$ (resp. $\alpha^* < 1$), si les deux risques sont indépendants ou si ils sont positivement (resp. négativement) corrélés et la perte d'utilité consécutive à la réalisation du risque incontrôlable diminue l'utilité marginale de la richesse ou si ils sont négativement (resp. positivement) corrélés et la perte d'utilité consécutive à la réalisation du risque incontrôlable augmente l'utilité marginale de la richesse

Preuve : $V(\alpha)$ étant concave, on a donc : $\alpha^* = 1 \Leftrightarrow V'(1) \geq 0$.

Or $V'(1) = -\, p_1(\, p_{2/1} - p_2)\; c(L)\,[(1-p_1)[U_1(W_0 - p_1\, c(L), H_0) - V_1(W_0 - p_1\, c(L), H_0)]$

Si $p_{2/1} = p_2$ alors $\alpha^* < 1$

Si $p_{2/1} > p_2$ alors $\alpha^* \begin{cases} = 1 \text{ si } U_1 < V_1 \\ < 1 \text{ si } U_1 > V_1 \end{cases}$

Si $p_{2/1} < p_2$ alors $\alpha^* \begin{cases} = 1 \text{ si } U_1 > V_1 \\ < 1 \text{ si } U_1 < V_1 \end{cases}$

4.4 La forme optimale du contrat d'assurance santé

La forme optimale d'un contrat d'assurance a été étudiée par Mossin (1968). Cependant, l'analyse de ce dernier ne permet pas de distinguer ente la coassurance et la franchise. Contrairement à une franchise, la coassurance est une opération par laquelle la compagnie d'assurance prend à sa charge une proposition fixe du sinistre. En utilisant un modèle plus général que celui de Mossin (1968), Arrow (1963) a montré, en présence d'un seul risque, que l'agent adversaire du risque préférera un contrat de franchise à un contrat de coassurance. Soucieux de lever le paradoxe du théorème d'Arrow (1963), Doherty et Schlesinger (1983) ont introduit l'idée que les marchés d'assurance sont incomplets. Ces derniers ont montré, en présence d'un risque assurable et un autre non assurable qu'un assuré riscophobe préférera un contrat de coassurance à un contrat de franchise si les deux risques sont positivement corrélés. Autrement dit, ils ont montré que le théorème d'Arrow (1963) ne conserve pas sa validité si le risque assurable et le risque non assurable sont positivement corrélés. En introduisant une fonction d'utilité *bi varié* au modèle de Doherty et Schlesinger (1983), Rey (2003) montre que la forme optimale du contrat d'assurance dépend non seulement de la corrélation entre les risques mais aussi de l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé.

Le fait que le risque de santé est exogène dans l'analyse de Rey (2003) implique qu'on ne puisse transposer directement ses résultats à des problèmes d'assurance santé.

L'objectif de cette section est de tester la robustesse de la proposition d'Arrow (1963).

On considère un agent confronté à trois risques :

- Un risque de santé faible
- Un risque de santé élevé
- Un risque non assurable

Les deux risques de santé sont suffisamment différents et c'est uniquement l'un des deux risques qui se réalisent. En donne l'exemple du risque de tumeur qui peut être bénin ou malin.

Le contexte risqué peut être décrit à travers six états de la nature pour les quels les niveaux d'utilité s'écrivent :

État 1 $\equiv$ aucun sinistre ne survient : $U(W_0, H_0)$.

État 2 $\equiv$ seul le risque de santé faible se réalise : $U(W_0 - c(L_F), H_0 - D_F + L_F)$.

État 3 $\equiv$ seul le risque de santé élevé se réalise : $U(W_0 - c(L_E), H_0 - D_E + L_E)$.

État 4 $\equiv$ seul le risque non assurable se réalise : $V(W_0, H_0)$.

État 5 $\equiv$ le risque de santé faible et le risque non assurable se réalisent : $V(W_0 - c(L_F), H_0 - D_F + L_F)$.

État 6 $\equiv$ le risque de santé élevé et le risque non assurable se réalisent : $V(W_0 - c(L_E), H_0 - D_E + L_E)$.

On note Π_i la probabilité d'occurrence de chaque état i (i = 1 ….4) telle que :

$\Pi_1 = 1 - p_F - p_E - p_2 + p_F\ p_{2/F} + p_E\ p_{2/E}$

$\Pi_2 = p_F - p_F\ p_{2/F}$

$\Pi_3 = p_E - p_E\ p_{2/E}$

$\Pi_4 = p_2 - p_F\ p_{2/F} - p_E\ p_{2/E}$

$\Pi_5 = p_F\ \ p_{2/F}$

$\Pi_6 = p_E\ p_{2/E}$

où p_F et p_E représentent respectivement la probabilité d'occurrence du risque de santé faible et élevé.

$p_{2/i}$: la probabilité conditionnelle de survenance du sinistre non assurable sachant que la perte de santé assurable (faible ou élevé) a eu lieu.

On considère deux polices d'assurances :

- Un contrat de franchise (le niveau de franchise est égal à $c(L_F)$)

$$F = \begin{cases} c(L_E) - c(L_F) & \text{dans l'état 3 et 6} \\ 0 & \text{dans les autres états} \end{cases}$$

- Un contrat de coassurance

$$C = \begin{cases} \alpha \ c(L_F) & \text{dans l'état 2 et 5} \\ \alpha \ c(L_F) + (1 - f(\alpha))[c(L_E) - c(L_F)] & \text{dans l'état 3 et 6} \\ 0 & \text{dans l'état 1 et 4} \end{cases}$$

Si l'assureur propose un contrat de coassurance, son profit sera égal :

État 1 $\equiv P$ avec Π_1

État 2 $\equiv P - \alpha\, c(L_F)$ avec Π_2

État 3 $\equiv P - [\alpha\, c(L_F) + (1- f(\alpha))\, [c(L_E) - c(L_F)]]$ avec Π_3

État 4 $\equiv P$ avec Π_4

État 5 $\equiv P - \alpha\, c(L_F)$ avec Π_5

État 6 $\equiv P - [\alpha\, c(L_F) + (1- f(\alpha))\, [c(L_E) - c(L_F)]]$ avec Π_6

Ainsi $E(\pi) = P - [\alpha\, c(L_F)\,(p_F + p_E) + (1- f(\alpha))\, [c(L_E) - c(L_F)]\, p_E]$

Or $E(\pi) = 0$

Donc $P = \alpha\, c(L_F)\,(p_F + p_E) + (1- f(\alpha))\, [c(L_E) - c(L_F)]\, p_E$ (3.13)

Si l'assureur propose un contrat de franchise, son profit sera égal :

État 1 $\equiv P$ avec Π_1

État 2 $\equiv P$ avec Π_2

État 3 $\equiv P - [c(L_E) - c(L_F)]$ avec Π_3

État 4 $\equiv P$ avec Π_4

État 5 $\equiv P$ avec Π_5

État 6 $\equiv P - [c(L_E) - c(L_F)]$ avec Π_6

Ainsi $E(\pi) = P - [c(L_E) - c(L_F)]\, p_E$

Or E(π) = 0 donc $P = [c(L_E)- c(L_F)]\, p_E$ (3.14)

Or la franchise et le contrat de coassurance sont proposés à une même prime d'assurance P donc $P = \alpha\ c(L_F)\ (p_F + p_E) + (1- f(\alpha))\ [c(L_E)- c(L_F)]\ p_E = [c(L_E)- c(L_F)]\ p_E$.
Par conséquence :

$$f(\alpha) = \left(\frac{\alpha C(L_F)}{C(L_E) - C(L_E)}\right)\left[1 + \frac{p_E}{p_F}\right]$$

Notons que F et C sont identiques lorsque $\alpha = f(\alpha) = 0$.

Afin d'évaluer le théorème d'Arrow, nous supposons que l'agent choisirait un contrat de coassurance.
La quantité optimale d'assurance α^* est telle que :

$$\begin{aligned}
\alpha^* = \arg\max_{\alpha} V(\alpha) = \ & \Pi_1\ \mathrm{U}(\mathrm{W}_0 - \mathrm{P}\ ,\ \mathrm{H}_0) + \Pi_2\ \mathrm{U}(\mathrm{W}_0 - \mathrm{P}\ -\ (1-\alpha)\, c(L_F),\ \mathrm{H}_0 - D_F + L_F) \\
& + \Pi_3\ \mathrm{U}\left(\mathrm{W}_0 - \mathrm{P}\ -\ \left(1 - \frac{p_F}{p_E}\alpha\right) c(L_L),\ \mathrm{H}_0 - D_L + L_L\right) \\
& + \Pi_4\ \mathrm{V}(\mathrm{W}_0 - \mathrm{P}\ ,\ \mathrm{H}_0) \\
& + \Pi_5\ \mathrm{V}(\mathrm{W}_0 - \mathrm{P}\ -\ (1-\alpha)\, c(L_F),\ \mathrm{H}_0 - D_F + L_F) \\
& + \Pi_6\ \mathrm{V}\left(\mathrm{W}_0 - \mathrm{P}\ -\ \left(1 - \frac{p_F}{p_E}\alpha\right) c(L_F) -,\ \mathrm{H}_0 - D_F + L_F\right) \qquad (3.15)
\end{aligned}$$

La condition de premier ordre associée à ce problème de maximisation s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned}
V'(\alpha) = \ & c(L_F)\, \Pi_2\ U_1(\mathrm{W}_0 - \mathrm{P}\ -\ (1-\alpha)\, c(L_F),\ \mathrm{H}_0 - D_F + L_F) \\
& - \left(\frac{p_F}{p_E}\right) c(L_F)\, \Pi_3\ U_1\left(\mathrm{W}_0 - \mathrm{P}\ -\ \left(1 - \frac{p_F}{p_E}\alpha\right) c(L_L),\ \mathrm{H}_0 - D_L + L_L\right) \\
& + \Pi_5\ c(L_F)\ V_1(\mathrm{W}_0 - \mathrm{P}\ -\ (1-\alpha)\, c(L_F),\ \mathrm{H}_0 - D_F + L_F) \\
& + \Pi_6\ \left(\frac{p_F}{p_E}\right) c(L_F)\ V_1\left(\mathrm{W}_0 - \mathrm{P}\ -\ \left(1 - \frac{p_F}{p_E}\alpha\right) c(L_F),\ \mathrm{H}_0 - D_F + L_F\right) \qquad (3.16)
\end{aligned}$$

Proposition 19 Un agent adversaire du risque préférera un contrat de franchise à un contrat de coassurance si une des trois conditions suivantes est respectée :

- $U_1 = V_1$
- $U_{12} = V_{12} = 0$
- $U_{12} < 0$ et $V_{12} > 0$

Preuve : le contrat de franchise est plus optimal que le contrat de coassurance si et seulement si $V'(0) \leq 0$.

$$V'(0) = c(L_F)\, p_F\, [U_1(W_0 - P - c(L_F), H_0 - D_F + L_F) - U_1\,(W_0 - P - c(L_F), H_0 - D_L + L_L)$$

$$-$$

$$V_1\,(W_0 - P - c(L_F), H_0 - D_F + L_F) - V_1\,(W_0 - P - c(L_F), H_0 - D_L + L_L)]\nu \quad (3.17)$$

La proposition 19 montre que la proposition d'Arrow ne conserve pas toujours sa validité lorsqu'il s'agit d'un risque de santé.

4.5 Conclusion

L'objectif de ce chapitre était de montrer qu'il est difficile de transposer directement les résultats traditionnels de l'économie de l'assurance à des problèmes d'assurance santé. Nous avons utilisé pour cela une fonction d'utilité *bi variée* qui dépend à la fois de la richesse et de la santé pour représenter les préférences d'un agent. Ce dernier fait face à un risque de santé et un risque non assurable. Pour ce deuxième risque, il peut s'agir d'un risque de perte de revenu consécutive à une baisse de l'activité pour un entrepreneur individuel ou à un risque d'accident.

Nous montrons, contrairement aux résultats de Rey (2003), que les principaux déterminants de la demande d'assurance sont non seulement la corrélation entre les deux risques et l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé mais aussi la manière dont la réalisation du risque non assurable affecte l'utilité marginale de la richesse. Ce résultat peut être utilisé pour amender le modèle d'assurance développé par Doherty et Schlesinger (1983). En effet, si on observe qu'un assuré, en présence d'une prime chargée, augmente sa couverture d'assurance santé lorsqu'il est également confronté à un risque non assurable négativement corrélé avec le premier risque, on peut en déduire que le modèle de Doherty et Schlesinger (1983) ne conserve pas sa validité lorsqu'il s'agit d'un risque de santé.

Chapitre 5

Le coût du risque de santé

5.1 Introduction

L'évaluation du coût du risque, introduite par Pratt (1964), a été fortement discutée et développée par la suite (Pratt et Zeckhauser (1987), Eeckhoudt et Rey (2003) et Abadie et Rey (2003)). Cependant, son application à des risques de santé n'a pas connu le même enthousiasme.

Notre objectif ici consiste à évaluer le coût du risque de santé d'un individu lorsqu'il est également confronté à un risque non pécuniaire tel que le risque d'environnement ou le risque d'accident. Cette évaluation nous renseigne sur les préférences individuelles en matière de soins de santé. On considère tous les cas de figure possibles quant au niveau de corrélation entre les deux risques.

L'objectif principal de ce travail est de répondre aux questions suivantes :

Comment l'existence du deuxième risque (le risque non pécuniaire) modifie-t-elle le coût du risque de santé par rapport au cas où ce risque existe de manière isolée?

L'introduction de ce deuxième risque joue-t-elle le rôle d'amplification du risque de santé?

L'intuition suggère que dans le cas de risques indépendants, l'introduction du deuxième risque modifie à la hausse le coût du risque de santé. Nous montrons que ce n'est pas toujours le cas et que l'existence du risque non pécuniaire peut jouer le rôle de couverture contre le risque de santé.

Afin de répondre à notre problématique, nous utilisons l'approximation de Pratt. Nous considérons uniquement le cas d'un risque de santé bénin car c'est un petit risque qui peut être infinitésimal.

Le chapitre est organisé comme suit. Le modèle est présenté dans la section 5.2. Dans la section 5.3, on examine le coût du risque de santé bénin isolé. Nous étudions, dans la section 5.4, le coût du risque de santé bénin en présence d'un risque non pécuniaire. Enfin, nous concluons le chapitre.

5.2 Le modèle

Soit un individu dont les préférences dépendent à la fois de son niveau de richesse (W) et de son stock de santé (H) représentées par une fonction d'utilité *bivariée* de type Von Neumann Morgenstern, continu, strictement croissante en la richesse et en la santé, au moins deux fois différentiable et concave tel que : U(W,H) vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $U_1 > 0$, $U_2 > 0$, $U_{11} < 0$, $U_{22} < 0$ et $U_{11}\, U_{22} - (U_{12})^2 > 0$.

Au début de la période, cet individu, doté d'une richesse initiale certaine W_0 et d'un stock de santé initial H_0 est soumis à un risque de santé. Il peut devenir malade avec une probabilité p_1, auquel cas son stock de santé avant traitement est réduit à H_2 (avec $H_0 > H_2$)

L'écart entre H_0 et H_2 reflète la gravité potentielle de la maladie. En cas de maladie, l'individu a recours au système de soins. y est l'intensité de ce recours, qui restaure le stock de santé d'un niveau $m(y)$. Le prix unitaire de y est noté θ.

On suppose que : $m_y > 0$ et $m_{yy} < 0$. Ces conditions signifient que l'effet du traitement croit avec le recours aux soins curatifs et que le rendement marginal de ce recours est décroissant.

L'individu peut, également, entreprendre des traitements préventifs secondaires. Cette décision est prise au début de la période avant que l'incertitude sur l'état de santé ait été déterminée.

la prévention secondaire –ou l'auto-assurance – n'affecte pas la probabilité de survenance de la maladie mais son degré de gravité ou d'extension. Ce type de prévention permet de détecter assez tôt les maladies et augmente l'efficacité des traitements curatifs, ce qui permet de réduire les conséquences dommageables d'une pathologie sur l'état de santé de l'individu. Soit z l'intensité de la prévention secondaire, σ son prix unitaire et $h(z)$ une fonction qui indique l'impact de z sur l'état de santé.

On suppose que $h_z > 0$ et $h_{zz} < 0$, ce qui signifie que l'effort de prévention secondaire réduit les conséquences dommageables de la maladie et que le rendement marginal de cet effort est décroissant.

Nous supposons, tout au long de ce travail, que l'individu est confronté uniquement à un risque de santé bénin. Contrairement à un risque malin, un risque est dit bénin si l'individu recouvre son état de santé initial après recours aux soins.

De manière formelle, un risque de santé est dit malin si $H_2 + m(y) + h(z) < H_0$ et bénin si $H_2 + m(y) + h(z) = H_0$.

Il est à noter d'un point de vue empirique que $U_{12} < 0$ est l'hypothèse la plus vraisemblable pour des risques non sévères (Evans et Viscusi, 1991). Cette dernière hypothèse signifie qu'un euro supplémentaire est plus apprécié par un individu en mauvaise santé qu'un individu en bonne santé.

Avec la probabilité p_2, l'individu est confronté à un deuxième risque, qualitatif et non monétaire, qualifié pour cette raison de risque non pécuniaire. De manière analogue à la perte d'un bien irremplaçable (Cook et Graham (1977)), la réalisation du risque non pécuniaire se traduit par une perte d'utilité. On note V(W,H) le niveau d'utilité retiré d'un niveau de richesse W et d'un stock de santé H lorsque le risque non pécuniaire se réalise.

V(W,H) vérifie les hypothèses usuelles suivantes : $V_1 > 0$, $V_2 > 0$, $V_{11} < 0$, $V_{22} < 0$, $V_{11} V_{22} - (V_{12})^2 > 0$, $V_{12} < 0$ et $V(W,H) < U(W,H)$. Cette dernière hypothèse signifie que, à richesse et état de santé donnés, l'individu retire une utilité toujours plus faible suite à la réalisation du sinistre non pécuniaire.

Nous supposons, également, que l'individu recours à la fois à la médecine curative et préventive.

Le contexte risqué peut être décrit à travers quatre états de la nature pour lesquels les niveaux d'utilité s'écrivent :

État 1 $\equiv$ aucun sinistre ne survient : $U(W_0 - \sigma z, H_0)$.

État 2 $\equiv$ seul le risque de santé se réalise : $U(W_0 - \sigma z - \theta y, H_2 + h(z) + m(y))$.

État 3 $\equiv$ seul le risque non pécuniaire se réalise : $V(W_0 - \sigma z, H_0)$.

État 4 $\equiv$ les deux risques se réalisent simultanément : $V(W_0 - \sigma z - \theta y, H_2 + h(z) + m(y))$.

On note Π_i la probabilité d'occurrence de chaque état i (i = 1 ….4) tel que :

$\Pi_1 = 1 - p_1 - p_2 + p_1 p_{2/1}$

$\Pi_2 = p_1 (1 - p_{2/1})$

$\Pi_3 = p_2 - p_1 p_{2/1}$

$\Pi_4 = p_1 p_{2/1}$

Avec $p_{2/1}$: la probabilité conditionnelle de la perte non pécuniaire sachant que la perte de santé est réalisée (Théorème de Bayes).

En ce qui concerne la corrélation entre les deux risques, nous considérons tous les cas de figure possibles : les deux risques peuvent être indépendants ($p_2 = p_{2/1}$) , positivement corrélés ($p_2 < p_{2/1}$) ou négativement corrélés ($p_2 > p_{2/1}$).

Nous n'imposons aucune restriction quant à la variation de l'utilité marginale (de richesse ou de santé) en fonction de la réalisation du risque non pécuniaire. Ainsi, tous les cas sont possibles :

- La perte d'utilité consécutive à la réalisation du risque non pécuniaire ne modifie pas l'utilité marginale de la richesse ou de la santé : U_W (W,H) = V_W (W,H) ou U_H (W,H) = V_H (W,H)

- La perte d'utilité consécutive à la réalisation du risque non pécuniaire diminue l'utilité marginale de la richesse ou de la santé : U_W (W,H) < V_W (W,H) ou U_H (W,H) < V_H (W,H)

- La perte d'utilité consécutive à la réalisation du risque non pécuniaire augmente l'utilité marginale de la richesse ou de la santé : U_W (W,H) > V_W (W,H) ou U_H (W,H) > V_H (W,H)

Sous ces hypothèses, l'utilité espérée de l'agent s'écrit :

$$\begin{aligned} E[U] = {} & \Pi_1 \ \mathrm{U}(\mathrm{W}_0 - \sigma\ z\ ,\ H_0) + \Pi_2 \ \mathrm{U}(\mathrm{W}_0 - \sigma\ z - \theta\ y\ ,\ H_2 + h(z) + m(y)) \\ & + \Pi_3 \ \mathrm{V}(\mathrm{W}_0 - \sigma\ z\ ,\ H_0) + \Pi_4 \ \mathrm{V}(\mathrm{W}_0 - \sigma\ z - \theta\ y\ ,\ H_2 + h(z) + m(y)). \end{aligned} \qquad (3.18)$$

5.3 Coût du risque de santé bénin isolé

Par définition, le coût du risque de santé correspond au montant monétaire que l'individu est prêt à payer pour s'en débarrasser.

Dans cette section, nous formulons le coût du risque de santé si l'individu n'était soumis qu'à ce risque là.

On note λ^0 : le coût du risque de santé bénin isolé tel que :

$$(1 - p_1)\, U(W_0 - \sigma\, z,\ H_0) + p_1\, U(W_0 - \sigma\, z - \theta\, y,\ H_2 + h(z) + m(y)) = U(W_0 - \lambda^0,\ H_0)$$
(3.19)

En opérant par approximation d'une fonction à deux variables autour du point $(W_0 - \sigma z,\ H_0) = (W_1,\ H_0)$ de l'équation (3.19), nous obtenons pour des petits risques de santé :

$$\lambda^0 \cong p_1 \theta\ y^* + p_1\ (H_0 - H_2 - m(y^*) - h(z^*))\ \frac{U_2(W_1, H_0)}{U_1(W_1, H_0)} - \frac{1}{2(1-p_1)} \sum_{i=1}^{2} \sum_{j=1}^{2} \sigma_{ij}\ \frac{U_{ij}(W_1, H_0)}{U_1(W_1, H_0)}$$

(3.20) Or le risque de santé est bénin ($H_0 = H_2 + m(y^*) + h(z^*)$) donc l'équation (3.20) se réécrit de la manière suivante :

$$\lambda^0 \cong p_1 \theta\, y'^* - \frac{1}{2(1-p_1)} \sum_{i=1}^{2} \sum_{j=1}^{2} \sigma_{ij}\ \frac{U_{ij}(W_1, H_0)}{U_1(W_1, H_0)} \qquad (3.21)$$

où $y^* = \arg \max\limits_{y}\ U(W_0 - \sigma\ z - \theta\ y,\ H_2 + h(z) + m(y))$ représente le choix optimal curatif.

$z^* = \arg \max\limits_{z} (1 - p_1)\, U(W_0 - \sigma\ z,\ H_0) + p_1\ U(W_0 - \sigma\ z - \theta\ y^*,\ H_2 + h(z) + m(y^*))$ représente le choix optimal préventif.

σ_{ij} représente la matrice de variance-covariance des risques de santé et de richesse.

Le coût du risque de santé bénin dépend de la perte de richesse provoquée par le recours aux soins curatifs [$p_1 \theta\ y'^*$] et de la mesure matricielle d'aversion au risque *multivariée* $\left[\frac{-U_{ij}}{U_1}\right]$.

5.4 Coût du risque de santé bénin en présence d'un risque non pécuniaire

Dans cette section, l'individu est aussi soumis à un deuxième risque non pécuniaire.

Notons λ^1 le coût du risque de santé dans ce contexte. λ^1 est tel que :

$$E[U] = (1 - p_2)\, U(W_0 - \lambda^1, H_0) + p_2\ V(W_0 - \lambda^1,\ H_0) \qquad (3.22)$$

où $E[U]$ est définie par l'équation (3.18).

La question à laquelle nous voulons répondre ici est la suivante. L'existence d'un deuxième risque non monétaire modifie-t-il le coût du risque de santé bénin par rapport au cas où ce risque existe de manière seul? Formellement, λ^1 est-il supérieur, égal ou inférieur à λ^0 ? L'intuition suggère que dans le cas de risques indépendants, l'introduction du deuxième risque ne modifie pas le coût du risque de santé bénin.

Afin de répondre à cette question, nous allons exprimer l'espérance d'utilité de l'individu en faisant apparaître l'interaction possible entre les deux risques. L'équation (3.18) peut s'écrire :

$$\begin{aligned} E[U] = \{ & p_1[(1-p_2)\,U(W_0-\sigma z-\theta y,\ H_2+h(z)+m(y)) \\ & + p_2\,V(W_0-\sigma z-\theta y,\ H_2+h(z)+m(y))] \\ & + (1-p_1)[(1-p_2)\,U(W_0-\sigma z,\ H_0)+p_2\,V(W_0-\sigma z,\ H_0)]\} \\ + \{ & p_1(p_{2/1}-p_2)\ [U(W_0-\sigma z,\ H_0)-V(W_0-\sigma z,\ H_0)-U(W_0-\sigma z-\theta y,\ H_2+h(z)+m(y)) \\ & + V(W_0-\sigma z-\theta y,\ H_2+h(z)+m(y))]\} \quad (3.23) \end{aligned}$$

Soit les fonctions Z , A et F définies de la manière suivante :

$$Z(W, H) = (1-p_2)\,U(W, H) + p_2\,V(W, H)$$

$$\begin{aligned} A(p_{2/1},W,H) = p_1(p_{2/1}-p_2)\,[& U(W_0-\sigma z,\ H_0)-V(W_0-\sigma z,\ H_0) \\ & - U(W_0-\sigma z-\theta y,\ H_2+h(z)+m(y)) \\ & + V(W_0-\sigma z-\theta y,\ H_2+h(z)+m(y))] \end{aligned}$$

$$F(W,H) = U(W, H) - V(W, H).$$

A partir de ces trois fonctions, on peut réécrire l'équation (3.23) comme suit :

$$E[U] = p_1\,Z(W_0-\sigma z-\theta y,\ H_2+h(z)+m(y)) + (1-p_1)\,Z(W_0-\sigma z,\ H_0) + A(p_{2/1},W,H)$$
(3.24)

où $A(p_{2/1},W,H) = p_1(p_{2/1}-p_2)[F(W_0-\sigma z,\ H_0)-F(W_0-\sigma z-\theta y,\ H_2+h(z)+m(y))]$

Or le risque de santé est bénin ($H_0 = H_2 + m(y^*) + h(z^*)$) donc

$$A(p_{2/1},W,H) = p_1(p_{2/1}-p_2)[F(W_0-\sigma z,\ H_0)-F(W_0-\sigma z-\theta y,\ H_0)]$$

L'espérance d'utilité de l'individu s'écrit alors comme la somme de deux termes :

* p_1 Z(W_0 - σ z - θ y , $H_2 + h(z) + m(y)$) + (1 - p_1) Z(W_0 - σ z , H_0) correspond à l'expression de l'utilité espérée de l'individu lorsque les risques sont indépendants.

* Le deuxième (A($p_{2/1}$,W,H)) représente les effets possibles de l'interaction entre les risques.

Si on suppose que la fonction Z présente le même degré d'aversion absolue au risque que U alors d'après l'équation (3.19), l'équation (3.24) se réécrit de la manière suivante :

$$E[U] = \mathrm{Z}(W_0 - \lambda^0 ,\ H_0) + \ \mathrm{A}(\ p_{2/1},\mathrm{W,H}) \qquad (3.25)$$

D'autre part, l'équation (3.22) peut s'écrire :

$$E[U] = \mathrm{Z}(W_0 - \ \lambda^1 ,\ H_0) \qquad (3.26)$$

D'après les équations (3.25) et (3.26), on a :

$$\mathrm{Z}(W_0 - \lambda^0 , H_0) + \ \mathrm{A}(\ p_{2/1},\mathrm{W,H}) = \mathrm{Z}(W_0 - \ \lambda^1 ,\ H_0) \qquad (3.27)$$

D'après l'équation (3.27), on peut établir la proposition suivante :

Proposition 20

Si F est une fonction constante à la fois en W et H alors $\lambda^1 = \lambda^0$ $\forall$ la corrélation entre les risques.

Si F croit à la fois en W et H alors $\lambda^1 \begin{cases} = \lambda^0 \text{ si } p_{2/1} = p_2 \\ > \lambda^0 \text{ si } p_{2/1} < p_2 \\ < \lambda^0 \text{ si } p_{2/1} > p_2 \end{cases}$

Si F décroît à la fois en W et H alors $\lambda^1 \begin{cases} = \lambda^0 \text{ si } p_{2/1} = p_2 \\ > \lambda^0 \text{ si } p_{2/1} > p_2 \\ < \lambda^0 \text{ si } p_{2/1} < p_2 \end{cases}$

Si les risques ne sont pas interactifs (A($p_{2/1}$,W,H) = 0) alors l'existence du risque non pécuniaire ne modifie pas le coût du risque de santé bénin par rapport à la situation où ce risque existe de manière isolée. Par contre, si A($p_{2/1}$,W,H) > 0 (resp. A($p_{2/1}$,W,H) < 0) alors l'introduction du risqué non pécuniaire modifie à la baisse (resp. à la hausse) le coût du risque de santé bénin .

On remarque bien que l’impact d’un risque non pécuniaire sur le coût d’un risque de santé bénin dépend de la manière dont la réalisation du risque non pécuniaire affecte l’utilité marginale de la richesse. Ainsi, si la perte d’utilité consécutive à la réalisation du risque non pécuniaire ne modifie pas l’utilité marginale de la richesse alors le coût du risque de santé bénin reste inchangé, et ceci, quel que soit la corrélation entre les deux risques. Par contre, si la perte d’utilité consécutive à la réalisation du risque non pécuniaire diminue (resp. augmente) l’utilité marginale de la richesse alors l’introduction de ce risque modifie à la hausse (resp. à la baisse) le coût du risque de santé bénin lorsque les deux risques sont positivement corrélés.

On constate, en outre, que la manière dont la réalisation du risque non pécuniaire affecte l’utilité marginale de la santé n’intervient pas dans l’impact de ce risque sur le coût d’un risque de santé bénin et que seules les conséquences monétaires des soins sont prises en compte.

5.5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons analysé le coût du risque de santé dans un contexte où un individu fait face à deux risques de nature différente : un risque de santé et un risque non assurable. Pour ce deuxième risque, il peut s’agir d’un risque de perte de revenu consécutive à une baisse de l’activité pour un entrepreneur individuel ou à un risque d’accident. Nous avons utilisé pour cela une fonction d’utilité *bi variée* qui dépend à la fois de la richesse et de la santé pour représenter les préférences d’un agent.

Dans le cas de risques indépendants, alors que l’intuition suggère que la présence du risque non assurable modifie à la hausse le coût du risque de santé, nous montrons que ce n’est pas toujours le cas. Le résultat dépend de l’impact de risque non pécuniaire sur l’utilité marginale de la richesse. Une voie de recherche future est d’examiner le coût du risque de santé malin et de le comparer avec celui du risque de santé bénin en présence d’un risque non pécuniaire.

Conclusion générale

La médecine distingue essentiellement deux grands types de soins préventifs. Les soins préventifs primaires - ou auto-protection - ont pour objectif de réduire la probabilité d'occurrence de la maladie et les soins préventifs secondaires - ou auto-assurance - ont pour but de réduire la gravité ou l'étendue de la maladie. Une large littérature, en économie de la santé, examine l'interaction entre la médecine curative et la prévention primaire et secondaire, en utilisant une fonction d'utilité *uni variée*. Cependant, le fait l'objectif du décideur est représenté par une fonction d'utilité unidimensionnelle implique qu'on ne puisse transposer directement ses résultats à des prises de décision médicale car une maladie affecte non seulement la santé d'un individu mais aussi sa richesse via le recours aux soins. Afin de remédier à cette limite, nous examinons, dans la première partie de cette thèse, la relation entre la médecine curative et l'activité préventive, et ce, en utilisant une fonction d'utilité *bi variée* qui dépend à la fois de la richesse et de la santé. Nous montrons que la relation entre les soins dépend essentiellement de l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé. Nous remarquons que la prévention secondaire optimale dépend essentiellement de la prudence et de l'impact de la prévention secondaire sur l'état de santé.

Nous montrons que les principaux déterminants du choix de financement des soins par le régulateur sont le degré de l'aversion vis-à-vis du risque de richesse de l'assuré, la relation entre les activités médicales et la nature du risque de santé.

Si la littérature en économie de la prévention fait état d'un grand nombre de travaux et d'applications sur la prévention, l'hypothèse la plus communément admise est que l'individu peut recourir uniquement à la prévention primaire et secondaire. Or cette hypothèse est restrictive car elle néglige la prévention tertiaire. D'autre part, une large littérature en économie de la santé examine les choix de santé en utilisant un modèle mono-périodique et en se basant sur la théorie de l'espérance d'utilité. En réponse à ces limites, nous étudions, dans la deuxième partie de cette thèse, la prévention tertiaire, et ce, en utilisant un modèle inter temporel sous la théorie duale de risque. Nous montrons, d'une part, que la prévention tertiaire et la médecine curative sont deux soins complémentaires et d'autre part, que le choix préventif tertiaire optimal est insensible à l'activité préventive primaire. Par contre, l'effort préventif primaire optimal réagit au niveau retenu pour la prévention tertiaire. Nous montrons, également, que l'augmentation du degré de pessimisme n'a aucun effet sur la prévention tertiaire pour un niveau de soins curatifs constant. Cependant, l'impact de l'augmentation du degré de pessimisme sur la prévention primaire, pour un niveau de soins préventifs tertiaire constant, dépend de la probabilité d'occurrence de la maladie.

La littérature en économie de l'assurance a été fortement influencée par trois célèbres propositions. La première proposition est le principe de Bernoulli qui suggère qu'un agent risquephobe choisit une couverture complète si la prime d'assurance est actuarielle. La deuxième est la proposition de Mossin-Smith (1968) qui suggère qu'un agent risquephobe choisit une couverture partielle si la prime d'assurance est chargée. La dernière proposition est le théorème d'Arrow (1963). Ce dernier montre qu'un individu risquephobe préférera systématiquement un contrat de franchise plutôt qu'un contrat de coassurance. Cependant, ces trois propositions reposent sur deux hypothèses restrictives. D'une part, elles ne conservent leur validité que dans un cadre limité où il y a une seule source d'incertitude. D'autre part, l'objectif du décideur est représenté par une fonction d'utilité unidimentionnelle. Nous amendons, au début de la dernière partie de cette thèse, ces trois célèbres propositions. Nous utilisons pour cela une fonction d'utilité *bi variée* qui dépend à la fois de la richesse et de la santé pour représenter les préférences d'un agent. Ce dernier fait face à un risque de santé et un risque non assurable. Pour ce deuxième risque, il peut s'agir d'un risque de perte de revenu consécutive à une baisse de l'activité pour un entrepreneur individuel ou à un risque d'accident. Nous montrons que l'attention que portent les assurés à leur état de santé peut leur inciter à choisir une couverture complète contre le risque de santé même si la prime d'assurance est chargée ainsi il est difficile de transposer directement les résultats traditionnels de l'économie de l'assurance à l'analyse des marchés d'assurance maladie. Nous examinons, à la fin de la dernière partie de cette thèse, l'impact de l'introduction d'un risque non pécuniaire sur le coût du risque de santé. Nous montrons que l'existence du risque non pécuniaire peut jouer le rôle de couverture contre le risque de santé.

Dans une perspective théorique, notre thèse a cherché à montrer que les économistes pouvaient offrir une contribution aux acteurs de la santé sur l'intérêt de la prévention. Notre recherche pourra, d'une part, servir de base de réflexion dans la détermination de l'indemnisation optimale à accorder aux assurées contre un risque de santé et, d'autre part, contribuer à une allocation optimale du budget de l'état, destiné à promouvoir la santé publique, entre la médecine curative et préventive.

Bibliographie

Allais M. (1953), “Le Comportement de l’Homme Rationnel devant le Risque”, *Econometrica,* 21, 503-546.

Ambarish R. et Kallberg J.G (1987) , “Multivariate risk premiums”, *Theory and Decision, 22, 77-96.*

Ami et Leblanc (2000), “Consentements à payer pour une réduction du risque”, *Revue d’Economie politique, 110, 6, nov-déc 2000.*

Arrow K. J. (1965), "Aspects of the theory of risk-bearing". Reprinted in K. J.Arrow,1970, *Essays in the theory of risk-bearing*, North-Holland.

Ando A. et Modigliani F. (1963), "The life cycle hypothesis of saving: aggregate implications and tests". American Economic Review, pp. 58-84.

Arrow K. J. (1963), “Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care”, *American Economic Review* 53, 941-973.

Bardey D. (1999), “Analyse des phénomènes de risqué moral ex ante sur les marches d’assurance”, Document de travail.

Bardey D. (2001), “Nouvelle réglementation du secteur de la médecine ambulatoire : paiement à l’acte et tarification à la pathologie”, Congrès de l’AFSE, Paris.

Bardey D. et Morand P-H (2001), “Health Insurance, Auction and Competition”, Journaux de Microéconomie Appliquées, Nancy.

Bardey D. et Pichetti S. (2000), “Estimation de l’efficience des dépenses de santé à l’échelon départmental”, Document de travail Crese.

Baumgardner J. (1991), “The interaction between forms of insurance contract and Types of Technical Change in Medical Care”, Rand Journal of Economics, vol 32, n1, p35-53.

Beau P. (1999), “Peut-on comparer les performances des systèmes de santé?”, Espace social européen n : 485, Galerie sociale.

Beau P. et Lanslalut G. (1999), “Régionalisation de la santé, un débat francais inévitable”, Espace social européen n : 459, Galerie sociale.

Bernoulli D. (1783), “Specimen theoriae novae de mensura sortis”, dans Commentari academiae csientarum petropolitanae, Saint-Petersbourg, 5, 175-192. Traduction anglaise (L. Sommer) : “Exposition of a new theory on the measurement of risk”, Econometrica, 22, 1954, 23-36.

Bien F. (2003), “Assurance maladie et risqué moral : une note sur l’incidence du type de risqué”, *Mimeo* THEMA Université Paris X-Nanterre.

Bleichrodt, Crainich et Eeckhoudt (2003) , “ The effect of comorbiditird on treatment decisions”, *Journal of Health Economics*, 22, 805-820.

Briys E. (1985), “Investment portofolio behavior of non-life insurers : an utility analysis”, *Insurance Mathematics and Economics,* 4, 93-98.

Briys E. (1996), “Demande d’assurance et microéconomie de l’incertain”, Presses Universitaires de France, 151 pp.

Briys E. , Dionne G. et Eeckhoud L. (1989), “More on insurance as a giffen good”, *Journal of Risk and Uncertainty,* 2, 415-420.

Briys E. , Eeckhoud L. et Loubergé H. (1989), “Endogenous risks and the risk premium”, *Journal of Risk and Uncertainty,* 2, 415-420.

Briys E. , Kahane Y. et Kroll Y. (1988), “Voluntary insurance coverage, compulsory insurance and risky-riskless portfolio opportunities”, *Journal of Risk and Insurance,* 713-718.

Briys E. et Schlesinger H. (1990), “Risk aversion and the propensities for self-insurance and self-protection”, *Southern Economic* Journal, 57, 458-467.

Briys E. et Schlesinger H. and Schuenburg, J.-M. Graf v.d (1991), “Reliability of Risk Management: Market Insurance, Self-Insurance and Self-Protection Reconsidered”, *Geneva Papers on Risk and Insurance Theory, 16,45-58.*

Brookshire D. et al. (1985), “A test of the expected utility model: evidence from earthquake risks”, *Journal of Political Economy*, 93, 369-389.

Caperaa P et Eeckhoudt L. (1975), “Delayed risks and risk premiums”, *Journal of Financial Economy*, 2, 309-320.

Carhy, Chilton et alii (1999), “On the Contingent valuation of safety and the safety of contingent valuation: Part2”, *Journal of risk and uncertainty*, 17:3 pp 187-213.

Chalfant J.A et Finkelshtain I. (1993), “Portofolio choices in the presence of other risks”, *Management Science*, vol. 39, n:8, pp. 925-936.

Chateauneuf A. et Cohen M. (1994), “Risk seeking with diminishing marginal utility in non-expected utility model”, *Journal of Risk and Uncertainty,* 9, 77-91.

Chew S.H. (1983), “A generalization of the quasilinear mean with applications to the measurement of income inequality and decision theory resolving the Allais paradox”, *Econometrica,* 51, 1065-1092.

Chiappori PA. et Salanié B. (1996), “Empirical Contrat Theory: The Case of Insurance Data”, *CREST*, n:9639.

Chiappori PA. et Salanié B. (1997), “Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets”, *CEPR.*

Cichetti C. et Dubin J. (1994), “A microeconometric analysis of risk aversion and the decision to self-insure”, *Journal of Political Economy*, 102(1), 169-186.

Cohen M (1995), “Risk aversion in expected and non-expected utility models”, *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, 20, 73-91.

Cohen M., Jaffray J. –Y et Said T. (1987), "Experimental comparaison of individual behavior under risk and under uncertainty for gains and for Losses", *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 39, pp. 1-22.

Culter D. M., Zeckhauser R. J. (2000), "The Anatomy of Health Insurance" in : *Handbook of Health Economics*.

Cook et Graham (1977), “The demand for insurance and protection : the case of irreplaceable commodities”, *Quarterly journal of economics* 143-156.

Courbage C. (1997), “Demande de soins préventifs et curatifs : une étude dans le cadre de la théorie de l’utilité espérée et de la théorie duale du risque”, *Cahiers du Département d’Economie Politique,* Université de Genève, n :97.04.

Courbage C. (1998), “Multivariate risk premium and its relations to partial multivariate risk premiums”, *Cahiers du Département d’Economie Politique,* Université de Genève, n :98.01.

Courbage C. (1999), “Prime de risque et soins de santé”, *Actualité économique*, 75, 4, 665-675.

Courbage C. (2001), "On bivariate risk premia", *Theory and decision*, 50, pp.29-34.

Courbage C. (1999) , “Risque, Santé et Prévention”, Thèse pour le doctorat en Sciences Economiques, Université Montpellier 1.

Courbage C. et Rey B. (2006), "Prudence and optimal prevention for health risks", *Heath Economics*, 15.

Dardanoni V. et A. Wagataff (1989), "Uncertainty and the demand for medical care" , *Journal of Health Economics* 9 (1990) 23-38.

Debreu G. (1976) , “Least concave utility functions”, *Journal of Mathematical Theory*, vol 3, 121-129.

Demers F. et Demers M (1990), “Price Uncertainty, The Competitive Firm and the Dual Theory of Choice under Risk”, *European Economic Review*, 34, 1181-1199.

Demers F. et Demers M (1991), “Multivariate risk aversion and uninsuranbe risk: theory and applications”, *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, 16, 7-43.

Demers F. et Demers M (1992),“Saving under uncertainty: a bivariate non-expected utility approach”, *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, 17: 1, 61-75.

Di mauro C. et Maffioletty A. (1996), "An Experimental Investigation of Ambiguity on the Valuation of Self-Insurance and Self-Protection", *Journal of Risk and Uncertainty,* 13, pp.53-71.

Di mauro C. et Maffioletty A. (2001), "The Valuation of Insurance under Uncertainty: Does Information about Probability Matter?", The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory, 26, pp.195-224.

Dionne G . et L. Eeckhoudt L. (1985), "Self-insurance , self-protection and increased risk aversion", *Economics Letters* , 17 :39-49.

Doherty N. et L. Eeckhoudt L. (1995), "Optimal Insurance without Expected Utility: the dual theory and the linearity of insurance contracts", *Journal of Risk and Uncertainty,* 10, 157-179.

Doherty N., Loubergé H. et Schlesinger H. (1987), "Additive and multiplicative risk premiums with multiple sources of risk", *Scandinavian Actuarial Journal,* 41-49.

Doherty N. et Schlesinger H. (1983), “A note on risk premium with random initial wealth”, *Insurance*: *Mathematics and Economics*, 5, 183-185.

Doherty N. et Schlesinger H. (1990), “Rational insurance purchasing: consideration of contract nonperformance”, *Quarterly journal of economics*, 105, 143-153.

Doherty N. et Schlesinger H. (1983), “Optimal Insurance in incomplete markets” , *journal of political economy* 91: 1045-1054.

Doherty N. et Schlesinger H. (1983), “Optimal Insurance in incomplete markets” , *journal of political economy* 91: 1045-1054.

Drèze J.H. et Modigliani F. (1972), “Consumption decisions under uncertainty”, *journal of Economic Theory*, 5, 308-335.

Ducan G.T. (1977), “A matrix measure of multivariate local risk aversion”, *Econometrica,* vol. 45, pp. 895-903.

Dupuis A. et Langlais E.(1977), “The basis analytics of insurance demand and the rank dependant expected utility model”, *Finance,* vol. 18, n 1, 47-76.

Eeckhoudt L. , Godfroid P. et Marchand M. (1998) ,"Risque de santé , médecine préventive et médecine curative", *Revue d'Economie politique* , 108,3, 321-337.

Eeckhoud L. , Godfroid P. et Marchand M. (2000), " Le subventionnement des médecine curative et préventive", *Revue d'Economie politique*, 110, 4, 483 -492.

Eeckhoud L. et Gollier C. (2005), “ The impact of prudence on optimal prevention”, *Eco Theory,*26(4) : 989-994.

Eeckhoudt L. et Rey B (2004) , “Coût du risque et risques interactifs”, *Revue d'Economie politique*, 114, 6, 779 - 791.

Eeckhoudt L .et Kimball M. (1992), “Background risk, prudence and the demand for insurance”, dans G. Dionne (ed.), (1992), Contributions to Insurance Economics, Kluwer Academic Publishers, 239-254

Eeckhoudt L. , Meyer J et Ormiston M (1997), “The onteraction between the demans for insurance and insurable assets”, *Journal of Risk and Uncertainty,* 14: 25-39,25-39.

Ehlrich I. et Becker G. (1972), "Market Insurance, self-Insurance and Self-protection" , *Journal of Political Economy*, 40, p. 623-648.

Ellsberg D. (1961), "Risk, ambiguity and the Savage axiom" , *Quarterly Journal of Economics, 75, 643-649.*

Evans W.N., W.K . Viscusi (1991), "Estimation of state dependent utility function using survey data ", *Review of economics and statistics* , 73 , 94-104.

Flochel L. et B. Rey (2002), " Health care demand and health insurance", *Mimeo* GATE (Groupe d'Analyse et de Théorie Economique).

Gilboa I. (1987), "Expected utility with purely subjective non-additive probabilities" , *Journal of Mathematical Economics*, 16, 65-88.

Gollier C. et Pratt J.W (1996), "Risk vulnerability and the tempering effect of background risk" , *Economitrica*, 64, 1109-1123.

Godfroid P (1996), "Deux essais sur la valeur économique de la prévention" , Thèse de Doctorat, Mons (Belgique), 124 p.

Grether D. et Plott C. (1979), "Economic theory of choice and the preference reversal phenomenon" , *American Economic Review*, 69, 623-638.

Grossman M. (1972), "On the concept of health capital and the demand for health" , *Journal of Political Economy*, 80, 223-255.

Hadar J. et Séo T.K (1995), "Asset diversifications in Yaari's dual theory" , *European Economic Review*, 39, 1171-1180.

Hiebert L.D. (1989), "Optimal loss reduction and increases in risk aversion" , *Journal of Risk and Insurance*, June, 300-306.

Jaffray J.Y. (1988), "An axiomatic model of choice under risk which is compatible with the certainty effect" , *dans B. Munier ed*, Risk, Decision and Rationality, D. Reidel, Dordrecht/Boston, 1988 313-325.

Jaleva M. (1997), "Demand for insurance with imprecise probabilities" , *Finance,* vol 1, 101-114.

Karni E. (1979),"On multivariate risk aversion", *Econometrica,* 47 pp. 1391-1401.

Kahneman D. et Tversky A. (1979), "Prospect Theory: An analysis of decision under risk", *Econometrica*, 47, pp.263-291.

Kihlstorm R.E. et Mirman L. J. (1974), "Risk aversion with many commodities", *Journal of Economic Theory*, 8 pp. 361-388.

Mcclelland G.H., Schulze W. D. et Coursey D.L. (1993),"Insurance for low-probability hazards: a bimodal response to unlikely events", *Journal of Risk and Uncertainty*, 7, 1, pp. 95-116.

Paroush J. (1975), "Risk premiums with many commodities", *Journal of Economic Theory*, 11, 283-286.

Pauly M. (1974), "Overinsurance and public provision of insurance", *Quarterly Journal of Economics*, 88, 44-62.

Pratt J. W., (1964), "Risk aversion in the small and in the large", *Econometrica*, 32 pp.122-136.

Pratt et Zeckhauser (1987), “proper risk aversion” , *Econometrica*, 55 : 143-154.

Mossin J (1968), "Aspects of rational insurance purchasing" , *journal of political economy* 76: 553-568.

Quiggin J. (1982), "A Theory of Anticipated Utility" , *Journal of Economic Behavior and Organisation,* 3,323-343.

Razgallah M.A. (2004), "Demande de soins curatifs, auto-protection et auto-asssurance", *Mimeo* GATE.

Razgallah M.A. (2005), "The Demand for health Insurance in a multirisk context", *Mimeo* GATE.

Rey B. (2003), “A Note on Optimal Insurance in the presence of a Nonpecuniary Background Risk”, *Theory and Decision* Vol. 54 n : 1.

Rey B. et Abadie L. (2003), “Réduction de risque dans un contexte Multirisque”.

Rey B. (2000), "Disposition à payer et risque de santé", *Journal AFSE, Marseille,* 8 mai 2000, 16 pages.

Richard S.F (1975), "Mutivariate risk aversion, utility independence and separable utility functions", *Management Science,* vol.21,12-21.

Ross S. (1981), "Some stronger measures of risk aversion in the small and in the large with applications", Econometrica, vol. 49, 621-638.

Roth A.E. et Kagel J.H. (1995) “The Handbook of Experimental Economic”, *Princeton University Press.*

Rothschild M. et Stiglitz J.E (1970), "Increasing risk I: a definition", *Journal of Economic Theory*, 2, 225-243.

Sandmo A. (1971), "On the theory of the competitive firm under price uncertainty", American Economic Review, 66, 65-73.

Smith V. (1968), "Optimal Coverage" , *Journal of Political Economy* 76: 68-77.

Schlesinger H. (1997), “Insurance demand without the expected-utility paradigm”, *Journal of Risk and Insurance*, 64, 19-39.

Schmeidler D. (1984), “Subjective probability and expected utility without additivity”, *IMA preprint series, Unversity of Minesota, 1984.*

Schoemaker P. (1982), “The expected utility model: its variants, purposes, evidence and limitations”, *Journal of Economic Liteature*, 20, 529-563.

Schulenburg M. (1986), “Optimal insurance purchasing in the presence of compulsory insurance and uninsurable risk”, *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 11, 5-16.

Segal U. (1989), “Anticipated Utility: a measure representation approach”, *Annals of Operations Research,* 19, 359-374.

Segal U. et Spivak A. (1990), “First order versus second order risk aversion”, *Journal of Economic Theory,* 51, 111-125.

Sharpe W. (1963), “A simplified model of portfolio analysis”, *Management Science,* 9, 277-293.

Shavell S. (1979), “On moral hazard and insurance”, *Quarterly Journal of Economics, 541*-562.

Varian H.R. (1995), “Microeconomic Analysis”, 3ème edition, De Boeck, 506p.

Von Neumann J. et Morgenstern O. (1974), “Theory of games and economic behavior”, Princeton University Press, 1947.

Willinger M. (1990), “La rénovation des fondements de l’utilité et du risque”, Revue Economique, 41, 5-48.

Vickrey W. (1961), "Counterspeculation, auctions and competitive sealed tenders". *Journal of Finance*, 16 pp. 1-44.

Yaari M.E (1986),"Univariate and multivariate comparison of risk aversion: a new approach", *Dans W.P Heller, R. Starr et D. Starrett, eds., Essays in Honor of Kenneth J.Arrow, Cambridge University Press, Cambridge.*

Yaari M.E (1987),"The Dual Theory of Choice under Risk", *Econometrica*, 55, 95-115.

LA RELATION ENTRE LA PREVENTION, LA MEDECINE CURATIVE ET LES DETERMINANTS DE L'ASSURANCE SANTE

Résumé : L'objet de cette thèse est d'étudier la relation entre la prévention, la médecine curative et les des déterminants de l'assurance santé. La première partie de notre travail de recherche examine la demande de soins curatifs présentant un risque de santé en utilisant un modèle *bi varié* de décision dans le risque qui sépare les pertes financières des pertes de santé. Nous étudions également la demande d'auto-protection et la demande d'auto-assurance ainsi que les effets de changement dans l'aversion pour le risque de santé et la prudence sur chacune de ces deux demandes. La dernière section de la première partie analyse le subventionnement des médecines curative et préventive. Nous montrons que la relation entre les soins dépend essentiellement de la variation de l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé. Nous montrons également que la prévention secondaire optimale dépend non seulement de la prudence mais aussi de l'impact de la prévention secondaire sur l'état de santé.

La seconde partie examine la prévention tertiaire en adoptant une approche intertemporelle. Tout d'abord, nous étudions les propriétés de ce type de prévention dans la Théorie d'Espérance d'Utilité. Ensuite, nous examinons la robustesse de nos résultats dans le cadre de la Théorie Duale du risque de Yaari. Nous montrons que la médecine curative et la prévention tertiaire sont complémentaires et que la prévention tertiaire optimale ne dépend de l'activité préventive primaire.

La dernière partie analyse la demande d'assurance santé et le coût du risque de santé dans un contexte où un individu fait face à deux risques de nature différente : un risque de santé et un risque non pécuniaire. Nous examinons l'impact d'un risque non pécuniaire sur la couverture et le coût du risque de santé. Nous montrons que les principaux déterminants de la demande d'assurance santé sont non seulement la corrélation entre le risque de santé et le risque non pécuniaire comme l'ont montré Doherty et Schlesinger (1983a) et l'utilité marginale de la richesse en fonction de l'état de santé (Rey, 2003) mais aussi la manière dont la réalisation du risque non pécuniaire affecte l'utilité marginale de la richesse. Nous montrons également que l'occurrence de la perte non pécuniaire peut réduire le coût du risque de santé.

Mots-Clés : Soins curatifs, Prévention, Prudence, Aversion pour le risque, Théorie duale du risque, Risques corrélés, Assurance santé, Utilité multi-dimensionnelle.

THE RELATIONSHIP BETWEEN PREVENTION, CURATIVE MEDECINE AND THE DETERMINANTS OF HEALTH INSURANCE

Abstract: The purpose of this PhD is to study the relationship between prevention, curative medicine and the determinants of health insurance. The first part of our research examines the curative demand for healthcare by using a model of *bivariate* decision under risk of disease, which separates the financial losses from the health losses. We also study the demand for self-protection and the demand for self-insurance as well as the impacts of change in health risk aversion and prudence on each of these two demands. The last section of part 1 analyzes the

co-payment rates of preventive and curative medicine. We show that the relationship between prevention and curative medicine depends essentially on the variation of the marginal utility of wealth with respect to the health status. We also show that the optimal second prevention depends not only on the prudence but also on the impact of the second prevention on the health status.
The second part examines the tertiary prevention by using an intertemporal approach. First, we study the properties of this type of prevention in Expected Utility Theory. Then, we analyze the robustness of our result in Yaari's Dual Theory of Choice under Risk. We show that curative medicine and tertiary prevention are complements and the optimal tertiary prevention does not depend on the primary prevention activity.
The last part analyses the health insurance demand and the health risk cost when there are two sources of risks: a health risk and a non pecuniary one. We examine how the non pecuniary risk affects the coverage and the cost of health risk. We show that the determinants of the demand for health insurance are not only the correlation between the health and non pecuniary risks as shown by Doherty and Schlesinger (1983a) and the variation of the marginal utility of wealth with respect to the health status (Rey, 2003) but also the way in which the occurrence of the nonpecuniary risk affects the marginal utility of wealth. We also show that the occurrence of the non pecuniary loss may decrease the cost of health risk.

Keywords: Curative healthcare, Prevention, Prudence, Risk aversion, Dual Theory, Correlated risks, Health insurance, Multivariate utility.

Classification : D81, I11, I18

Laboratoire d'accueil : GATE (UMR CNRS 5824)