



HAL
open science

Quel impact des programmes de prévention santé sur l'arbitrage “ auto-prévention – assurance ” des assurés ?

Jean-Yves Lesueur

► To cite this version:

Jean-Yves Lesueur. Quel impact des programmes de prévention santé sur l'arbitrage “ auto-prévention – assurance ” des assurés ?. 2018. hal-01717370

HAL Id: hal-01717370

<https://hal.science/hal-01717370v1>

Preprint submitted on 26 Feb 2018

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

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

Quel impact des programmes de prévention santé sur l'arbitrage « auto-prévention – assurance » des assurés ?

Jean-Yves Lesueur (*)

Université de Lyon – Chaire Prevent'Horizon, F- 69007 Lyon France

Document de travail, février 2018

Résumé : La concurrence par comparaison des systèmes de santé Européen ne plaide pas en faveur du cas français. A dépenses de santé identiques voire plus faibles, plusieurs partenaires européens manifestent de meilleurs résultats en espérance de vie sans incapacité à 65 ans comme en taux de décès prématurés évitables par prévention primaire avant 65 ans. Face à ce paradoxe, les réformes institutionnelles mises en œuvre ces dernières années, ont eu pour objectif de déplacer le curseur de la médecine curative vers la médecine préventive. Dans un contexte de déficit public, les incitations visent à favoriser le développement d'un marché de la prévention lié au marché de l'assurance complémentaire santé. Avec l'Accord National Interprofessionnel (ANI) mis en place depuis 2016, les entreprises du secteur privé ont obligation de proposer une complémentaire-santé à leurs salariés. Par cet accord, les contrats d'assurance collectifs, mais par contamination aussi les contrats individuels, sont accompagnés d'une offre, souvent incluse et gratuite, de programmes de prévention assurant un accompagnement personnalisé des assurés dans leur hygiène de vie et leur santé. On étudie dans cet article les conséquences du point de vue de l'assuré de l'adhésion à de tels programmes de prévention. Il s'agit notamment d'analyser l'impact de cette offre gratuite de prévention, sur l'arbitrage entre effort de prévention et couverture assurantielle. Nous montrons que la gestion du risque d'aléa moral est dans ce contexte fortement affectée par rapport aux prédictions des modèles d'assurance s'inscrivant dans la lignée de l'article précurseur d'Ehrlich et Becker (1972). Nos résultats mettent en évidence des comportements de sous-assurance en prévention primaire et de sur-assurance en prévention secondaire.

Mots clefs : Prévention – assurance santé – aléa moral – prévention primaire – prévention secondaire.

Abstract : The yardstick competition between European health care system is not calling for the french system. Disability-free life expectancy at 65 is, for example, at a better level in few North European countries for a same level of public health expenditures than the french system. As the health french system is original because of its mixed private and public health insurance coverage system, some recent institutional reforms introduced incentives to develop individual preventive care attitudes and a new health insurance market design where private insurers invests in preventive action. In that way, the National Interprofessional Agreement that was established since 2016 between insurance companies and private firms, generated new forms of health insurance contracts that includes a free offer of preventive care. The purpose of the paper is to evaluate the impact of this free health preventive service on the optimal decision between self insurance (vs self protection) and private market demand insurance by policyholders. We demonstrated that the standard properties of insurance model in the line of Ehrlich and Becker (1972) call into question. Our results raised the debate on the optimal design market between the health profile of the insurant and its choice of health coverage.

Key words : Health preventive action – insurance coverage - moral hazard – self protection – self insurance

Classification JEL : I11, I12, I13, G22, D81

Document de travail réalisé dans le cadre de la Chaire « Prevent'Horizon » placée sous l'égide de la Fondation du Risque en partenariat avec l'Université Claude Bernard Lyon 1 et Actuaris, AG2R La Mondiale, G2S, Covea, Groupama Gan Vie, Groupe Pasteur Mutualité, Harmonie Mutuelle, Humanis Prévoyance, La Mutuelle Générale.

(*) Correspondance : Université de Lyon, Campus d'Ecully, 93 Chemin des Mouilles, BP 167, 69131 Ecully Cedex, Courriel : jean-yves.lesueur@univ-lyon1.fr

Introduction :

La gestion des dépenses de santé est un problème structurel dans tous les pays industrialisés. En France, la part de la consommation de soins et de biens médicaux (CSBM) est passée de 1950 à 2015 de 2,6% à 8,9% du PIB en valeur, atteignant un montant de 2930 € par habitant en 2015 (sources Drees). Globalement, la croissance de la CSBM a donc évolué dans cette période à un rythme plus élevé (10%) que la croissance du PIB en valeur (7,9%). Malgré les réformes institutionnelles successives mises en œuvre dans les années 2000 pour rationaliser le système de santé, cette tendance reste encore prégnante après la crise de 2008 où la CSBM a évolué au rythme de 2 à 3% par an. Au titre des comparaisons internationales, la France occupe en 2014 le 5^{ème} rang des pays de l'OCDE en matière de Dépense Courante de Santé¹ soit 11,1% du PIB. Loin derrière les Etats-Unis, elle se situe à un niveau proche de la Suède, des Pays-Bas et de l'Allemagne.

Face à ces chiffres, la France affiche une espérance de vie en bonne santé (sans incapacité) à 65 ans tous genres confondus de 10,5 années, chiffre tout juste au-dessus de la moyenne des pays de l'OCDE (9 années). Nos performances dans ce domaine restent toutefois bien en dessous des pays du nord de l'Europe comme la Norvège (15 années), la Suède (13,5 années), le Danemark (11,5 années) voire la Belgique et le Royaume-Uni (11 années). Si l'on poursuit cette comparaison, la France manifeste également les plus mauvais résultats en ce qui concerne la part de la mortalité évitable par prévention primaire dans la mortalité prématurée des moins de 65 ans. Elle représentait 35% des décès prématurés pour les hommes contre 22,7% pour les femmes en 2010, chiffres à comparer aux meilleures performances de la Suède (24% pour les hommes et 18,5% pour les femmes) ou du Royaume-Uni (24% pour les hommes contre 19,6 % pour les femmes). La France arrive notamment en tête des taux de mortalité précoce évitable par prévention primaire dans les cancers du poumon (31 pour 100.000 contre 8,8 pour 100.000 en Suède) et en deuxième position après le Portugal pour les cancers VADS² (10,6 pour 100000 contre 2,9 pour 100.000 en Suède). La concurrence par comparaison montre qu'à dépenses de santé comparables plusieurs partenaires européens, dont notamment la Suède, témoignent d'un système de santé plus performant. Ces faits stylisés du système de santé français soulignent la nécessité de déplacer le curseur du financement des dépenses de santé de la médecine curative vers la médecine préventive.

La mixité du système de financement de l'assurance santé français (situation atypique en Europe) fait qu'en 2013, 78% de la CSBM est financée par la Sécurité Sociale contre 13,5% par les organismes complémentaires, 8,5% restant à la charge des assurés. Or la part des dépenses de prévention dite institutionnelle, c'est-à-dire financée par des programmes de prévention nationaux ou départementaux, n'a représenté en 2015 que 2,2% de la dépense courante de santé soit 90 € par habitant³. La prévention institutionnelle ne couvre toutefois pas la part de la CSBM prescrite par la médecine de ville et les hôpitaux à des fins de prévention dont l'ampleur reste difficile à évaluer. Les travaux préparatoires à l'Objectif National des Dépenses d'Assurances Maladies (ONDAM) au titre du Projet de Loi de Financement de la Sécurité Sociale 2017, évaluaient la part des dépenses de soins de

¹ Le champ couvert par la DCS couvre outre la CSBM, les soins de longue durée, les indemnités journalières versées par l'assurance maladie aux assurés en arrêt de travail, les dépenses de prévention individuelles et collectives, les dépenses en faveur du système de soin et les coûts de gestion du système de santé (cf. Rapport DREES 2015).

² Cancers des Voies Aéro-Digestives Supérieures

³ Elle se répartit pour 51% en prévention individuelle primaire (médecine du travail, médecine scolaire, vaccinations), 11% en prévention individuelle secondaire (actions de dépistages du virus HIV, des cancers etc...) et 38% au titre des actions de prévention collective soit à visée environnementale (31%), soit à visée comportementale (actions d'information sur les comportements à risques : alcool, drogue, tabac pour 7%).

ville et d'hôpital dédiée à la prévention à 9,3 milliards d'euros en 2014, soit 4,8% des dépenses des soins courants⁴.

L'action publique n'est pas restée insensible à ces observations. La loi de modernisation du système de santé du 26 janvier 2016 donne ainsi à la prévention un rôle moteur, notamment en matière d'addictions (tabac, alcool, drogue), d'obésité et d'infections sexuellement transmissibles. Le projet de loi de financement de la Sécurité Sociale 2018, qui s'inscrit dans un contexte de fortes contraintes budgétaires, confirme cette volonté de renforcer la prévention. On comprend donc que dans ce contexte, la rationalisation des dépenses de santé et le développement d'une médecine préventive passent aussi par la mise en œuvre de mesures ou d'incitations propres à développer un marché de la prévention. Dans un tel marché, l'offre du secteur privé (assurances, mutuelles), qui a financé en 2015 près de 27% des dépenses de prévention institutionnelle, viendrait compléter voire suppléer à la contribution du secteur public (59%) et de la sécurité sociale (14%).

Or la soutenabilité d'un marché de la prévention fait face à deux difficultés majeures.

Du côté de l'offre (les assureurs), l'arrivée de nouveaux acteurs (@commerce), les mouvements de concentration observés dans le secteur mutualiste et les changements dans la législation, ont renforcé la contestabilité du marché de l'assurance et la mobilité des assurés. Par ailleurs la prévention est génératrice d'externalités au même titre que la formation professionnelle transférable. Dans la structure oligopolistique du marché de l'assurance, l'offre de prévention ne garantit pas à l'assureur qui en subit le coût une internalisation complète de ses bénéfices (via la réduction du risque ou du dommage), la fidélisation de l'assuré n'étant pas garantie.

Du côté de la demande (les assurés), les travaux de l'économie comportementale ont révélé l'existence de biais comportementaux qui peut affecter la rationalité des agents économique en matière de demande de prévention. Kahneman et Tversky (1979), Thaler et Sunstein (2009) ont ainsi montré que l'inertie, la procrastination, l'aversion à la perte, les effets de normes et de contextes, limitent la capacité des agents à agir dans leur intérêt et par là même bien souvent, dans l'intérêt collectif.

La soutenabilité du marché de la prévention passe donc par un savant dosage entre réglementation (paternalisme de l'Etat) et mise en œuvre d'incitations douces (le paternalisme libertarien prôné par Thaler et Sunstein 2008). La mise en place du *Patient Protection and Affordable Care Act* aux Etats-Unis (plus connu sous le nom d'Obamacare) procède de la première option. L'utilisation de « *nudges* », via par exemple le traitement de l'option par défaut dans les contrats pour modifier l'architecture des choix des agents, relève de la deuxième option⁵ (Oullier, Cialdini, Thaler et Mullainathan (2010), Voyer (2015), Lehner, Mont and Heiskanen 2016).

⁴ Cette estimation provisoire a été effectuée par la DREES avec l'appui de la CNAMTS (cf. Annexe 7 de la Loi de Financement de la Sécurité Sociale de 2017).

⁵ En France la loi de bioéthique part du principe du consentement présumé en matière de don d'organe, qui est donc considéré comme option par défaut. Le nouveau décret de 2017 sur le don d'organes et de tissus précise que pour s'opposer à cette option par défaut, l'individu doit s'inscrire en ligne sur un registre national des refus. Johnson et Goldstein (2003) ont montré que les pays qui ont recours à l'option par défaut du consentement présumé améliorent très sensiblement le taux de donateurs par rapport à ceux où la donation d'organe doit faire l'objet d'une déclaration de consentement ou de refus officielle. Thorndike, Riis, Sonneberg et Levy (2004) montrent également dans leur expérience naturelle qu'une signalisation des plats dans les selfs service par des pastilles rouges ou vertes modifie l'architecture des choix en faveur des plats plus diététiques (pastilles vertes).

La loi relative à la sécurisation de l'emploi du 14 juin 2013, a donné obligation à compter du 1/01/2016 à tout employeur du secteur privé, de proposer à ses salariés une couverture santé complémentaire satisfaisant un niveau minimal de garanties. Les salariés peuvent ensuite, à titre individuel, compléter cette couverture santé de base en souscrivant des options offertes par l'assureur. Sous cette impulsion illustrée par l'Accord National Interprofessionnel (ANI), les contrats de prévoyance collectifs négociés entre assureurs et partenaires sociaux ont enregistré en 2016 une croissance de plus de 2,7%. Ils complètent les souscriptions à des contrats individuels d'assurance complémentaire santé dont la croissance a été plus modérée, de l'ordre de 0,6% cette même année. Par respect des conditions de l'ANI qui imposent qu'au moins 2% des cotisations soit consacré à la prévention santé, les produits d'assurance complémentaire santé négociés par les assureurs avec les partenaires sociaux et proposés aux salariés des entreprises privés sont de plus en plus assortis d'une offre de programmes de prévention.

Plusieurs assureurs ou groupes mutualistes proposent aujourd'hui ce type de programme souvent inclusif et gratuit à leurs assurés, dans le cadre de contrats collectifs comme individuels. Sans vouloir être exhaustif, on peut citer quelques exemples qui visent à guider le comportement d'hygiène de vie des assurés en jouant sur des incitations ou leur degré d'altruisme. Le programme Vitality de bien-être au travail de Generali France, permet à l'assuré d'évaluer la qualité de son alimentation, de son mode de vie et de sa santé. En échange l'adhérent reçoit des récompenses (bonus mesuré en points) lui permettant d'obtenir des prestations à prix réduits auprès de partenaires de l'assureur spécialisés dans les domaines du sport et de l'hygiène de vie. Avec « Vivons Vélo », AG2R la Mondiale propose, via une application mobile, un coaching, des conseils santé et des kilomètres parcourus convertis en dons pour l'institut Pasteur. Le programme « Avantages Harmonie » d'Harmonie Mutuelle offre des programmes d'accompagnement et des services de prévention personnalisés permettant de bénéficier d'avantages auprès d'un réseau de partenaires exerçant leur activité dans les secteurs de la forme et du *fitness*. Au titre de la prévention tertiaire, le groupe Pasteur Mutualité a également lancé un programme à destination de ses médecins adhérents auxquels il propose des ateliers de formation à la prescription d'activités physiques, dans le cadre de la loi Santé de 2015, afin de réduire le risque de développement ou de récurrence du cancer chez leurs patients.

Nombreux parmi ces programmes s'inscrivent plus généralement dans un contexte de développement de la @assurance, via les objets connectés. Les assurés sont incités à devenir plus autonomes dans l'adhésion à des programmes en lien direct avec leur santé, s'affranchissant du seul lien de dépendance qui les relie avec leur médecin traitant. Sous l'engagement de protection des données par l'assureur, l'objet connecté transmet des informations d'activité (km parcourus, rythme cardiaque, analyses...) à l'assureur qui en échange, propose un suivi personnalisé (dépistage, alerte) favorisant l'adoption d'un mode de vie sain. La motivation des assurés pour adhérer à ces programmes et transmettre des données aux assureurs en échange de services d'aides à la prévention, reste toutefois mitigée si l'on en croit l'enquête *Hub Tday Insurance / Gn research* réalisée en 2016 auprès de 2215 personnes. Les résultats de cette enquête en ligne montrent en effet que si 51% des répondants déclarent être favorables à une offre de bracelets connectés couplée avec le contrat d'assurance santé (le pourcentage s'élève à 61% pour les enquêtés touchés par une maladie), en revanche 29% d'entre eux seulement sont favorables à la transmission des données collectées sur leur hygiène de vie et leur état de santé à leur assureur en échange de services d'accompagnement et de prévention. Parmi les motivations majeures des 29% favorables, l'enjeu de prévention (recevoir des conseils pour mieux gérer sa santé) n'arrive qu'en deuxième position (29% des suffrages) largement derrière l'enjeu attendu de réduction des cotisations (58%)⁶. Ces deux observations ne sont pas sans

⁶ On notera que l'argument « baisse des cotisations » reste également la motivation principale des enquêtés pour ce qui concerne l'assurance habitation (68%) et automobile (67%). Pour ces deux catégories de risque la prévention n'apparaît ici encore qu'en deuxième position avec respectivement 33% et 26%.

rappeler les biais d'inertie (préférence pour le statu quo) et d'incohérence temporelle (sur pondération du présent) mis en évidence par l'économie des comportements.

Dans ce nouvel environnement de l'assurance santé, on peut donc s'interroger sur l'impact de ces programmes de prévention santé intégrés dans les contrats d'assurance complémentaire santé sur l'arbitrage « effort de prévention - demande d'assurance » des agents. Depuis les travaux précurseurs d'Ehrlich et Becker (1972) on connaît les propriétés de cet arbitrage selon que l'on se situe dans le cadre de l'auto - protection (prévention primaire) ou de l'auto-assurance (prévention secondaire). La question qui a longtemps animé la littérature tant théorique qu'appliquée (Courbage et de Coulon 2004) dans ce domaine, tient aux conséquences attendues d'une part de l'inobservabilité de l'effort de prévention de l'assuré par l'assureur (aléa moral), et d'autre part de sa difficulté à identifier les types de risques (sélection contraire) et d'y associer une tarification discriminante. Dans un contexte où l'adhésion à un programme de prévention révèle à l'assureur une information sur le type des assurés et sur leur effort en matière d'hygiène de vie (via les objets connectés), ce n'est pas tant le risque d'aléa moral ou de sélection contraire que doit désormais gérer l'assureur, que celui du choix du taux de couverture d'assurance par l'assuré. Tant aux Etats-Unis avec l'Obamacare qu'en France avec la loi de sécurisation de l'emploi, l'obligation qui est faite aux individus de souscrire à une assurance santé n'impose qu'une garantie minimale pour un panier de soins pré - établi. On est alors amené à s'interroger sur l'impact de cette offre « gratuite » de prévention sur les propriétés de l'arbitrage « auto-prévention – demande d'assurance ». On comprendra que cette interrogation n'est pas sans lien avec le problème de l'adéquation entre le profil de santé de l'assuré (type de risque) et le type de garanties de couverture santé qu'il a souscrit dans son contrat.

Tel est l'enjeu de cet article dans lequel on fera l'hypothèse d'un comportement rationnel des assurés. Il est évident qu'en présence de biais comportementaux la mise en place d'incitations douces pour rendre plus cohérents les choix des assurés, devrait accompagner l'offre de prévention des assureurs.

A partir d'un modèle de référence dans lequel les individus décident à la fois du taux de couverture assurantielle et de l'effort de prévention, nous étudions dans la première section le cas de l'autoprotection. Après avoir rappelé les propriétés d'équilibre du modèle d'autoprotection d'Ehrlich et Becker (1972), nous montrons que la complémentarité entre effort de prévention et assurance mise en évidence par ces auteurs est remise en cause lorsqu'un programme de prévention gratuit est associé au contrat d'assurance proposé par l'assureur. Nous étudions alors dans la deuxième section le cas de l'auto-assurance. Nous montrons là aussi que lorsque l'effort de prévention affecte l'ampleur du dommage, les prédictions d'équilibre d'Ehrlich et Becker (1972), à savoir la substituabilité entre l'effort de prévention et l'assurance, sont rejetées en présence d'une adhésion de l'assuré à un programme de prévention. Nous présentons en conclusion une synthèse de nos principaux résultats et les pistes envisagées pour soumettre à réfutation les propriétés d'équilibre des modèles présentés.

1 – Autoprotection, programme de prévention et arbitrage « prévention- assurance » :

11 – Le modèle d'arbitrage « prévention –assurance » :

On considère un modèle d'assurance de référence dans lequel l'assuré peut arbitrer *ex-ante* entre un effort d'autoprotection (vs d'auto-assurance) noté « e » et la souscription d'un contrat d'assurance santé lui assurant un taux de couverture « β » face à un risque de probabilité p , $0 < p < 1$, dont la perte attendue est L . S'il souscrit un contrat d'assurance, ce dernier lui assure une indemnisation proportionnelle au taux de couverture (βL) contre le paiement d'une prime chargée au taux $0 < \lambda < 1$ soit $Pa = \beta(1 + \lambda)pL$.

La richesse initiale de l'assuré (dont son capital santé) est R et la fonction de coût d'effort de prévention est caractérisée par un coût marginal croissant⁷ soit $C(e)$ tel que $C'(e) > 0$ et $C''(e) > 0$.

La richesse nette de l'agent est donc W_A en cas d'accident de santé et W_{NA} en l'absence de maladie.

$$W_A = R - C(e) - \beta(1 + \lambda)pL - (1 - \beta)L$$

$$W_{NA} = R - C(e) - \beta(1 + \lambda)pL$$

Si les préférences de l'assuré sont représentées par une fonction d'utilité VNM notée $u(W)$ telle que $u'(W) > 0$ et $u''(W) < 0$, son utilité espérée s'écrit:

$$E(U)_A = pu[R - C(e) - \beta(1 + \lambda)pL - (1 - \beta)L] + (1 - p)u[R - C(e) - \beta(1 + \lambda)pL]$$

Nous analysons les deux cas d'autoprotection puis d'auto-assurance initialement présentés par Ehrlich et Becker (1972) et largement discutés par la littérature. Après avoir rappelé les propriétés de ces deux modèles, nous étudions l'impact d'un programme de prévention santé offert par l'assureur sur l'arbitrage de l'assuré entre autoprotection (vs auto – assurance) et la demande d'assurance.

12 – Cas de l'autoprotection : rappel des propriétés du modèle de référence :

Dans le cas de l'autoprotection, l'effort de prévention de l'agent agit directement sur le risque de telle sorte que $p'(e) < 0$, $p''(e) > 0$ et $L'(e) = 0$. On peut assimiler cette situation au cas de la prévention primaire (Dervaux et Eeckhout 2004). La vaccination s'inscrit bien dans cette forme de prévention en ce sens qu'elle réduit la probabilité de survenance des maladies concernées. Mais tous les efforts mis en œuvre chaque jour par l'agent en matière de nutrition, d'activités physiques et mentales pour réduire les risques d'accident cardio vasculaire ou de dépendance s'inscrivent également dans cette logique.

Dans ce contexte, la prime d'assurance est affectée via l'effort individuel d'auto-assurance de sorte que $Pa = \beta(1 + \lambda)p(e)L$. L'utilité espérée de l'agent s'écrit donc :

$$E(U)_A = p(e)u[R - C(e) - \beta(1 + \lambda)p(e)L - (1 - \beta)L] + (1 - p(e))u[R - C(e) - \beta(1 + \lambda)p(e)L]$$

$$\exists (e^*, \beta^*) = \arg \max E(U)_A$$

La condition du premier ordre sur « e » permet d'écrire :

⁷ Nous retenons un cas plus général qu'Ehrlich et Becker (1972) qui supposent que $C(e) = e$.

$$\frac{\partial E(U)_A}{\partial e} = 0 \Leftrightarrow p'(e^*)[u(W_A) - u(W_{NA})] = [C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e^*)][p(e^*)u'(W_A) + (1 - p(e^*))u'(W_{NA})] \quad (1)$$

Cette condition montre que l'agent détermine son effort optimal d'autoprotection en égalisant la recette marginale de l'effort de prévention à son coût marginal.

On montre (cf. annexe 2) que la condition du deuxième ordre est satisfaite sous la condition : $C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e^*) \leq 0$.

La condition du premier ordre sur « β » permet d'écrire :

$$\frac{\partial E(U)_A}{\partial \beta} = 0 \Leftrightarrow -\frac{1 - p(e)}{p(e)} \frac{u'(W_{NA})}{u'(W_A)} = \frac{(1 + \lambda)p(e) - 1}{(1 + \lambda)p(e)} < 0 \quad (2)$$

D'après la condition (2), la demande d'assurance est optimale lorsque le prix implicite de l'effort d'autoprotection égalise le prix relatif de l'assurance, lequel reflète la disposition marginale de l'agent à payer pour transférer une unité de richesse de l'état favorable (bonne santé) vers l'état défavorable (maladie). On note que cette condition impose une relation entre le taux de charge et le risque soit

$$\lambda < \frac{1 - p(e)}{p(e)}$$

La condition du deuxième ordre sur le taux de couverture d'assurance est respectée de telle sorte que

$$\frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial \beta^2} < 0 \text{ (cf. Annexe 1).}$$

En réunissant les conditions (1) et (2) on obtient la fonction implicite suivante:

$$\mathcal{G}(e^*, \beta^*) = -[C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e)]u'(W_A) + p'(e^*)(1 + \lambda)[u(W_A) - u(W_{NA})] = 0 \quad (3)$$

D'après le théorème des fonctions implicites on peut-écrire :

$$\frac{de^*}{d\beta^*} = -\frac{\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial \beta^*}}{\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial e^*}}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathcal{G}}{\partial e^*} = & -[C''(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp''(e)]u'(W_A) + [C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e)]^2 u''(W_A) \\ & - p'(e^*)(1 + \lambda)[C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e)][u'(W_A) - u'(W_{NA})] + p''(e^*)(1 + \lambda)[u(W_A) - u(W_{NA})] < 0 \end{aligned}$$

Dès lors, signe de $\frac{de^*}{d\beta^*} = \text{signe de } \frac{\partial \mathcal{G}}{\partial \beta^*}$

$$\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial \beta^*} = -p'(e)(1+\lambda)^2 p(e)L[u'(W_A) - u'(W_{NA})] + \\ + [C'(e) + \beta(1+\lambda)Lp'(e)]Lu''(W_A)[p(e)(1+\lambda) - 1] > 0 \text{ ou } < 0$$

Comme attendu (Ehrlich et Becker 1972) la statique comparative conduit à une indétermination du sens de l'arbitrage entre autoprotection et assurance. En effet contrairement à l'auto-assurance qui (comme l'assurance) a un effet re-distributif sur le revenu entre les deux états de la nature, via la réduction de la perte, l'effort d'autoprotection réduit par son coût, le revenu dans les deux états de la nature tout en laissant la perte inchangée. La combinaison de l'autoprotection avec l'assurance génère donc deux effets opposés. L'assurance décourage l'autoprotection car elle réduit sa recette marginale en diminuant l'écart de richesse entre les deux états. A l'opposé l'assurance encourage l'effort d'auto protection si l'assuré perçoit que le prix de l'assurance est négativement relié à son effort d'auto – protection.

Ehrlich et Becker (1972) proposent de lever cette ambiguïté en se situant au voisinage de la prime actuarielle, c'est-à-dire pour un taux de chargement nul ($\lambda=0$). Dans ce cas en effet, la condition du premier ordre (2) conduit à écrire $u'(W_{NA}) = u'(W_A)$ de sorte qu'un revenu fixe \bar{W} est garanti à l'assuré.

La fonction implicite $\mathcal{G}(e^*, \beta^*)$ s'écrit désormais :

$$\mathcal{G}(e^*, \beta^*) = -[C'(e^*) + \beta Lp'(e)]u'(\bar{W}) = 0 \quad (3b)$$

$$\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial e^*} = -[C''(e^*) + \beta Lp''(e)]u'(\bar{W}) < 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial \beta^*} = -u'(\bar{W})Lp'(e) > 0$$

De sorte que $\frac{de^*}{d\beta^*} > 0$ ce qui retrouve le cas de complémentarité mis en évidence par Ehrlich et

Becker (1972) et remet en cause l'hypothèse de l'aléa moral. Un effort de prévention positif peut-exister même en présence d'une assurance complète garantissant une prime équitable. En effet d'après (3b)

$$\exists e^{**} > 0, \quad \text{tel que } C'(e^{**}) = -\beta Lp'(e^{**})$$

L'interprétation intuitive de ce résultat est intéressante à développer en rappelant les deux effets opposés attendus de l'assurance sur l'auto protection. En effet l'assuré anticipe une réduction du prix de l'assurance lorsque son effort d'auto protection augmente. Compte tenu du taux de couverture choisi, sa recette marginale anticipée est donc d'un montant $-\beta Lp'(e)$. Quel que soit son niveau d'aversion au risque, si cette recette marginale attendue via l'assurance couvre au moins le coût marginal de l'effort de prévention ($C'(e)$) supporté, il n'a pas intérêt à baisser sa demande d'assurance ni à réduire son niveau d'effort.

Les études économétriques menées à ce niveau dans le domaine de l'assurance santé sont moins développées qu'elles ne le furent dans le cas de l'assurance automobile. Dans une étude économétrique portant sur les données du *British Household Panel Survey* (BHPS) en 2010/2011,

Courbage et de Coulon (2004) ne réfutent pas cette propriété de complémentarité entre l'auto-prévention et l'assurance. En contrôlant l'endogénéité du choix de la couverture santé (sélection contraire), leurs résultats économétriques montrent un effet positif statistiquement significatif de la couverture assurantielle sur les comportements d'hygiène de vie comme la pratique d'activités sportives et la marche, rejetant de fait l'hypothèse d'aléa moral.

13 – Autoprotection et participation à un programme de prévention :

On suppose désormais que l'assureur associe à son menu de contrats, une offre gratuite de programme de prévention en vue de mieux guider l'assuré dans son effort de prévention.

Dans notre modèle, l'adhésion à cette offre de service est représenté par un paramètre « b » dont l'effet perçu par l'assuré est interprété comme une réduction du coût marginal de l'effort de prévention.

Pour illustrer cet effet on suppose que le coût marginal de l'effort est réduit par la participation au programme de sorte que $\frac{dC'(e)}{db} = C''_{eb} < 0$.

Dans le cas de l'autoprotection, nous avons vu qu'en présence d'un taux de charge positif il est impossible de conclure à une complémentarité ou une substituabilité entre effort de prévention et assurance. En présence d'une offre de prévention de l'assureur et sous la même hypothèse, les propriétés d'équilibre restent désormais partiellement indéterminées. En effet pour connaître l'impact de cet effet subvention « b » sur les décisions de prévention et d'assurance nous appliquons à nouveau le théorème des fonctions implicites :

$$\frac{de^*}{db} = -\frac{\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial b}}{\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial e^*}} \quad \text{et} \quad \frac{d\beta^*}{db} = -\frac{\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial b}}{\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial \beta^*}}$$

D'après la fonction implicite (3) nous savons que $\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial e^*} < 0$ et $\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial \beta^*} > 0$ ou < 0

$$\text{Et } \frac{\partial \mathcal{G}}{\partial b} = -C''_{eb}(e^*)u'(W_A) > 0 \quad (4)$$

Dès lors, lorsque $\lambda > 0$: $\frac{de^*}{db} > 0$ mais $\frac{d\beta^*}{db}$ est indéterminé.

En revanche, au voisinage de la prime actuarielle ($\lambda=0$) nous avons montré que la condition d'équilibre de l'assuré s'écrit : $\mathcal{G}(e^*, \beta^*) = -[C'(e^*) + \beta Lp'(e)]u'(\bar{W}) = 0$ et que sous cette condition :

$$\frac{\partial \mathcal{G}}{\partial e^*} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial \mathcal{G}}{\partial \beta^*} > 0 \quad (5)$$

D'où en réunissant (4) et (5) et en appliquant les propriétés des fonctions implicites:

$$\frac{de^*}{db} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{d\beta^*}{db} < 0 \quad \text{soit désormais une substituabilité entre prévention et assurance.}$$

L'offre d'un programme de prévention « gratuit » par l'assureur dans un contexte d'autoprotection où la prime d'assurance est équitable ($\lambda=0$), remet en cause le résultat de Ehrlich et Becker (1972). Si l'assuré répond bien à ce programme par une augmentation de son effort de prévention, il réduit en revanche sa demande de couverture assurantielle, faisant apparaître une forme particulière d'aléa moral qui conduit ici non pas à un relâchement de l'effort mais à un comportement de sous-assurance.

Si le recours à une réfutation économétrique de ce résultat n'est pas l'enjeu de cette étude, la mise en évidence par Qin et Liu (2013) d'un effet d'éviction de la gratuité des soins sur la couverture assurance santé privée aux Etats-Unis semble apporter un résultat conforme à l'intuition de notre propriété d'équilibre.

La mise en place de l'*Affordable Care Act* aux Etats-Unis en 2010 (Obama Care) a visé à faire face au faible taux de couverture santé des américains en rendant obligatoire la souscription d'une assurance santé privée. En effet de 1987 à 2009 la part de la population américaine non couverte par une assurance santé est passée de 12,9% à 15,4%. Or depuis 1946 (Hill Burton Act), un dispositif d'assistance santé (*Health Care Safety net*) permet aux américains non assurés de bénéficier gratuitement de soins auprès des services d'urgences des hôpitaux, des médecins ou des centres de soins fédéraux. Cette mesure a été renforcée par l'administration Bush en 2002 avec la création du *Health Center Initiative*. Qin et Liu (2013) qui évaluent à 587 dollars par habitant et par an le coût social de ce service d'assistance santé, ont introduit cette option de gratuité dans un modèle de choix où les individus peuvent rationnellement arbitrer entre trois options possibles: ne pas s'assurer, souscrire un contrat d'assurance privé où choisir l'option de la gratuité. Les prédictions de leur modèle font clairement apparaître un effet d'éviction de la gratuité sur le recours à la couverture santé privé. Cet effet est d'autant plus marqué que le système est généreux du point de vue du panier de soins offerts. La confrontation des prédictions de leur modèle aux données américaines ne réfutent pas ce résultat. Ils estiment qu'une réduction de près de 46% de la probabilité de souscrire une assurance santé peut-être expliquée par l'effet d'éviction de la gratuité.

On s'interroge désormais sur les effets attendus en cas de prévention secondaire (auto-assurance).

2 – Auto-assurance, programme de prévention et arbitrage « prévention- assurance » :

21 – Le modèle de référence :

Dans le cas de l'auto-assurance l'effort de prévention de l'agent n'agit pas sur le risque mais réduit le montant du dommage. On peut assimiler cette situation au cas de la prévention secondaire à laquelle font souvent référence les praticiens de la santé (Dervaux et Eeckhout 2004). Une information de l'assureur pour sensibiliser l'assuré à la pratique des tests de dépistages de certaines formes de cancer (mammographie, PSA, Hémocult...) ne réduit pas le risque, mais peut conduire, grâce à une détection précoce, à réduire l'extension de la maladie. Cette situation conduit à supposer que l'effort de prévention de l'assuré affecte négativement l'ampleur du dommage de sorte que $L'(e) < 0$ et $L''(e) > 0$.

Si l'on suppose comme Ehrlich et Becker 1972 que l'assureur n'observe pas l'effort de l'assuré, la prime d'assurance est alors fixée indépendamment de l'effort, soit : $P\alpha = \beta(1+\lambda)pL$.

L'utilité espérée de l'agent s'écrit donc :

$$E(U)_A = pu [R - C(e) - \beta(1+\lambda)pL - (1-\beta)L(e)] + (1-p)u [R - C(e) - \beta(1+\lambda)pL]$$

Dans ce cadre d'hypothèse :

$$\exists (e^*, \beta^*) = \arg \max E(U)_A$$

La condition du premier ordre sur « e » permet d'écrire :

$$\frac{\partial E(U)_A}{\partial e} = 0 \Leftrightarrow -\frac{1-p}{p} \frac{u'(W_{NA})}{u'(W_A)} = \frac{C'(e^*) + (1-\beta)L'(e^*)}{C'(e^*)} \quad (6)$$

D'après cette condition l'agent pousse son effort de prévention jusqu'au seuil où son taux marginal de substitution (disposition marginale à transférer la richesse de l'état de bonne santé vers l'état de maladie) égalise le prix implicite net (en fonction du taux de couverture souscrit) de l'auto assurance.

La condition du premier ordre sur « β » permet d'écrire :

$$\frac{\partial E(U)_A}{\partial \beta} = 0 \Leftrightarrow -\frac{1-p}{p} \frac{u'(W_{NA})}{u'(W_A)} = \frac{(1+\lambda)p-1}{(1+\lambda)p} \quad (7)$$

Les conditions du deuxième ordre sont respectées (cf. Annexe 2).

On note que la condition (7) peut-être réécrite sous la forme suivante :

$$\frac{\partial E(U)_A}{\partial \beta} = 0 \Leftrightarrow -\frac{1-p}{p} \frac{u'(W_{NA})}{u'(W_A)} = \frac{P_a - \beta L(e)}{P_a} \quad (7b)$$

L'interprétation de la condition (7b) est identique à celle de la condition (2), de sorte que la demande d'assurance (via le taux de couverture de l'agent) est optimale lorsque le taux marginal de substitution de l'assuré égalise le prix relatif de l'assurance. En réunissant les conditions (6) et (7b) on obtient la fonction implicite suivante:

$$\Phi(e^*, \beta^*) = \frac{P_a - \beta^* L(e)}{P_a} - \frac{C'(e^*) + (1-\beta^*)L'(e^*)}{C'(e^*)} = 0 \quad (8)$$

A l'équilibre, le prix relatif de l'assurance égalise le prix implicite de l'auto-assurance.

D'après le théorème des fonctions implicites on peut-écrire :

$$\frac{de^*}{d\beta^*} = -\frac{\frac{\partial \Phi}{\partial \beta^*}}{\frac{\partial \Phi}{\partial e^*}}$$

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \beta^*} = \frac{L'(e)}{C'(e)} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial \Phi}{\partial e^*} = \frac{(1-\beta^*)[L'(e^*)C''(e^*) - C'(e)L''(e)]}{C'(e^*)^2} < 0 \quad (9)$$

D'où :

$$\frac{de^*}{d\beta^*} = -\frac{C'(e^*)L'(e)}{(1-\beta)[L'(e)C''(e^*) - C'(e)L''(e)]} < 0$$

On retrouve ici un résultat standard de la littérature par lequel en situation d'auto-assurance, auto-prévention et assurance sont substituables. En effet pour un taux de chargement fixé, face à un risque faible les agents substituent l'auto-assurance à l'assurance. La prime d'assurance étant inchangée entre les deux états de la nature, une augmentation de l'effort d'auto-assurance via son effet net attendu sur la réduction du dommage dans l'état défavorable (maladie), tend à augmenter le prix relatif de l'assurance par rapport à l'auto-assurance, d'où l'effet de substitution.

Pannequin, Corcos et Montmarquette (2016) ont récemment confirmé cette substituabilité par une étude expérimentale menée à Montréal auprès de 117 participants. Ils montrent toutefois que le degré de substituabilité entre auto-assurance et assurance reste plus faible qu'attendu. L'impact du degré d'aversion au risque semble en effet avoir en partie compensé la sensibilité prix de la demande d'assurance, les participants ayant manifestés au cours de l'expérience une relative inertie dans leur décision de couverture assurantielle.

22 – Auto assurance et adhésion à un programme de prévention :

On suppose désormais que l'adhésion de l'assuré à un contrat d'assurance lui offrant de participer à un programme de prévention d'un montant « b » lui permet de réduire le coût marginal de l'auto assurance de telle sorte que $\frac{dC'(e)}{db} = C''_{eb} < 0$

On sait d'après (9) que :

$$\frac{\partial \Phi}{\partial \beta^*} = \frac{L'(e)}{C'(e)} < 0 \quad \text{et} \quad \frac{\partial \Phi}{\partial e^*} = \frac{(1-\beta^*)[L'(e^*)C''(e^*) - C'(e)L''(e)]}{C'(e^*)^2} < 0$$

Et d'après le théorème des fonctions implicites :

$$\frac{de^*}{db} = -\frac{\frac{\partial \Phi}{\partial b}}{\frac{\partial \Phi}{\partial e^*}} \quad \text{et} \quad \frac{d\beta^*}{db} = -\frac{\frac{\partial \Phi}{\partial b}}{\frac{\partial \Phi}{\partial \beta^*}}$$

$$\text{Signe de } \frac{de^*}{db} = \text{signe de } \frac{d\beta^*}{db} = \text{signe de } \frac{\partial \Phi}{\partial b}$$

$$\text{Or } \frac{\partial \Phi}{\partial b} = \frac{(1-\beta)L'(e)C''_{eb}}{C'(e)^2} > 0$$

$$\text{De sorte que : } \frac{de^*}{db} > 0 \quad \text{et} \quad \frac{d\beta^*}{db} > 0$$

Ce résultat remet à nouveau en cause les propriétés du modèle standard d'Ehrlich et Becker (1972) en mettant en évidence ici une complémentarité entre l'auto assurance et l'assurance. L'effet « subvention » du programme de prévention (réduction du coût marginal de l'effort d'auto assurance) est suffisamment incitatif pour compenser l'augmentation du prix relatif de l'assurance par rapport à l'auto-assurance et restaurer une complémentarité entre l'assurance et la prévention secondaire.

Le tableau 1 présente la synthèse générale des propriétés d'équilibre des modèles que nous venons de présenter.

Tableau 1 : Synthèse des prédictions d'équilibre des modèles d'autoprotection et d'auto-assurance

	Autoprotection $p'(e) < 0$		Auto-assurance $L'(e) < 0$
	$\lambda > 0$	$\lambda = 0$	$\lambda \geq 0$
$\frac{dC'(e)}{db} = 0$ Ehrlich et Becker (1972)	$\frac{de^*}{d\beta^*} > 0$ ou < 0 Indétermination	$\frac{de^*}{d\beta^*} > 0$ Complémentarité	$\frac{de^*}{d\beta^*} < 0$ Substituabilité
$\frac{dC'(e)}{db} = C_{eb}'' < 0$	$\frac{de^*}{db} > 0$ et $\frac{d\beta^*}{db} > 0$ ou < 0 Indétermination partielle	$\frac{de^*}{db} > 0$ et $\frac{d\beta^*}{db} < 0$ Substituabilité	$\frac{de^*}{db} > 0$ et $\frac{d\beta^*}{db} > 0$ Complémentarité

Conclusion.

Les limites observées dans l'efficacité du système de santé français ont conduit à développer ces dernières années une logique de médecine préventive plutôt que curative. Dans un contexte de fortes contraintes budgétaires le poids des dépenses de prévention dites « institutionnelles » reste faible dans le montant des dépenses courantes de santé. Les réformes mises en œuvre à travers la loi de modernisation du système de santé en 2016, l'Accord National Interprofessionnel qui a fait suite à la loi de sécurisation de l'emploi de 2013, ont stimulé le développement d'une offre de prévention propre à modifier les comportements des assurés. L'obligation légale qui est désormais faite dans les contrats complémentaire-santé collectifs de consacrer au moins 2% des cotisations aux actions de solidarité, a conduit le secteur de l'assurance à développer des programmes de prévention très souvent inclusifs à leur contrat d'assurance complémentaire santé. Généralement couplé à un objet connecté, ce type de programme propose aux assurés un service de suivi personnalisé en matière de santé et d'hygiène de vie propice à une réduction du risque santé ou du dommage.

Dans ce contexte, nous avons étudié les effets attendus de l'adhésion d'un assuré à un programme de prévention, sur son arbitrage entre auto-prévention et choix de sa couverture assurance santé. L'incitation de l'assuré à adhérer à ce type de service est représentée dans notre modèle par un effet d'économie d'envergure qui réduit le coût marginal de son effort d'autoprotection ou d'auto-assurance. Les propriétés d'équilibre de notre modèle montrent que les résultats obtenus par Ehrlich et Becker (1972), rappelées comme *benchmark*, sont totalement remises en cause sous l'effet « subvention » associé à l'adhésion à un programme de prévention. Dans le cas de l'autoprotection, et dans les conditions d'un contrat d'assurance à prime équitable étudié par ces deux auteurs, les propriétés d'équilibre de notre modèle révèlent une substituabilité et non plus une

complémentarité entre autoprotection et demande d'assurance. A l'opposé, dans le cas de l'auto-assurance nous montrons l'existence d'une complémentarité et non plus d'une substituabilité entre auto prévention et couverture assurance santé. Plus fondamentalement, ces résultats montrent que la réduction du risque d'aléa moral, via l'information collectée par l'assureur sur les comportements d'hygiène de vie dans le programme de prévention, conduit à recentrer l'éclairage sur le problème de l'adéquation entre le profil de santé de l'assuré et son choix de couverture assurance santé.

Chiappori et Salanié (2000), Cohen, Siegelman 2010, ont mis en évidence les problèmes économétriques soulevés par l'évaluation de l'aléa moral dans les modèles d'assurance. Se livrer à l'estimation économétrique de l'effet de la couverture assurantielle sur l'effort d'auto-prévention (ou l'observation de la fréquence des risques qui y sont associés), afin d'identifier une complémentarité ou une substituabilité, impose de contrôler la règle de sélection (non observable par l'assureur) qui gouverne le choix de la couverture des assurés en fonction de leur type (sélection contraire). Les applications économétriques développées dans la littérature dans ce domaine ont surtout concerné l'assurance automobile (Weisburd 2015), mais plus rarement l'assurance santé (Courbage et de Coulon 2004). A ce jour aucune étude n'a contrôlé l'effet de la participation des assurés à un programme de prévention sur l'arbitrage « auto prévention – assurance ». Les propriétés de notre modèle stimulent le développement de tels travaux économétriques. L'économétrie adaptée à ce type d'estimation n'est toutefois pas triviale. Outre une information statistique particulièrement riche permettant d'identifier les variables d'intérêt, la stratégie économétrique doit associer une dimension tri variée et une dimension récursive. Il convient en effet de contrôler la double sélection liée au choix de la couverture d'assurance (sélection contraire) et à l'adhésion à un programme de prévention, tout en étudiant l'effet de l'assurance sur l'effort de prévention, en contrôlant l'éventuelle corrélation entre les termes aléatoires des trois équations.

Annexe 1 : Conditions du second ordre dans le cas de l'autoprotection :

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial e^2} = & -2p'(e^*)[u'(W_A) - u'(W_{NA})][C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e^*)] + p''(e)[u(W_A) - u(W_{NA})] \\ & + [C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e^*)]^2 [p(e^*)u''(W_A) + (1 - p(e^*))u''(W_{NA})] \\ & - [C''(e) + \beta(1 + \lambda)Lp''(e)][p(e^*)u(W_A) + (1 - p(e^*))u(W_{NA})] < \text{ou} > 0 \end{aligned}$$

Compte tenu des propriétés de la fonction d'utilité et de la fonction de coût, et en rappelant que $p'(e^*) < 0$ et $p''(e) > 0$, l'indétermination de cette condition du deuxième ordre est levée si et seulement si : $C'(e^*) + \beta(1 + \lambda)Lp'(e^*) \leq 0$

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial \beta^2} = & L[(1 + \lambda p(e) - 1)^2 u''(W_A) + [1 - p(e)][(1 + \lambda)p(e)]^2 Lu''(W_{NA}) \\ & - Lp(e)[(1 + \lambda)p(e) - 1]u''(W_A) < 0 \end{aligned}$$

Puisque d'après (2) $\lambda < \frac{1 - p(e)}{p(e)}$

Et

$$H = \left[\frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial e^2} \right] \left[\frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial \beta^2} \right] - \left[\frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial e \partial \beta} \right]^2 > 0 \text{ (cf. Ehrlich et Becker 1972)}$$

Annexe 2 : Conditions du deuxième ordre dans le cas de l'auto-assurance :

Compte tenu des propriétés de la fonction d'utilité et de la fonction de coût et en rappelant que $L'(e^*) < 0$ et $L''(e) > 0$:

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial e^2} = & pu''(W_A)[C'(e^*) + (1 - \beta)L'(e^*)]^2 \\ & - pu'(W_A)[C''(e^*) + (1 - \beta)L''(e)] + (1 - p)u''(W_{NA})C'(e)^2 - (1 - p)u'(W_{NA})C''(e) < 0 \end{aligned}$$

$$\frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial \beta^2} = L^2 [(1 + \lambda p - 1)^2 pu''(W_A) + [1 - p][(1 + \lambda)pL]^2 u''(W_{NA})] < 0$$

Et

$$H = \left[\frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial e^2} \right] \left[\frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial \beta^2} \right] - \left[\frac{\partial^2 E(U)_A}{\partial e \partial \beta} \right]^2 > 0 \text{ (cf. Ehrlich et Becker 1972)}$$

Références :

Bozio A. et B. Dormont (2016), Gouverner la protection sociale : Transparence et efficacité, *Les notes du Conseil d'Analyse Economique*, N°28, janvier.

Chiappori P.A. et B. Salanié (2000), Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets, *Journal of Political Economy*, 108(1), pp. 56-78.

Cohen A. et P. Siegelman (2010), « Testing for Adverse Selection in Insurance Markets », *The Journal of Risk and Insurance*, 77(1), pp. 39-84.

Courbage C. (2001), Self-Insurance, Self-Protection and Market Insurance within the Dual Theory of Choice, *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, vol. 26, pp. 43-56.

Courbage C. et A. de Coulon (2004), Prevention and Private Health Insurance in the UK, *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 29 (4), pp ; 719-727.

Deraux B. et L. Eeckhoudt (2004), Prévention en économie et en médecine, A propos de quelques malentendus, *Revue économique*, vol. 55, pp. 849-856.

Dormont B., P-Y Geoffard et J. Tirole (2014), Refonder l'assurance Maladie, *Les notes du Conseil d'Analyse Economique*, n°12, Avril

DREES (2016), *Les dépenses de santé en 2015 : Résultats des comptes de la santé*, Edition 2016, 196 pages.

Ehrlich I. et G. Becker (1972), Market insurance, self insurance, and self-protection, *Journal of Political Economy*, vol. 40, pp. 623-648.

Haut Conseil de la Santé Publique (2013), *Indicateurs de mortalité « prématurée » et « évitable »*, Collection Documents , Avril, 30 pages.

Johnson E. J., and Goldstein D.G. (2003), Do defaults save lives ?, *Science*, 302 (1), pp. 1338-1339.

Lehner M., Mont O., and E. Heiskanen (2016), Nudging – A promising tool for sustainable consumption behaviour ?, *Journal of Cleaner Production*, 134, pp. 166-177.

Loubière S., A. Parent, et J.M. Tallon (2004), L'économie de la prévention, Enjeux et problématiques, *Revue Economique*, vol. 55, pp. 831-847.

Oullier O. Calдини R., R.H Thaler. And S. Mullainathan (2010), Improving public health prevention with a nudge, CH3 pp. 38-46 in *Improving public health prevention with behavioural, cognitive and neuroscience*, Rapport et Documents du Centre d'Analyse Economique, 165 pages.

Pannequin F., Corcos A., C. Montmarquette (2016), Behavioral foundations of the substitutability between insurance and self-insurance : An experimental study », *CIRANO Scientific Series Mars*.

Qin X. et G.G. Liu (2013), Does the US health care safety net discourage private insurance coverage ?, *The European Journal of Health Economics*, 4(3), pp. 457-469.

Thorndike, A.N., Riis J., Sonnenberg L.M., and Levy D.E. (2014), Traffic-light labels and Choice Architecture, *American Journal of Preventive Medicine*, 46(2), pp. 143-146

Voyer B.G. (2015), « Nudging » behaviours in healthcare : insights from behavioural economics, *British Journal of Healthcare Management*, 21(3), pp. 130-135

Weisburd S. (2015), « Identifying Moral Hazard in Car Insurance Contracts », *The Review of Economics and Statistics*, 97(2), pp. 303-313.

Zweifel P. et R. Eisen (2012), *Insurance Economics*, Springer Texts in Business and Economics, Springer Verlag ed. Berlin, 451 pages.