



HAL
open science

L'adhésion des assurés aux programmes de prévention santé: Quels facteurs explicatifs ?

Jean-Yves Lesueur

► **To cite this version:**

Jean-Yves Lesueur. L'adhésion des assurés aux programmes de prévention santé: Quels facteurs explicatifs ?. 2019. hal-01986235

HAL Id: hal-01986235

<https://hal.science/hal-01986235>

Preprint submitted on 18 Jan 2019

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.

L'adhésion des assurés aux programmes de prévention santé : Quels facteurs explicatifs ?

Jean-Yves Lesueur, *Université de Lyon, Chaire Prevent' Horizon*

jean-yves.lesueur@univ-lyon1.fr

Correspondance : Université de Lyon, Campus d'Ecully, 93 Chemin des Mouilles BP 167,
69131 Ecully Cedex, France

Courriel : jean-yves.lesueur@univ-lyon1.fr

Résumé : Les réformes du système de santé mises en œuvre ces dernières années dans la plupart des pays, ont eu pour objectif de déplacer le curseur de la médecine curative vers la médecine préventive. Dans un contexte de contraintes budgétaires, ces réformes visent notamment à dynamiser un marché de la prévention afin de réduire les risques et améliorer l'efficacité des dépenses de santé. L'Accord National Interprofessionnel (ANI) mis en place depuis 2016 en France, qui impose aux entreprises du secteur privé de proposer une assurance complémentaire santé à leurs salariés s'inscrit dans ce contexte. Les conditions de cet accord, prévoient en effet qu'une partie des cotisations soit investie par les compagnies d'assurance et les mutuelles dans des programmes de prévention assurant un suivi personnalisé des assurés dans leur hygiène de vie et leur santé. L'adhésion des assurés à ces services, souvent gratuits et joints à l'offre de complémentaire santé, est un des facteurs clefs de la réussite de cette politique de prévention santé. A partir des résultats d'une enquête menée en 2016 auprès d'un échantillon d'assurés d'un groupe mutualiste français, on étudie les déterminants des intentions de participation des assurés interrogés à une telle offre de services. Au-delà des déterminants sociodémographiques régulièrement mis en évidence par les études sur la demande de prévention, nous nous interrogeons plus précisément d'une part sur l'effet des biais comportementaux, et d'autre part sur l'éventuel effet induit du suivi médical sur la participation aux programmes de prévention. Si nos résultats économétriques tendent à modérer l'influence du rôle de la médecine curative sur la participation aux programmes de prévention, ils renforcent en revanche l'influence très significative des biais comportementaux.

Mots clefs : Demande de prévention – assurance santé – biais comportementaux

Abstract : Some recent institutional reforms in different countries introduced incentives to develop individual preventive care attitudes and a new health insurance market design where private insurers invests in preventive action for their customers. In that way, the National Inter professional Agreement that was established since 2016 between insurance companies and private firms in France, generated new forms of private health insurance contract's that includes a free offer of preventive care services for their policyholders. The success of this kind of health preventive action depends on the decision of the policyholders to participate. The purpose of the paper is precisely to evaluate the determinants of the individual's participation to this kind of health preventive program. Using individual data's from an original survey realized by an insurance company to its customers, our econometrics results demonstrated that all other things equals, the decision of participation is largely influenced by health behavior and behavioral bias like procrastination, impulsivity and social norms.

Key words : Health preventive demand – health insurance – behavioral bias

Classification JEL : I11, I12, I13, C35, D91

Cet article a été 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. L'auteur tient à remercier l'un des partenaires mutualistes de la Chaire pour la mise à disposition des données de son enquête 2016, ainsi que Nathalie Havet pour ses remarques et les discussions stimulantes sur la version préliminaire de ce papier.

Introduction :

La loi de modernisation du système de santé de 2016, les lois de programmation du financement de la sécurité sociale de 2017 et de 2018 et la stratégie nationale de santé 2018-2020, ont renforcé l'orientation de la politique publique de santé vers la prévention, notamment dans les domaines de l'addiction (tabac, alcool, drogue), de l'obésité, des infections sexuellement transmissibles et plus généralement de l'hygiène de vie.

Dans un contexte de contrainte financière de notre système de santé, les effets escomptés de la réduction des risques santé par la prévention sont tout d'abord d'ordre microéconomique, via leurs conséquences sur la qualité de vie des salariés, leur satisfaction au travail et la réduction de l'absentéisme source de productivité pour l'entreprise. Mais le déplacement du curseur d'une médecine curative vers une médecine préventive, nourrit également un enjeu plus macroéconomique pour une meilleure adéquation entre les dépenses de santé et l'efficacité de notre système de soins. En effet, si la France occupe en 2014 le 5^{ème} rang des pays de l'OCDE en matière de dépenses courantes de santé (11,1% de son PIB), soit un niveau proche de ses partenaires européens comme la Suède, les Pays-Bas ou l'Allemagne, ses performances en matière de santé supportent difficilement la concurrence par comparaison. La France affiche en 2015 une espérance de vie en bonne santé à 65 ans de 9,8 ans pour les hommes et 10,7 ans pour les femmes, chiffres certes supérieurs à la moyenne de l'Union Européenne (9,4 années pour les femmes comme pour les hommes), mais très en dessous des performances enregistrées par la Suède (15,4 pour les hommes et 16,8 pour les femmes), la Norvège (15,3 années pour les hommes comme pour les femmes) et l'Allemagne (11,4 pour les hommes et 12,3 pour les femmes). Les chiffres relatifs à la mortalité précoce évitable par prévention primaire avant 65 ans sont encore plus alarmants puisque la France se situe en première place avec 92,2 décès pour 100 000 pour les hommes et en 3^{ème} position pour les femmes (27,3 pour 100 000), là où les mêmes pays du nord de l'Europe, voire le Royaume-Uni pour les hommes, enregistrent des résultats bien plus efficaces (40,1 pour 100 000 en Suède pour les hommes et 19,6 pour 100 000 pour les femmes). Sur des indicateurs encore plus fins, 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 VADS¹ (10,6 pour 100 000 contre 2,9 pour 100 000 en Suède).

La loi de sécurisation de l'emploi du 14 juin 2013 a imposé à tout employeur du secteur privé à compter du 1^{er} janvier 2016, de proposer à ses salariés une couverture santé complémentaire satisfaisant à un niveau minimal de garanties. Sous cette impulsion, illustrée par l'Accord National Interprofessionnel (ANI) qui a pris ses effets en 2016, les contrats de prévoyance collectifs négociés entre assureurs et partenaires sociaux ont enregistré cette année-là, une croissance de plus de 2,7% (contre 0,6% seulement pour les contrats individuels). Les termes de l'ANI prévoient que le contrat d'assurance santé proposé présente un « haut degré de solidarité », couvrant au moins 2% des cotisations collectées par les assureurs et dont le contenu précisé dans le décret du 11 décembre 2014 peut couvrir deux types de prises en charge:

- Le financement de tout ou partie de la cotisation des salariés lorsque ceux-ci peuvent bénéficier d'une dispense d'adhésion ou lorsque le montant de leur cotisation est supérieure ou égale à 10 % de leurs revenus bruts ;
- Le financement d'actions de prévention pour les salariés en matière de risques professionnels ou de santé publique, de prestations d'action sociale individuelles, collectives ou encore d'actions collectives pour faire face à la perte d'autonomie.

¹ Cancers des Voies Aéro-Digestives Supérieures

Par son incitation au développement d'un service de prévention santé gratuit et inclusif à l'adhésion à une complémentaire santé, l'ANI s'inscrit également dans les grandes orientations de la politique de santé publique en stimulant les incitations pour le développement de services de prévention annexés aux contrats complémentaires santé, lesquels contribuaient à 13,3% du financement des dépenses de soins et de biens médicaux en 2015.

Les produits d'assurance complémentaire santé négociés par les assureurs avec les partenaires sociaux, puis proposés aux salariés des entreprises privées, offrent aujourd'hui ce type de programme de prévention 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. 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 comparant son âge réel avec un âge fictif tenant compte de son hygiène de vie. Les bons comportements (âge fictif inférieur à l'âge réel) sont récompensés (bonus mesuré en points) par l'accès à 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 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.

L'efficacité de ces programmes et les effets attendus sur le risque santé, tiennent d'une part à l'adhésion des assurés au suivi des parcours individualisés qui leur sont proposés, et d'autre part à la bonne adéquation du profil santé des adhérents (et de leur type de risque santé) avec le programme de prévention. Les premières expériences menées dès 2016 dans le cadre du programme *Vitality* de Générali France, témoignent d'une certaine réticence des assurés à aller jusqu'au bout du protocole et notamment à révéler à leur assureur des informations sur leur hygiène de vie et leur état de santé². Le risque d'anti sélection dans la décision de participation des assurés à ce type de programme, est sans doute lié à plusieurs facteurs qu'il conviendrait de pouvoir identifier pour mieux guider la politique de communication des programmes de prévention proposés par les assureurs en recourant à des incitations douces (*nudges*) dans leurs actions marketing (Thaler et Sunstein 2008).

L'objet de cet article est précisément d'étudier les facteurs explicatifs de l'intention des assurés à adhérer à une offre de programme de prévention par leur assureur. L'originalité de la

² Nous renverrons sur ce point à l'article de Gwendal Perrin du 14/11/2017

<http://www.argusdelassurance.com/acteurs/compagnies-bancassureurs/generali-vitality-les-premiers-enseignements-du-programme.124048>

démarche consiste ici à évaluer l'impact des biais comportementaux. Nous disposons pour cela d'une enquête très originale, menée en 2016 par un des partenaires mutualistes de la Chaire Prevent'Horizon, sur plus de 1700 de ses assurés âgés de plus de 40 ans. Le questionnaire de cette enquête a permis de collecter des données particulièrement riches concernant, au-delà des informations sociodémographiques, l'hygiène de vie, la santé mais également les comportements face au risque, à l'altruisme, à la solidarité et à l'impatience.

Plusieurs questions nourrissent l'intérêt de cette étude appliquée. Quels sont les déterminants de l'adhésion aux programmes de prévention ? Peut-on établir un profil-type des adhérents et en inférer une adéquation entre adhésion et profil risque-santé ? Existe-t-il une complémentarité, une substituabilité ou une totale indépendance entre le suivi médical et la propension à adhérer aux programmes de prévention ?

Pour apporter des réponses à ces questions, l'article est structuré en cinq sections. A partir d'un survol de la littérature théorique comme appliquée, nous identifions dans une première section les déterminants de la demande de prévention santé. La deuxième section est consacrée à la présentation de la base de données. La section trois propose une stratégie économétrique adaptée aux données permettant de contrôler les sources de biais. Des estimations économétriques qui mettent en évidence les facteurs explicatifs de la propension des assurés à adhérer à un programme de prévention proposé par leur mutuelle, sont présentées et discutés dans la cinquième section. La dernière section synthétise les résultats obtenus.

1 – Les déterminants de l'adhésion aux programmes de prévention : fondements théoriques

Un survol de la littérature permet d'identifier les facteurs explicatifs régulièrement avancés dans la demande de prévention.

a) L'éducation et l'âge :

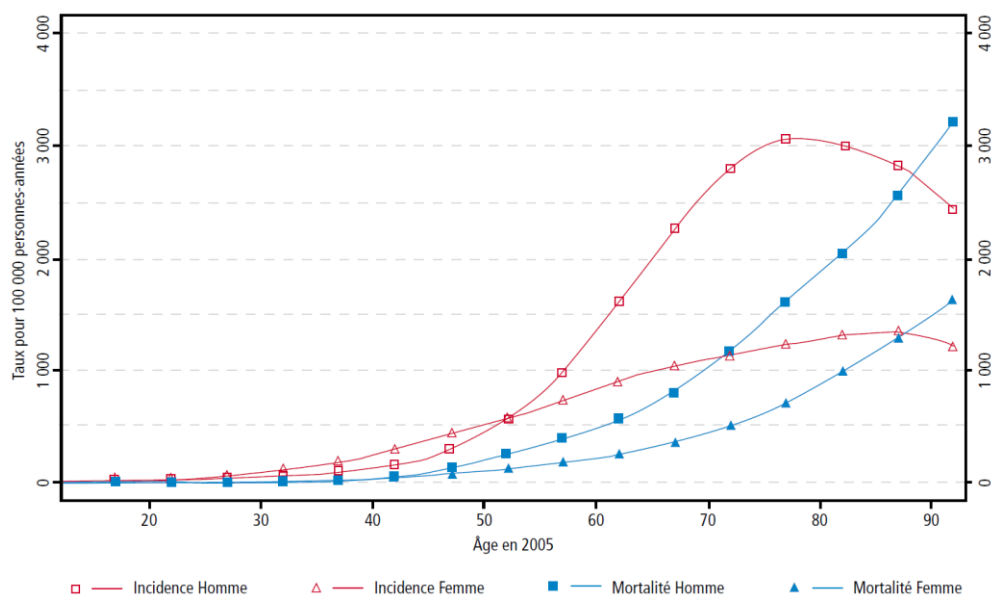
Les déterminants conventionnels de la demande de prévention santé trouvent leurs fondements dans les travaux précurseurs de Becker (1962) et Grossman (1972). Les agents économiques investissent en capital santé comme ils investissent en capital humain, et les demandes de soins (curative et préventive) et d'éducation sont en conséquence liées. La rentabilité de l'investissement en capital humain sur le marché du travail nécessite un entretien régulier du stock de capital-santé par les agents économiques. La demande de santé curative peut donc s'assimiler à la demande d'un bien de consommation produisant des flux d'utilité et sensible aux prix, alors que la demande de prévention s'inscrit plutôt dans une logique d'investissement où les individus entretiennent leur capital-santé pour rentabiliser leur effort d'investissement éducatif et leur expérience professionnelle, via le salaire, sur le marché du travail tout au long de leur cycle de vie. Le capital humain et l'âge exercent donc des effets directs et indirects sur la demande de prévention.

Par la diffusion des connaissances générales, le développement des capacités cognitives, l'investissement en formation initiale engendre une meilleure connaissance des problèmes de santé et des modes d'accès aux soins (littératie), ce qui engendre un effet direct positif du capital humain sur la demande de prévention. Toutefois plus le niveau de capital humain est élevé, plus les individus accèdent à une position élevée dans l'échelle des salaires et plus leur coût d'opportunité augmente. Un niveau élevé de capital humain peut donc aussi réduire l'incitation à détourner une partie du temps disponible vers les actions coûteuses de prévention santé.

Le caractère induit de la demande de soins à l'investissement en capital humain, conduit par ailleurs à un effet non linéaire attendu de l'âge sur la demande de prévention. Le capital humain étant soumis à une loi des rendements non proportionnels sur un horizon temporel couvrant la durée de

vie, sa rentabilité est forte en début de carrière et se réduit à proximité de la fin du cycle de vie. Au-delà, l'incidence du risque santé et les lois de mortalité qui en découlent, suivent un profil non linéaire en fonction de l'âge comme en témoigne la figure 1 issue d'une étude portant sur l'incidence du cancer sur les hommes et les femmes de 1980 à 2005 en France. On s'attend donc à ce que l'investissement en capital santé à des fins préventives suive cette évolution au fil de l'âge.

Figure 1 : Incidence et mortalité par cancers (toutes formes) par âge en 2005 en France.



Source : *Estimation nationale de l'incidence et de la mortalité par cancer en France de 1980 à 2005* Institut de la Veille Sanitaire, Belot A. et al. (2008)

Les travaux économétriques menés depuis plusieurs années ne réfutent pas dans l'ensemble la plupart de ces prédictions. Dans son analyse des déterminants de la demande de prévention du cancer du sein aux Etats-Unis, Kenkel (1994) montre que le niveau d'éducation des femmes américaines augmente significativement la probabilité de celles-ci à se livrer à un test de dépistage. La non linéarité de l'effet mis en évidence, témoigne d'une contribution marginale toujours positive mais décroissante de chaque niveau d'éducation supplémentaire sur la demande de prévention.

Mobilisant les données de 2789 individus appariés avec les données de leur frère ou sœur dans l'état du Wisconsin aux Etats-Unis, Fletcher et Frisvold (2009) mènent une analyse approfondie du sens de la relation unissant la demande de prévention et l'éducation. Ils s'efforcent de contrôler les sources d'endogénéité de l'éducation et de tester le sens de causalité entre l'état de santé et l'éducation. On peut en effet suspecter une causalité inversée si un faible état de santé pendant l'enfance réduit l'accès à l'investissement éducatif. Au-delà, l'effet positif généralement observé de l'éducation sur la prévention peut-être biaisé par l'absence de contrôle de variables fortement corrélées à l'investissement éducatif comme le taux d'impatience, les aptitudes initiales voire encore le taux de couverture d'assurance santé. En mobilisant les informations disponibles sur les tests de QI et la composition des fratries, tout en contrôlant des indicateurs de préférence pour le présent, leurs estimations économétriques renforcent la robustesse d'un effet positif de l'éducation sur la fréquence des visites de médecin, de dentiste, la prévention face à la grippe et le contrôle du cholestérol. Comme pour Kenkel (1994), le contrôle du taux de couverture assurance santé lors des estimations n'affecte pas l'impact positif et significatif de l'éducation sur la demande de prévention, mais chez Fletcher et al. (2009) comme chez Kenkel (1994) l'auto sélection dans le choix de la couverture assurantielle (sélection contraire) n'est pas contrôlée dans ces deux études.

Les travaux menés par Cutler et Lleras-Muney (2010) sur les comportements à risque (tabac, alcool, drogue, obésité) aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, confirment l'effet positif de l'éducation sur la prévention. Lors de leurs estimations économétriques, les auteurs contrôlent outre les caractéristiques individuelles, l'effet des caractéristiques familiales (taille, statut marital), de la localisation spatiale, du niveau de revenu et de la couverture assurance santé. Si ces variables réduisent en moyenne de 20% les valeurs estimées des élasticités des comportements à risque à l'éducation, elles ne remettent pas en cause l'effet statistiquement significatif et positif du niveau de capital humain sur la demande de prévention. Cutler et Lleras-Muney (2010) montrent en particulier qu'une année d'éducation supplémentaire réduit en moyenne de 24% les comportements à risque des plus de 25 ans aux Etats-Unis. L'effet est plus varié selon les types de comportement à risques des 41-42 ans au Royaume-Uni avec des élasticités variant de -3% pour la consommation d'alcool, -6% pour l'obésité jusqu'à -15% pour la consommation de tabac. Pour ce même pays, les informations disponibles sur le test de QI des individus de la 6^{ème} vague (1999-2000) du National Child Development Study, contrôlant ainsi l'effet des compétences cognitives en amont de l'investissement éducatif, permet de conclure à une réduction de l'impact de l'éducation sur les comportements à risque variant de 45% pour la consommation de tabac à 18% pour l'obésité.

b) L'influence de la couverture assurance santé :

La non prise en compte du risque dans le modèle précurseur de Grossman (1972) ne permet pas de dissocier dans son analyse, la spécificité de la demande de prévention par rapport à la demande de soins curatifs. La première se manifeste avant la réalisation de l'aléa (accident, maladie) alors que la deuxième se manifeste plutôt après la réalisation du risque. Or l'existence d'un marché de l'assurance peut affecter la décision d'investissement des individus dans l'auto-prévention. L'article séminal d'Ehrlich et Becker (1972) étudie les conditions d'arbitrage des agents entre demande de prévention et demande d'assurance dans un contexte d'incertitude où leur aversion pour le risque les amène à maximiser l'utilité espérée de leurs gains. Deux types de demande de prévention sont traités dans cette optique.

Dans un contexte d'autoprotection (ou prévention primaire) l'effort d'auto-prévention réduit la probabilité d'émergence du risque santé mais n'affecte pas les dommages. On peut penser notamment aux vaccinations et aux efforts manifestés par les individus en matière d'hygiène de vie, d'activités physiques et mentales qui réduisent l'émergence des risques cardio-vasculaire ou de dépendance. Dans le cas général, les prédictions du modèle d'Ehrlich et Becker (1972) concluent à une indétermination du sens de la relation entre demande de prévention et couverture assurance. En effet par son effet direct sur le coût, l'effort de prévention réduit la richesse attendue dans les deux états de la nature, mais l'améliore tout aussi bien dans ces deux états du fait de la baisse attendue de la prime d'assurance. L'assurance décourage l'autoprotection mais à l'inverse elle encourage l'autoprotection si la prime est négativement reliée à l'effort de prévention. Dans le cas particulier où la prime d'assurance n'est pas chargée, les auteurs montrent qu'au voisinage de la couverture complète (prime actuarielle), une complémentarité peut toutefois exister pour une valeur non nulle de l'effort de prévention entre demande de prévention et demande d'assurance. Il n'y aurait donc pas d'aléa moral dans ce cas particulier.

Dans le cas de l'auto-assurance (ou prévention secondaire), l'effort d'auto-assurance de l'agent réduit les dommages mais n'affecte pas le risque. L'effort manifesté par les individus pour se livrer à des tests de dépistages s'inscrit dans cette logique de prévention secondaire. Les propriétés d'équilibre du modèle concluent dans ce cas à une substituabilité entre demande de prévention et demande d'assurance. En effet contrairement à l'autoprotection, l'auto-assurance joue, comme

l'assurance, un effet redistributif sur la richesse entre les deux états de la nature (par la réduction marginale du dommage). Mais cet effort n'a pas d'effet sur la richesse dans le bon état de la nature, la prime d'assurance étant dans ce cas fixe. Lorsque l'effort de prévention augmente, son prix (via le coût marginal de l'effort) augmente en rapport du prix de l'assurance qui lui, reste inchangé. Cet effet prix relatif réduit la demande de prévention. Les prédictions de Grossman (1972) quant à l'effet non linéaire de l'âge sur la demande de prévention sont ici renforcées puisque le risque santé augmente avec l'âge.

La prise en compte de l'arbitrage entre demande de prévention et demande d'assurance a fait l'objet de relativement peu d'études empiriques poussées dans le domaine de l'assurance santé, contrairement au cas de l'assurance automobile. Dans les travaux que nous venons de citer (Kenkel 1994, Fletcher et Frisvold (2009), Cutler et Lleras-Muney (2010)), et qui portent essentiellement sur la prévention primaire, les résultats économétriques mettent en évidence un effet positif de la couverture assurantielle sur la demande de prévention. Toutefois, ces travaux ne contrôlent pas l'éventuelle endogénéité du choix de couverture assurance santé par l'assuré. 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 endogène qui gouverne le choix de la couverture assurantielle en fonction du type de l'assuré, information non observable par l'assureur (sélection contraire).

Chiappori et Salanié (2000), Cohen et Siegelman (2010), ont proposé des méthodes économétriques adaptées au traitement de cet effet de sélection. 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'autoprévention et l'assurance. En contrôlant l'endogénéité du choix de la couverture santé, 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. A partir des données de l'enquête santé 1994 menée en Catalogne, Vera-Hernandez (1999) s'est intéressé à l'effet de la souscription d'une assurance complémentaire santé privée sur la fréquence des visites de médecins spécialistes en contrôlant l'endogénéité du choix de la couverture santé complémentaire. Les résultats économétriques font globalement apparaître un impact significatif et positif de la couverture assurance, laquelle augmente de 27% en moyenne la fréquence des visites de médecins spécialistes. L'auteur montre toutefois que cet effet d'aléa moral est surtout observable dans le sous échantillon des chefs de ménages mais n'apparaît plus lorsque l'on restreint l'analyse aux seuls ayants droits de l'assuré.

Dans le cadre de la prévention secondaire, Pannequin, Corcos et Montmarquette (2016) ont récemment confirmé la substituabilité entre demande de prévention et demande d'assurance dans 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 manifesté au cours de l'expérience une relative inertie dans leur décision de couverture assurantielle.

- c) Existe-t-il un effet d'induction de la demande de soins curatifs sur le comportement de prévention ?

Etudier les déterminants de la demande de prévention santé, conduit aussi à s'interroger sur les effets d'interaction ambigus entre la médecine curative et la médecine préventive. Une surconsommation de soins peut être liée à l'asymétrie informationnelle qui caractérise la relation entre le médecin et son patient (Evans 1974, Pauly 1980). Celle-ci est exacerbée dans un système d'assurance santé public qui, via les cotisations salariales, redistribue à la collectivité la charge des remboursements de soins. Dans leur étude économétrique, Delattre et Dormont (2000) ont clairement fait apparaître un tel effet d'induction de la demande de soins par les médecins libéraux français notamment du secteur 1, à partir d'un panel de 8000 généralistes et spécialistes observés sur la période 1979-1993.

Une autre forme d'effet induit, plus favorable celui-ci, peut toutefois être envisagée quant à l'impact des visites chez le médecin traitant sur les comportements de demande de prévention. Tel est l'enjeu de l'étude de Carrieri et Bilger (2013) qui s'interrogent sur la sous-utilisation des tests de prévention du cancer du sein et du col de l'utérus en Italie, alors même que ces tests sont pris en charge par l'assurance santé. Leur modèle de demande de prévention est adapté au contexte traité en intégrant au-delà des caractéristiques sociodémographiques, le rôle d'interaction des médecins généralistes avec leurs patients ainsi que les contraintes d'éloignement des centres de soins. Après contrôle de l'endogénéité de la fréquence de visites chez les généralistes, les résultats de leurs estimations économétriques, qui portent sur plus de 53000 femmes âgées de 25 à 69 ans, montrent un impact statistiquement significatif et positif du contact avec les généralistes sur la fréquence des tests de prévention. Les auteurs évaluent la part contributive de cet effet induit sur la probabilité de recours aux tests de prévention à 4%.

La complémentarité entre médecine curative et médecine préventive est confirmée par l'expérience naturelle menée par Cabral et Cullen (2017) à partir des données portant sur les contrats d'assurance collectifs offerts aux salariés du groupe Alcoa aux Etats-Unis. Cette firme qui emploie près de 48000 salariés sur le territoire américain, a mis en place en 2004 un nouveau design de sa couverture santé, modifiant drastiquement les taux de remboursement entre les actes de médecine curative et les actes de prévention. Avant 2004, le reste à charge des assurés était identique et bas quel que soit le type d'actes. Depuis 2004, le nouveau système de couverture santé mis en place a conduit à une plus forte contribution des assurés pour les actes de santé curative et une prise en charge totale pour les actes de prévention. L'expérience naturelle menée dans cette étude vise à étudier l'impact de cette mesure sur la fréquence du recours aux tests de dépistage des cancers du col de l'utérus, du sein, du colon ainsi que le dépistage du cholestérol et la vaccination infantile. Les résultats économétriques montrent que globalement, via la modification des taux de prises en charges, l'augmentation du prix relatif de la médecine curative par rapport à la médecine préventive s'est traduite par une baisse de la demande de soins curatifs, mais également par une réduction du recours aux actes de prévention, malgré la gratuité de ces derniers. Ce résultat qui témoigne d'une élasticité prix croisée négative de la demande de prévention, milite en faveur d'une complémentarité et non d'une substituabilité entre médecine curative et médecine préventive. Les résultats de Cabral et Cullen (2017) confirment également l'influence positive et significative des contacts avec le médecin généraliste sur la fréquence du recours aux tests de dépistage, témoignage de l'effet induit de la médecine curative abordé plus en amont.

d) Les déterminants comportementaux :

Les travaux de l'économie comportementale ont révélé l'existence de biais comportementaux qui peuvent affecter la rationalité des agents économiques, en matière de demande de prévention. Kahneman et Tversky (1979), Thaler et Sunstein (2009) montrent 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. L'enquête « *Révolution numérique et assurances* » menée en 2015 par *Hub Tday Insurance / GfK research*, auprès de 2215 personnes et portant sur le recours aux objets connectés en lien avec l'assurance santé, montre que si 51% des répondants déclarent être favorables à une offre de bracelets connectés couplée avec un 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%)³. Ces deux observations ne sont pas sans rappeler l'influence des biais d'inertie (préférence pour le statu quo et la relation bilatérale avec son médecin) et d'incohérence temporelle (sur-pondération du présent) dans les choix, mis en évidence par l'économie des comportements. Identifier les facteurs comportementaux qui agissent sur la demande de prévention peut permettre de mieux cibler le contenu des messages associés aux campagnes de prévention et rendre les assurés plus réceptifs aux risques santé. C'est tout l'effet attendu du paternalisme libertarien proposé par Thaler et Sunstein (2008) à travers les « *nudges* ». Meyer et Delhomme (2000) ont mené une étude expérimentale pour évaluer l'influence des messages de prévention sur l'évolution du degré d'optimisme comparatif (moi face à autrui) dans des contextes de risques santé. Ces messages pouvaient être construits de deux manières. Dans un cas l'accent était mis sur les conséquences positives de la prévention (ex : « l'important c'est la vie »), dans un autre sur les conséquences négatives et coûteuses (« une vie est vite enlevée »). Les résultats de leur étude confirment l'effet « *nudge* » sur la perception du message de prévention. Les participants se révèlent en effet plus concernés qu'autrui face au risque santé lorsqu'un cadrage négatif du message de prévention est utilisé et que le cadrage porte sur une cible abstraite (quelqu'un de sa « génération » plutôt qu'un « proche »).

Si l'analyse des biais comportementaux a fait l'objet de nombreuses études expérimentales, quoique peu souvent appliquées au domaine de la santé, les études économétriques menées dans ce sens sont encore plus rares. L'étude récente de Van der Pol, Henessy et Manns (2017) est en ce sens originale. Ces auteurs ont étudié l'impact de certains biais comportementaux sur les comportements de prévention à partir des données d'une enquête portant sur 1637 individus de plus de 40 ans domiciliés dans l'ouest canadien et soumis à des risques de santé chroniques (hypertension, diabète, infarctus, AVC). À partir de la construction de scores issus des réponses au questionnaire de l'enquête, ils évaluent l'impact de l'aversion au risque et de l'impatience sur la probabilité des patients d'adhérer aux conseils de prévention de leurs médecins (régime alimentaire et activités physiques). Leurs résultats montrent un effet statistiquement significatif et négatif de l'impatience de court terme (notamment pour les hommes) sur l'adhésion aux conseils de prévention, mais aucun effet significatif du comportement à l'égard du risque.

³ 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%.

Dans leur étude déjà mentionnée en amont de cet article, Curtler et Lleras-Muney (2010) ont également contrôlé l'impact de l'impatience et de l'impulsivité sur les comportements à risque (tabac, et obésité notamment) aux Etats-Unis. Ils montrent que l'inclusion d'une variable mesurant le taux de préférence pour le présent contribue significativement en faveur d'une réduction de ces comportements à risque pour les individus les plus patients, réduisant de 8% pour la consommation de tabac et de 1% pour l'obésité la contribution de la variable capital humain. Dans cette étude également, la prise en compte des scores d'aversion au risque est statistiquement significative et influence négativement les comportements à risques.

Les individus sont souvent influencés dans leurs actions par des normes sociales et la pression de leurs pairs. Le comportement individuel est donc souvent dicté par une volonté de ne pas se démarquer du groupe de référence auquel on s'assimile. Cette pression par les pairs peut générer des comportements efficaces lorsqu'elle agit en faveur d'actions bénéfiques pour la collectivité⁴, mais elle peut également générer et dynamiser des comportements déviants, non favorables au bien-être collectif, tels que la fraude ou plus généralement le *free riding*. Ces effets de pairs sont à l'origine du multiplicateur social (Lindbeck et Persson, 2018). En matière de prévention santé on comprend bien que l'effort de chaque assuré, n'agit pas seulement sur son bien être privé mais ne générera également des effets d'externalités attendus sur la collectivité (réduction de la mortalité précoce évitable, réduction des dépenses de santé, assainissement des finances publiques...), qu'à la condition que les comportements de passager clandestin ne se généralisent pas. L'adhésion et la participation à des programmes de prévention offerts en lien avec les contrats d'assurance complémentaire santé relève donc de manière non négligeable d'un engagement (contrat) moral entre l'assuré et ses pairs. L'adhésion peut donc être étroitement liée au conformisme des assurés aux principes de la mutualisation des risques et plus fondamentalement à leur respect des normes sociales. Curtler et Lleras-Muney (2010) ont intégré un score d'intégration sociale⁵ dans leur analyse des déterminants des comportements à risque (tabac, alcool, obésité, drogue) sur les données américaines et anglaises. Sur les données américaines du National Survey of Middle Development observées de 1995 à 1996 comme sur les données anglaises du National Child Development Study de la vague 1999-2000, cet effet d'intégration sociale affecte positivement et significativement l'effort d'hygiène de vie, les comportements de prévention et tend à réduire la consommation de tabac.

La déformation des probabilités objectives, la référence à un point de statu quo lors des décisions en avenir risqué et l'aversion aux pertes, sont autant de biais comportementaux illustrés par les paradoxes de la fonction d'utilité Neumanienne (paradoxe d'Allais, d'Ellsberg) régulièrement mis en évidence par les expériences en laboratoire. Les travaux développés à la frontière de l'économie et de la psychologie sociale par Kahneman et Tversky (1979) ont contribué à l'élaboration de la théorie des perspectives. Dans certains contextes, les comportements des assurés peuvent souffrir d'un biais d'optimisme et sous évaluer leur perception du risque santé. Les formes de sur-confiance ou d'excès d'optimisme peuvent être variées comme la surestimation du contrôle d'un risque (effet « *better than average* »), le biais d'attribution causale, qui consiste à attribuer le succès d'une action risquée à son effort mais l'échec à la malchance, voire encore les erreurs d'évaluation d'une loterie. La sur-confiance des agents dans leur état de santé peut à ce titre influencer leur comportement en matière de demande de prévention. Si les expériences en laboratoire permettent de produire des données individuelles observables sur ce type de biais comportemental, tel n'est pas le cas des données réelles issues d'enquêtes. De fait l'absence de contrôle de cette source d'hétérogénéité inobservable lors des estimations économétriques de la demande de prévention peut-être une source de biais non négligeable.

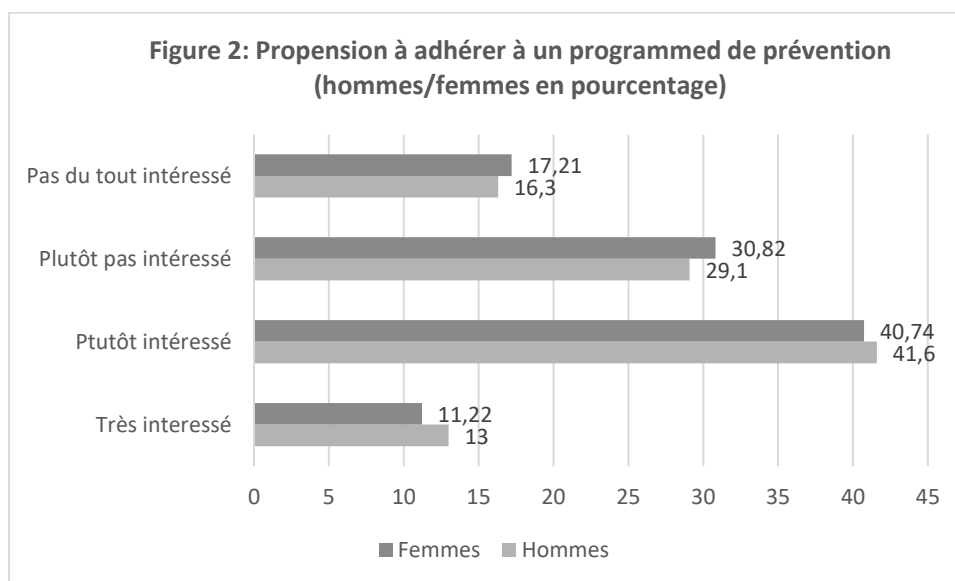
⁴ Exemple : Le système du micro crédit via l'entraide villageoise dans les pays en voie de développement, initialement créé en 1976 par Muhammad Yunus en Inde (Grameen bank).

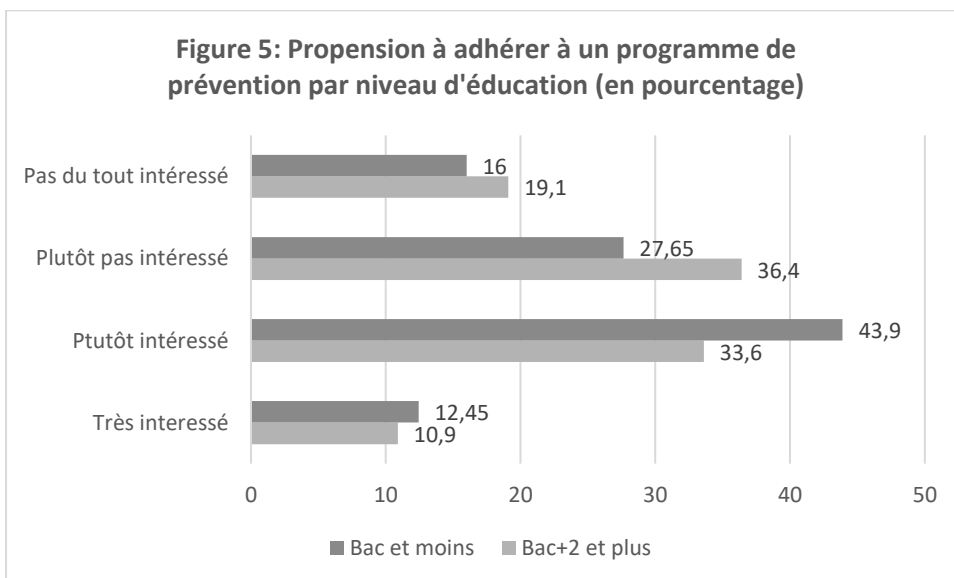
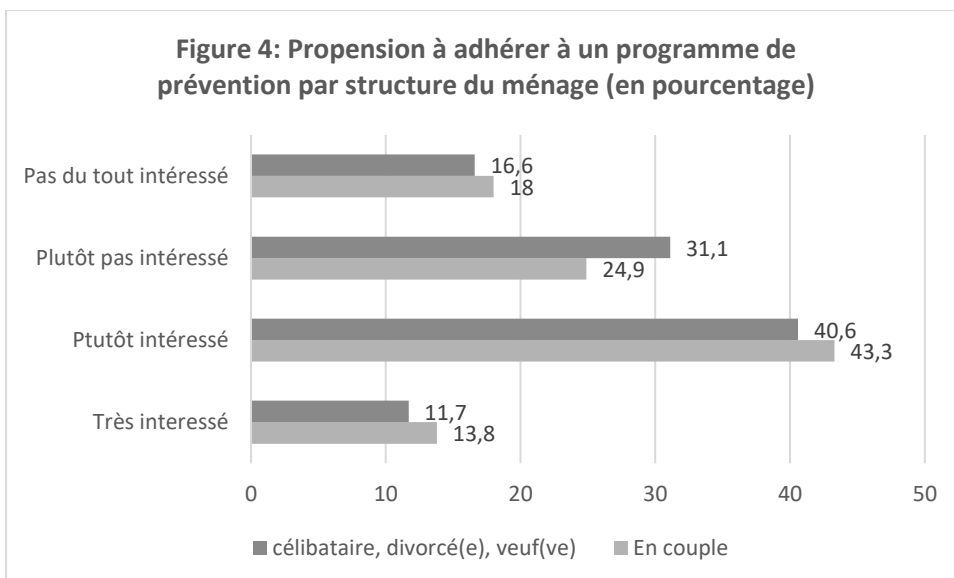
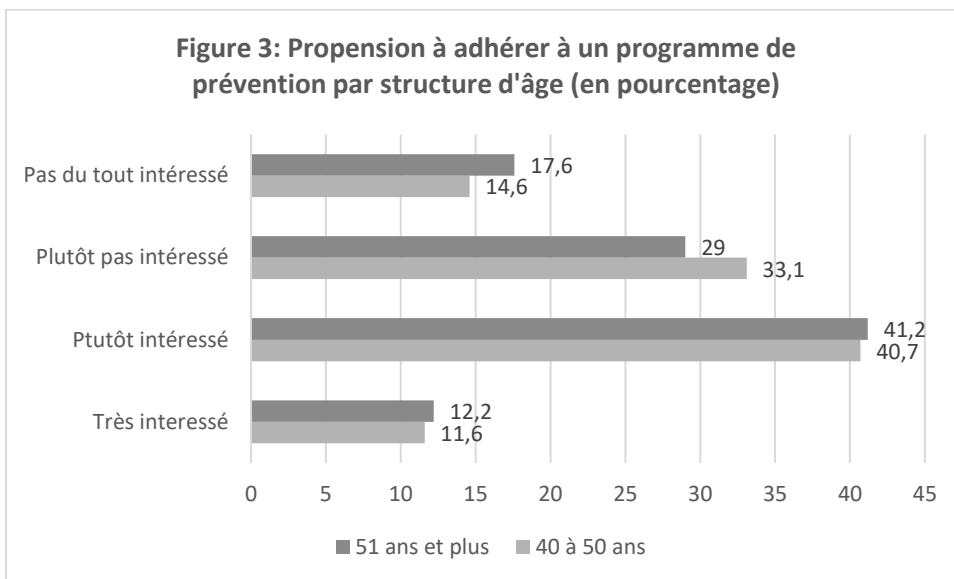
⁵ Les scores d'intégration sociale ont été construits à partir des réponses des enquêtés aux questions portant sur leurs liens sociaux, la qualité de leurs relations avec leur famille, leurs amis.

2 – Présentation de la base de données :

Nous mobilisons dans cette étude les données issues d'une enquête menée en 2016 auprès d'un échantillon de plus de 1700 assurés de plus de 40 ans par une mutuelle santé. L'échantillon est représentatif de la structure par genre, par âge et par type d'assurance complémentaire santé (individuelle versus collective). Les assurés ayant déclaré n'avoir jamais eu d'activité professionnelle (17) et ceux ne disposant pas de revenus (5) ont été exclus de l'échantillon. Le questionnaire permet de rassembler des informations originales qui concernent, outre les caractéristiques sociodémographiques, la perception du risque, de l'avenir et du rapport à autrui, l'état de santé et les efforts de prévention, la vie familiale et sociale, le vieillissement et la préparation des vieux jours ainsi que la perception subjective du rôle des mutuelles. Notre variable d'intérêt se situe au niveau d'une des questions posées en fin d'interview et portant sur l'intérêt porté par les enquêtés sur une offre de conseils de prévention que pourraient leur apporter leur mutuelle, sous la garantie de sécurité des données sur leur état de santé. Les enquêtés étaient invités à indiquer leur niveau d'intérêt [0 pas du tout intéressé ; 1 plutôt pas intéressé ; 2 plutôt intéressé ; 3 très intéressé] à la proposition suivante: « *Demain, votre mutuelle vous garantit la sécurité de toutes vos données et à partir de ces dernières, vous propose des conseils de prévention* ». Cette proposition suivait d'autres propositions concernant la constitution d'un coffre-fort individuel garantissant la sécurité de toutes les données et la mise en place sous cette condition, d'un tableau de bord de suivi de la santé. Les réponses données quant à l'intérêt d'une offre de service de prévention étaient donc conditionnées par ces propositions précédentes.

Les intentions formulées par les assurés face à cette proposition d'une offre de service de prévention, que nous assimilerons à une propension à adhérer à un programme de prévention, sont bien renseignés (1589 réponses) et manifestent une distribution bien équilibrée entre les quatre modalités. 12 % des assurés se déclarent très intéressés, 40,8% plutôt intéressés, 30,3% plutôt pas intéressés et 16,7 pas du tout intéressés. Les figures 2 à 5 permettent une première analyse de la distribution de ces réponses par genre, structure d'âge, structure familiale et niveau de diplôme regroupés.





L'analyse de ces premières statistiques descriptives montre qu'en moyenne et toutes choses égales par ailleurs, 54,6 % des hommes se déclarent très intéressés ou plutôt intéressés par l'offre d'un service de prévention par leur mutuelle, pourcentage plus élevé que celui des femmes (51,96%). Les assurés vivant en couple manifestent également un plus grand intérêt que les personnes seules (57,1% d'avis très ou plutôt favorables contre 52,3%). Les résultats obtenus par structure d'âge ne laissent pas apparaître une différence sensible entre les 40-50 ans et les plus de 50 ans (52,3% contre 53,4%). Le résultat le plus surprenant concerne l'effet du niveau d'éducation. En effet ce sont ici avec une large majorité les moins éduqués qui déclarent être très ou plutôt intéressés par l'offre d'un service de prévention par leur mutuelle (56,35% contre 44,5%). Cette première observation, qu'il faut analyser avec prudence car elle ne contrôle pas l'effet des autres facteurs corrélés avec l'éducation ayant pu conditionner une telle réponse, n'est pas conforme aux effets attendus du niveau d'éducation sur la demande de prévention dont les fondements ont été présentés dans la section 1.

Les tableaux 1a et 1b recensent les statistiques descriptives des principales variables de notre échantillon mobilisées dans cette étude. Les informations y sont structurées dans la logique des déterminants attendus de l'adhésion à l'offre de prévention tels que nous les avons présentés dans la section 1.

En moyenne les femmes représentent 58,3% des enquêtés et près de 74% de l'échantillon est âgé de plus de 51 ans. Plus de 75% des assurés vivent en couple. La répartition de la population par niveau d'études fait apparaître que près de 28% est titulaire d'un diplôme supérieur au baccalauréat et plus de 56 % ont un niveau de formation inférieur. Les cadres et professions intermédiaires couvrent 39 % de la population contre plus de 51% pour les ouvriers et employés. Sur la base du salaire médian français mesuré en 2015 (soit 21564 €) la distribution par classe de revenus fait apparaître que plus de 64% de l'échantillon se situe au-dessus de cette référence.

Les données collectées permettent d'apporter des informations précises sur l'hygiène de vie, l'état de santé perçu et la prise de risque en matière de santé. La moyenne de l'indice de masse corporelle se situe légèrement au-dessus du critère de normalité (entre 18,5 et 25) et la distribution manifeste la présence de situations extrêmes de maigreur et d'obésité. 47,4 % des enquêtés ont déclaré avoir rencontré un problème de santé au cours des 12 derniers mois et près de 22% témoignent d'un suivi médical régulier. Des indicateurs qualitatifs permettent de hiérarchiser les niveaux d'effort en matière d'hygiène de vie, et de prises de risques au niveau professionnel ou lors des loisirs.

L'évaluation des comportements à l'égard du risque et de l'impatience ont été réalisés à partir de la constitution d'échelles ou en soumettant les enquêtés à des choix de loteries. Des déclarations subjectives de leur perception de l'aversion au risque et de leur degré d'impulsivité (31,6 % des enquêtés manifestent une certaine impulsivité dans leurs décisions) ou de procrastination complètent ces informations. Sur cette dernière caractéristique, 8,6% des enquêtés déclarent attendre le dernier moment pour réaliser une obligation pénible et 41,2% témoignent manifester un peu de retard dans l'exécution d'une telle tâche. Sur des critères de mesure plus indirects concernant l'arbitrage intertemporel et la prévoyance, plus de 55% des enquêtés disposent d'un contrat assurance vie et près de 43% détiennent un plan d'épargne logement.

Tableau 1a : Description statistique de l'échantillon : caractéristiques socio-économiques

| Variables | Nbre obs. | Moyenne | Ecart-type | Minimum | Maximum |
|--|-------------|----------|------------|---------|---------|
| Caractéristiques socio-démographiques | 1735 | | | | |
| Genre (Femme=1) | | 58,386 % | | 0 | 1 |
| Age 40 à 50 ans | | 26,10 % | | 0 | 1 |
| Age 51 à 65 ans | | 41,74 % | | 0 | 1 |
| Age 66 ans et plus | | 32,16 % | | 0 | 1 |
| Statut marital | 1736 | | | | |
| Célibataire, divorcé, séparé | | 18,66 % | | 0 | 1 |
| Marié, pacsé, concubinage et vie maritale | | 75,06 % | | 0 | 1 |
| Veuf, veuve | | 6,28 % | | | |
| Niveau de diplôme | 1697 | | | | |
| Aucun diplôme | | 7,483 % | | 0 | 1 |
| Certificat Etudes Primaires | | 10,960 % | | 0 | 1 |
| BEPC | | 6,482 % | | 0 | 1 |
| CAP et BEP | | 30,819 % | | 0 | 1 |
| Baccalauréat | | 16,322 % | | 0 | 1 |
| Autres diplômes niveau IV | | 2,298 % | | 0 | 1 |
| Bac+2 | | 12,846 % | | 0 | 1 |
| Bac + 3 / Bac+4 | | 7,130 % | | 0 | 1 |
| Bac+5 | | 5,000 % | | 0 | 1 |
| Doctorat | | 0,648 % | | 0 | 1 |
| Catégorie Socio-Professionnelle | 1518 | | | | |
| Cadre et prof. Intellectuelle supérieure (3) | | 18,050 % | | 0 | 1 |
| Profession intermédiaire (6) | | 21,080 % | | 0 | 1 |
| Employé (4) | | 27,338 % | | 0 | 1 |
| Ouvrier (5) | | 24,110 % | | 0 | 1 |
| Artisan, commerçant, chef d'entreprise (2) | | 7,509 % | | 0 | 1 |
| Agriculteur exploitant (1) | | 1,910 % | | 0 | 1 |
| Niveau de revenu annuel | 1572 | | | | |
| [42000 – 54000 et plus] | | 20,292 % | | 0 | 1 |
| [30000 – 41999] | | 22,901 % | | 0 | 1 |
| [21600 – 29999] | | 21,501 % | | 0 | 1 |
| [15600 – 21599] | | 15,076 % | | 0 | 1 |
| [10800 – 15599] | | 10,560 % | | 0 | 1 |
|]0 – 10799] | | 9,670 % | | 0 | 1 |

Tableau 1b: Description statistique de l'échantillon : caractéristiques santé et comportementales

| Variables | Nbre obs. | Moyenne | Ecart-type | Minimum | Maximum |
|---|-----------|----------|------------|---------|---------|
| Caractéristiques risque santé / hygiène de vie | | | | | |
| Indice de Masse Corporelle | 1685 | 26,01 | 4,73 | 13,79 | 54,57 |
| Suivi médical régulier | 1708 | 21,779 % | | 0 | 1 |
| Etat de santé 12 derniers mois | 1714 | 2,599 | 0,868 | 0 | 4 |
| Problème de santé 12 derniers mois | 1715 | 47,405 % | | 0 | 1 |
| Satisfaction subjective santé | 1689 | 6,957 | 1,951 | 0 | 10 |
| Fréquence activités physiques modérées (marche, ménage, jardinage) | 1721 | 2,527 | 0,786 | 0 | 3 |
| Prise de risque / vie professionnelle | 1677 | 1,122 | 0,910 | 0 | 3 |
| Prise de risques / pratiques sportives | 1648 | 0,652 | 0,767 | 0 | 3 |
| Surveille son poids (Risque4) | 1698 | 2,087 | 0,929 | 0 | 3 |
| Surveille son alimentation sans régime | 1700 | 2,226 | 0,919 | 0 | 3 |
| Pratique sport régulièrement | 1705 | 1,439 | 1,008 | 0 | 3 |
| Accepte des sacrifices pour son hygiène de vie | 1715 | 1,979 | 0,852 | 0 | 3 |
| Caractéristiques comportementales | | | | | |
| Degré de risquophilie (subjectif) | 1705 | 4,116 | 2,416 | 0 | 10 |
| Degré de procrastination | 1719 | 0,584 | 0,645 | 0 | 2 |
| Degré d'impulsivité | 1712 | 0,316 | 0,465 | 0 | 1 |
| S'estime prévoyant | 1712 | 6,946 | 2,212 | 0 | 10 |
| Détient un compte ou plan d'épargne - logement | 1596 | 0,429 | | 0 | 1 |
| Détient un contrat d'assurance vie | 1607 | 0,551 | | 0 | 1 |
| Développe un lien social | 1700 | 0,745 | | 0 | 1 |
| Refus participations aux actions de solidarité mutualiste | 1688 | 0,239 | | 0 | 1 |
| Variable d'intérêt : Adhésion prévention | | | | | |
| Déclare être prêt à adhérer à des conseils de prévention proposés par la mutuelle sous garantie de sécurité des données | 1589 | 1,483 | 0,909 | 0 | 3 |

Les questions portant sur la vie sociale et sur le rôle des mutuelles ont permis de retenir deux mesures du degré d'intégration sociale. Ainsi 74,5 % des assurés déclarent développer et entretenir

un lien social avec les autres, mais près de 24% d'entre eux font clairement état d'un refus de participation à toute activité de solidarité mutualiste⁶.

Seuls les indicateurs qui se sont révélés significatifs dans notre analyse économétrique sont reportés dans les tableaux 1a et 1b. A ce titre les questions permettant de mesurer des indices d'altruisme de la part des assurés, ne se sont jamais avérées significatives dans les résultats économétriques qui suivent.

3 – Présentation de la stratégie économétrique :

La base de données nous permet d'identifier comme proxy de l'indicateur d'adhésion à un programme de prévention, l'évaluation qualitative formulée par les assurés à la proposition d'une offre de service de prévention sous la condition de sécurisation des données personnelles et dont nous avons étudié la distribution dans la section 2. Les quatre modalités de réponses des assurés ont été codées : 0 pour « pas du tout intéressé », 1 pour « plutôt pas intéressé », 2 pour « plutôt intéressé », et 3 pour « très intéressé ». Les outils de l'économétrie des variables qualitatives ont été retenus en utilisant un modèle probit ordonné particulièrement adapté à la hiérarchie des préférences exprimés par les assurés sous ces quatre modalités. Pour cela, on suppose que leurs valeurs dépendent directement de la position d'une variable latente notée ADH^* par rapport à trois seuil γ_1 , γ_2 et γ_3 tels que :

$$ADH_i \begin{cases} = 0 \text{ si } \Pr(ADH_i^* < \gamma_1) \\ = 1 \text{ si } \Pr(\gamma_1 < ADH_i^* < \gamma_2) \\ = 2 \text{ si } \Pr(\gamma_2 < ADH_i^* < \gamma_3) \\ = 3 \text{ si } \Pr(\gamma_3 < ADH_i^*) \end{cases}$$

avec

(Modèle 1)

$$ADH_i^* = \beta' X_i + \varepsilon_i$$

où X_i est un vecteur contrôlant nos trois groupes de variables présentées dans la section 1, β le vecteur des estimateurs associés aux variables explicatives et ε_i un terme aléatoire représentant les facteurs d'hétérogénéité inobservables et suivant une loi normale. Toutes les estimations ont été réalisées en utilisant la méthode de la correction de White [1978]. Cette procédure d'estimation permet d'obtenir des t tests non biaisés sur les variables exogènes du modèle en présence d'un éventuel biais d'hétéroscédasticité. Nous envisageons d'estimer ce premier modèle (modèle 1) en intégrant progressivement les groupes de variables explicatives identifiées dans la section 2. Comme Fletcher et Frisvold (2009) nous souhaitons identifier l'influence du contrôle de variables corrélées avec la variable éducation sur la sensibilité de ce déterminant à la demande de prévention formulée par les assurés. Cette méthode permet également de mesurer l'effet spécifique des variables comportementales qui constitue l'un des apports originaux des estimations économétriques que nous proposons par rapport à la littérature.

L'absence d'informations dans l'enquête sur le niveau de couverture assurance santé des enquêtés, ne nous a pas permis d'évaluer directement la complémentarité ou substituabilité entre couverture assurantielle et demande de prévention, approximée ici par l'intérêt manifesté par une

⁶ La partie du questionnaire portant sur les valeurs de solidarité véhiculée par l'esprit mutualiste, interrogeait les assurés sur plusieurs actions de solidarité auxquelles leur mutuelle pourrait les inviter à participer (bénévolat, effort de prévention, aides à d'autres adhérents, dons...). L'une des réponses possibles permettait aux enquêtés d'exprimer leur refus de toute participation à ces options.

offre de programme de prévention. On peut s'interroger sur le risque de biais qu'une telle variable omise pourrait provoquer dans les estimations économétriques du modèle 1. Au-delà du problème de la règle de sélection qui préside au choix du taux de couverture en fonction du type de risque des assurés (sélection contraire), l'endogénéité de la variable de suivi médical que nous souhaitons intégrer pour identifier le caractère induit de la médecine préventive sur la prévention peut - être renforcée par l'absence de contrôle de la couverture assurance santé des assurés. On peut en effet suspecter que la surestimation de l'effet d'induction sera d'autant plus forte qu'une corrélation positive est a priori attendue entre le degré de couverture assurance santé des assurés et la régularité de leur suivi médical. Le niveau de couverture santé peut donc, pour toutes ces raisons, générer une règle de sélection non-ignorable de la part des individus de l'échantillon lors de leur décision concernant leur suivi médical régulier. Traiter le risque d'endogénéité du suivi médical peut donc permettre de contrôler le biais dû à l'absence d'information sur le taux de couverture assurantielle. Pour faire face à ce problème nous avons mené des estimations économétriques complémentaires en mobilisant deux méthodes (dénommées modèles 2 et modèle 3 dans ce qui suit) dont les hypothèses alternatives sont englobantes.

Dans le modèle 2, nous adoptons la méthode proposée par Heckman et Robb (1985) face à un risque de sélection endogène. Elle consiste à estimer dans une première étape l'équation de suivi médical par un modèle probit, puis d'intégrer dans une deuxième étape les valeurs prédites de cette probabilité (variable notée $SUIV\hat{I}$) dans l'équation de probit ordonné, en lieu et place de la variable binaire de suivi médical. La structure du modèle 2 est donc la suivante :

$$ADH_i \begin{cases} = 0 \text{ si } \Pr(ADH_i^* < \gamma_1) \\ = 1 \text{ si } \Pr(\gamma_1 < ADH_i^* < \gamma_2) \\ = 2 \text{ si } \Pr(\gamma_2 < ADH_i^* < \gamma_3) \\ = 3 \text{ si } \Pr(\gamma_3 < ADH_i^*) \end{cases}$$

avec

(Modèle 2)

$$ADH^* = \beta_2' X_2 + \delta' SUIV\hat{I} + \varepsilon_2$$

et

$$SUIVI = \begin{cases} 1 & \text{si } SUIVI^* = \beta_1' X_1 + \alpha' Z + \varepsilon_1 > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Où les termes d'erreurs $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ suivent une loi normale $\varepsilon_i \approx N[0,1]$, sous l'hypothèse $\rho = E(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = 0$ d'absence de corrélation.

$SUIVI^*$ et ADH^* sont les deux variables latentes dépendantes concernant pour la première, la décision de suivi médical, et pour la deuxième, l'intérêt déclaré à adhérer au programme de prévention. Ces variables latentes sont partiellement observables et sont telles que $SUIVI = 1$ si $SUIVI^* > 0$ et $ADH=1$ si $ADH^* > 0$.

X_1 et X_2 sont les vecteurs de variables contrôlant les caractéristiques sociodémographiques, les facteurs d'hygiène de vie et de risque santé et les variables comportementales. Z est le vecteur des variables instrumentales. β_1, β_2 et γ sont les estimateurs associés aux vecteurs X_1, X_2 et Z .

Les variables explicatives de l'équation de sélection réunissent outre la plupart des variables sociodémographiques et comportementales retenues dans notre étude, des instruments spécifiques

qui pourraient être corrélés à la demande de soins curatifs et à la couverture assurance santé non observable, sans être corrélés avec la variable d'intérêt. Les instruments retenus à ce niveau sont relatifs d'une part aux indicatrices de catégories socio-professionnelles (non présentes dans l'équation d'intérêt car non significatives) et les variables de l'enquête portant sur l'état de santé des assurés. Trois instruments spécifiques ont été retenus à ce niveau que sont la satisfaction subjective déclarée sur l'état de santé (codée de 0 à 10), l'état de santé déclaré lors des 12 derniers mois (codée de 0 à 4) et l'existence d'un accident de santé lors des 12 derniers mois.

L'une des limites de la procédure en deux étapes de ce modèle 2, tient au fait que sa robustesse économétrique est conditionnée par l'hypothèse d'absence de corrélation entre les termes d'erreurs qui gouvernent les deux équations. L'existence de facteurs d'hétérogénéité inobservables corrélés, c'est-à-dire agissant à la fois sur la décision du suivi médical et sur l'adhésion au programme de prévention proposé par la mutuelle, pourrait toutefois biaiser nos résultats. Au-delà, on peut également suspecter que ces deux décisions puissent faire l'objet d'une certaine simultanéité. Pour pouvoir pousser encore plus loin le contrôle d'un tel risque de biais, nous avons estimé de manière simultanée le modèle mixte unissant le probit ordonné et le probit de sélection (modèle 3) par maximum de vraisemblance en information complète. L'écriture de ce modèle mixte permet d'évaluer l'impact du choix du suivi médical régulier sur l'adhésion, tout en contrôlant la simultanéité des décisions et l'éventuelle corrélation des termes d'erreur des deux équations. Le modèle s'écrit désormais :

$$ADH_i \begin{cases} = 0 \text{ si } \Pr(ADH_i^* < \gamma_1) \\ = 1 \text{ si } \Pr(\gamma_1 < ADH_i^* < \gamma_2) \\ = 2 \text{ si } \Pr(\gamma_2 < ADH_i^* < \gamma_3) \\ = 3 \text{ si } \Pr(\gamma_3 < ADH_i^*) \end{cases}$$

avec

(Modèle 3)

$$ADH^* = \beta_2' X_2 + \delta' SUIVI^* + \varepsilon_2$$

et

$$SUIVI = \begin{cases} 1 & \text{si } SUIVI^* = \beta_1' X_1 + \alpha' Z + \varepsilon_1 > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Où les termes d'erreurs $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ suivent une loi normale bivariée : $\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} \approx N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right]$,

$\rho = E(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ étant le coefficient de corrélation entre les deux termes d'erreurs.

$SUIVI^*$ et ADH^* sont les deux variables latentes dépendantes concernant pour la première, la décision de suivi médical, et pour la deuxième, l'intérêt à adhérer au programme de prévention. Ces variables latentes partiellement observables sont telles que $SUIVI = 1$ si $SUIVI^* > 0$ et $ADH = 0, 1, 2, 3$ selon les valeurs seuils γ_i .

X_1 et X_2 sont les vecteurs de variables contrôlant les caractéristiques sociodémographiques, les facteurs d'hygiène de vie et de risque santé et les variables comportementales. Z est le vecteur des variables instrumentales. β_1, β_2 et γ sont les estimateurs associés aux vecteurs X_1, X_2 et Z .

Le modèle 3 est englobant sur le modèle 2 en ce sens que les deux équations sont estimées simultanément et qu'il permet de se livrer à la comparaison d'hypothèses du modèle 2 ($H_0: \rho = 0$), contre celle du modèle 3 ($H_1: \rho \neq 0$).

Sous H_0 l'estimation du modèle 2 en deux étapes n'est pas biaisée, alors que sous H_1 seule l'estimation mixte simultanée du modèle 3 est robuste en contrôlant l'auto corrélation des termes d'erreurs.

L'estimation économétrique de ce dernier modèle a été réalisée sous maximum de vraisemblance en information complète par la procédure CMP du logiciel STATA (Roodman, 2011).

4 – Les résultats économétriques :

Le tableau 2 restitue les premiers résultats économétriques du modèle 1 et concernant le seul effet des caractéristiques socio-économiques.

Dans les 3 premières spécifications retenues on peut difficilement conclure sur l'existence d'un effet genre. Cet effet qui n'est parfois significatif qu'au seuil de 10% dans les estimations économétriques présentées dans la colonne (2), semblerait confirmer un plus faible intérêt des femmes à l'offre de services de prévention. La variable qui contrôle le statut familial manifeste des résultats d'une qualité économétrique similaire avec un effet parfois positif de la vie en couple sur la propension à adhérer aux programmes de prévention.

Les résultats obtenus sur l'effet du niveau de formation confirment les observations faites au niveau des statistiques descriptives. Par référence aux assurés dotés d'un niveau de diplôme inférieur au baccalauréat, une plus forte dotation en capital humain, réduit l'intérêt manifesté aux conseils de prévention proposés par la mutuelle. Cet effet qui reste très singulier au regard de toutes les études appliquées portant sur la demande de prévention santé, reste robuste lorsque l'on contrôle l'effet d'appartenance aux catégories socio-professionnelles comme les classes de revenus dans l'équation (2). Ces variables s'avèrent non statistiquement significatives à ce niveau et ne remettent pas en cause un effet négatif très significatif des niveaux de diplômes Bac+2 et Bac+3et4 notamment. Sauf à supposer que le coût d'opportunité supporté par les hauts diplômés surcompense l'effet positif généralement attendu d'une meilleure connaissance du risque par les mieux formés, au point de réduire le temps consacré aux activités de prévention, il n'existe pas d'autres explications contrôlables à ce niveau de l'analyse sur la base des autres variables sociodémographiques disponibles dans l'enquête. A ce titre la taille du ménage mais également les niveaux de patrimoine des assurés ont été introduites dans les estimations économétriques mais ne se sont jamais révélées statistiquement significatives.

La colonne (3) du tableau 2 élargit les déterminants de la probabilité d'adhésion à un programme de prévention, aux variables qui contrôlent le risque santé. La colonne (4) présente les effets marginaux obtenus au point moyen de l'échantillon, et calculés à partir des résultats économétriques présentés dans la colonne (3). Pour toutes les variables explicatives continues, ces effets marginaux expriment l'élasticité de chacune d'entre elles, au point moyen de l'échantillon, sur la probabilité d'avoir déclaré un très fort intérêt dans la proposition d'un programme de prévention.

L'indice de masse corporelle évalué en logarithme exerce un effet statistiquement positif et significatif sur la perception favorable d'une offre de service de prévention par la mutuelle. L'effet marginal montre qu'une augmentation d'un point de cet indicateur augmente de 8,4 points de pourcentage la probabilité d'un assuré de se déclarer très intéressé à l'offre de service de prévention.

Tableau 2 : Modèle 1 : l'influence des déterminants sociodémographiques et de santé.

| Variable Expliquée : Intention déclarée d'adhésion aux conseils de prévention : Probit ordonné Part = 0, 1, 2, 3 | (1) | (2) | (3) | (4) Effets marginaux de (3) |
|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|--|
| Femme Réf : homme | -0,079 (-1,41) ns | -0,128 (-1,88)* | -0,0847 (-1,19) ns | -0,0166 (-1,18) ns |
| Age : | | | | |
| 40-50 | 0,204 (2,70) ** | 0,235 (2,62) *** | 0,313 (3,39)*** | 0,0657 (3,15)*** |
| 51-65 | 0,213 (3,16) *** | 0,220 (2,77) *** | 0,260 (3,22)*** | 0,0518 (3,16)*** |
| Réf : 66+ | - | - | - | - |
| Statut familial | | | | |
| Couple | 0,112 (1,45) ns | 0,168 (1,86)* | 0,156 (1,68)* | 0,0324 (1,58) ns |
| Réf : célibataire, veuf, divorcé | - | - | - | - |
| Niveau d'études | | | | |
| Bac | -0,114 (-1,56) ns | -0,157 (-1,85)* | -0,117 (-1,33) ns | -0,0218 (-1,39) ns |
| Bac+2 | -0,177 (-2,16) ** | -0,216 (-2,09) ** | -0,175 (-1,69)* | -0,0318 (-1,82)* |
| Bac+34 | -0,376 (-3,39) *** | -0,394 (-2,82)*** | -0,341 (-2,44)** | -0,0558 (-2,98)*** |
| Bac 5 et plus | -0,189 (-1,60)* | -0,223 (-1,47) ns | -0,159 (-1,00) ns | -0,0284 (-1,10) ns |
| Réf : < bac | - | - | - | - |
| Catégorie Socio Professionnelle | | | | |
| Cadres et PIS (3) | | 0,0436 (0,31) ns | 0,00174 (0,01) ns | 0,0003 (0,01) ns |
| -Prof. Interm. (6) | | 0,107 (0,85) ns | 0,0797 (0,61) ns | 0,0159 (0,59) ns |
| Employé (4) | | 0,069 (0,56) ns | 0,0452 (0,36) ns | 0,0089 (0,35) ns |
| Ouvrier (5) | | 0,0229 (0,18) ns | 0,0055 (0,04) ns | 0,0010 (0,04) ns |
| Réf : prof. indépendantes | | - | - | - |
| Revenu | | | | |
| [42000 à 54000 et+] | | 0,00023 (0,00) ns | 0,0129 (0,12) ns | 0,0025 (0,12) ns |
| [30000 à 53999] | | -0,0652 (-0,75) ns | -0,0408 (-0,46) ns | -0,0078 (-0,46) ns |
| [21600 à 29999] | | -0,1030 (-1,19) ns | -0,0697 (-0,79) ns | -0,0132 (-0,81) ns |
| Réf :] 0 à 21599] | | - | - | - |
| Risque santé | | | | |
| Log Indice Masse Corporelle | | | 0,434 (2,31)** | 0,084 (2,30)** |
| Fréquence activités physiques modérées | | | -0,0488 (-1,06) ns | -0,0095 (-1,06) ns |
| Suivi médical régulier | | | 0,213 (2,70)*** | 0,045 (2,51)** |
| N | 1550 | 1272 | 1233 | |
| Log de vraisemblance | -1971,82 | -1600,33 | -1545,252 | |
| Wald (Chi2) | 27,96 | 28,83 | 45,21 | |

La fréquence avec laquelle les assurés pratiquent une activité physique modérée (marche, ménage, jardinage) exerce un effet négatif dans les estimations économétriques complémentaires présentées dans le tableau 3, mais cet effet reste limité à un intervalle de confiance de 90%. L'absence de sédentarité semble donc inciter les répondants de l'enquête à réduire leur demande de prévention.

La prise en compte d'un suivi médical régulier déclaré par les assurés dans l'enquête a pour but de tester un éventuel effet induit de la médecine curative sur la propension à manifester un fort intérêt pour l'offre de services de prévention. Sur la base de ce premier résultat, cette hypothèse ne semble pas réfutée par l'effet positif des visites chez le médecin traitant sur la probabilité d'adhésion à un programme de prévention. Comme nous l'avons précisé, il faut toutefois se montrer prudent sur ce premier résultat compte tenu du risque d'endogénéité de cette variable.

Les estimations présentées dans le tableau 3 intègrent désormais les variables comportementales dans l'analyse des déterminants de notre variable d'intérêt. Les variables issues de l'enquête et visant à évaluer la prise de risque dans la vie professionnelle, dans les comportements de conduite ou dans la vie sociale ne se sont pas avérées statistiquement significatives. De même compte tenu de leur caractère non significatif dans toutes les estimations, les indicatrices contrôlant l'appartenance aux catégories socio-professionnelles ont été exclues de cette deuxième série d'estimation du probit ordonné. La troisième colonne présente les effets marginaux obtenus au point moyen de l'échantillon, et calculés à partir des résultats économétriques présentés dans la deuxième colonne.

L'introduction de cette troisième série de facteurs explicatifs n'affecte pas la robustesse de la relation négative et significative entre le niveau d'éducation et la propension déclarée à adhérer à un programme de prévention. Au-delà de l'explication liée à l'effet du coût d'opportunité croissant avec le niveau de formation, la persistance de cet effet négatif pourrait trouver une explication complémentaire par l'existence d'un biais d'optimisme à l'égard du risque santé qui toucherait particulièrement les plus éduqués. Mieux informés du risque ils pourraient en sous-évaluer la probabilité et de fait réduire leur intérêt pour l'offre de conseils en prévention proposée dans le programme. Etilé et Milcent (2006) mettent en évidence cet effet sur l'état de santé perçu déclaré par les individus dans les enquêtes. Leur étude économétrique menée à partir de l'Enquête Permanente sur les Conditions de vie des Ménages en 2001, montrent qu'une certaine surévaluation de l'état de santé affecte tout particulièrement les riches et à l'opposé les pauvres. Devaux, Jusot, Sermet et Tubeuf (2008) observent quant à eux que les individus qui ont un niveau de diplôme intermédiaire, déclarent moins souvent un mauvais état de santé que les personnes les plus éduquées, ou à l'inverse sans diplôme. Nos résultats montrent également que l'effet négatif du diplôme ne joue plus de manière statistiquement significative pour les bac+5 et plus. Aucune des variables présente dans l'enquête ne permettant de contrôler directement cet éventuel biais comportemental, nous avons introduit lors de l'estimation de notre probit ordonné une variable polytomique mesurant l'état de santé perçu par les enquêtés. Cette variable ne s'est toutefois jamais avérée statistiquement significative, tout en ne remettant pas en cause la robustesse de la relation négative entre le niveau de diplôme et l'adhésion à la prévention. Il faut donc se montrer prudent dans l'interprétation définitive à donner à cet effet négatif inattendu de l'éducation sur la probabilité d'adhésion au programme de prévention, tout en rappelant que notre échantillon concerne des individus de plus de 40 ans.

Les résultats obtenus pour le contrôle des comportements en matière d'hygiène de vie et d'attitudes préventives à l'égard du risque santé s'avèrent toutes statistiquement significatives et exercent un effet positif sur la probabilité d'adhérer à un programme de prévention.

Tableau 3 : Modèle 1 : La contribution des variables comportementales

| Variable Expliquée : <i>Intention déclarée d'adhésion aux conseils de prévention /sécurisation données personnelles : 0 à 3</i> | Probit ordonné $Y_1 = 0, 1, 2, 3$ | Effets marginaux pour proba=3 |
|---|--------------------------------------|----------------------------------|
| Femme <i>Réf : homme</i> | 0,0178 (0,25) ns | 0,033 (0,26) ns |
| Age : | | |
| 40-50 | 0,383 (4,18) *** | 0,0787 (3,81) *** |
| 51-65 | 0,272 (3,45) *** | 0,0519 (3,37) *** |
| <i>Réf : 66+</i> | - | - |
| Statut familial | | |
| Couple | 0,103 (1,14) ns | 0,0201 (1,09) ns |
| <i>Réf : célibataire, veuf, divorcé</i> | | |
| Niveau d'études | | |
| Bac | -0,117 (-1,33) ns | -0,0208 (-1,40) ns |
| Bac+2 | -0,208 (-2,06) ** | -0,0353 (-2,28) ** |
| Bac+34 | -0,384 (-3,02) *** | -0,0583 (-3,78) *** |
| Bac5et+ | -0,227 (-1,63)* | -0,0372 (-1,88)* |
| <i>Réf : < bac</i> | - | - |
| Revenu | | |
| [42000 à 54000 et+] | -0,148 (-1,41) ns | -0,0262 (-1,48) ns |
| [30000 à 53999] | -0,128 (-1,41) ns | -0,0229 (-1,46) ns |
| [21600 à 29999] | -0,133 (-1,51) ns | -0,0236 (-1,57) ns |
| <i>Réf :] 0 à 21599]</i> | - | - |
| Hygiène de vie et risque santé | | |
| Log Indice Masse Corporelle | 0,481 (2,42)* * | 0,0894 (2,40) ** |
| Fréquence activités physiques modérées | -0,0832 (-1,80)* | -0,0154 (-1,79)* |
| Suivi médical régulier | 0,282 (3,56) *** | 0,0581 (3,23) *** |
| Prise de risque/activités sport | 0,186 (4,17) *** | 0,0345 (4,14) *** |
| Surveillance son poids | 0,0839 (2,33) ** | 0,0155 (2,31) ** |
| Pratique régulière sport | -0,0551 (-1,51) ns | -0,0102 (-1,51) ns |
| Accepte des sacrifices pour son hygiène de vie | 0,0886 (1,97)** | 0,0164 (1,97)** |
| Comportement/Avenir | | |
| Epargne logement | 0,118 (1,84)* | 0,0222 (1,82)* |
| Epargne vie | 0,156 (2,40)** | 0,0288 (2,41)** |
| Procrastination | -0,119 (-2,44) ** | -0,0222 (-2,41) ** |
| Impulsivité | 0,212 (3,18) *** | 0,0411 (3,03) *** |
| Prévoyant (prospectif_subj) | 0,040 (2,35) ** | 0,0074 (2,34) ** |
| Lien social / solidarité | | |
| Développe un lien social | 0,146 (1,90)* | 0,0259 (1,99) ** |
| Refuse participation aux actions solidarité | -0,271 (-3,40) *** | -0,0456 (-3,75) *** |
| N | 1228 | 1228 |
| Log de vraisemblance | -1493,84 | |
| Wald (Chi2) | 145,78 | |

Note : t de Student ente parenthèses: ns : non significatif ; (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$

Les assurés qui ont déclaré surveiller leur poids ou accepter des sacrifices en matière de plaisirs de la vie (être prêt à éviter de manger gras, de fumer, ou de mener une vie mouvementée) pour améliorer leur hygiène de vie, sont aussi ceux qui déclarent, toutes choses égales par ailleurs, un plus fort intérêt à adhérer à un programme de prévention. La prise de risque dans les activités sportives influence également favorablement cette probabilité, ce qui peut témoigner d'une forte propension à la prévention de la part de ceux qui pratiquent une activité sportive pour laquelle la condition physique conditionne aussi bien la maîtrise du risque encouru que la performance recherchée. En revanche la

pratique d'activités physiques modérées ou d'un sport exercent plutôt un effet négatif sur la demande de prévention, cet effet n'étant toutefois faiblement significatif.

Les variables contrôlant l'arbitrage entre le présent et le futur et leur attitude prévoyante déclarée sont également toutes statistiquement significatives et agissent favorablement sur la probabilité d'un fort intérêt à l'offre de services de prévention. Les assurés titulaires d'une épargne vie et/ou d'une épargne logement sont ainsi plus enclins à être attirés par la prévention.

La procrastination⁷ manifeste l'effet négatif attendu sur la probabilité d'adhésion à un programme de prévention dont le coût de participation est immédiat mais les bénéfices attendus décalés dans le temps. L'impulsivité⁸ tend en revanche à augmenter l'intérêt manifesté face à l'offre de prévention, ce qui rend ce biais comportemental plutôt favorable dans le contexte étudié.

Enfin les variables contrôlant le degré d'intégration sociale (lien social) ou l'adhésion aux principes de solidarité de l'esprit mutualiste, agissent dans le sens attendu sur la probabilité d'adhésion à un programme de prévention. Ainsi les 24% d'assurés qui lors de l'enquête ont systématiquement déclaré ne pas souhaiter participer aux différentes actions de solidarité proposées dans la question portant sur les valeurs mutualistes, témoignent aussi d'une plus faible probabilité d'adhésion.

Les résultats de l'estimation économétrique du probit ordonné avec sélection (modèle 2) sont présentés dans la deuxième colonne du tableau 4. L'estimation de l'équation de sélection présentée en annexe (tableau 6) montre que les instruments retenus sont tous globalement statistiquement significatifs et influencent dans le sens attendu la probabilité d'un suivi médical régulier. L'impact des variables sociodémographiques, des facteurs d'hygiène de vie face au risque santé, de comportements face à l'avenir et d'intégration sociale, sur la probabilité d'adhésion à un programme de prévention, ne sont pas globalement affectés ni dans leur sens ni dans leur intensité dans cette nouvelle spécification. Toutefois, la significativité statistique positive de la variable instrumentée de suivi médical se trouve fortement réduite (significative dans l'intervalle de confiance de 90% et non plus de 99%), ce qui confirme l'intérêt du contrôle de la règle de sélection.

Les effets marginaux étant évalués au point moyen de l'échantillon, leur interprétation ne présente pas un réel intérêt pour ce qui concerne les nombreuses variables dichotomiques voire polytomiques retenues comme explicatives de notre probit ordonné. Le recours à une analyse contingente comparant les probabilités estimées d'atteindre le score le plus élevé (ADH =3) lorsque l'on modifie la valeur d'une ou plusieurs des variables dichotomiques, toutes choses égales par ailleurs, est susceptible d'apporter une lecture plus instructive de nos résultats. Nous avons souhaité focaliser notre attention sur l'influence des variables contrôlant les comportements d'hygiène de vie d'une part et d'arbitrage entre le présent et le futur d'autre part. Dans ce cas, afin d'identifier l'effet spécifique de ces variables dichotomiques sur la probabilité de déclarer un très fort intérêt à un programme de prévention, toutes les autres variables explicatives du modèle ont été évaluées au point moyen de l'échantillon.

⁷ Le degré de procrastination a été évalué par les réponses à une question de l'enquête demandant aux individus de choisir entre trois options face à une obligation pénible à remplir : La faire tout de suite pour s'en débarrasser (réponse codée 0), attendre un peu (réponse codée 1) ou attendre le dernier moment quitte à devoir y passer plus de temps (réponse codée 2).

⁸ La question permettant de mesurer le degré d'impulsivité portait sur les comportements d'achats en matière de vêtement, de livre de disque etc...La réponse portait sur deux modalités : Attendre et réfléchir pour bien évaluer le besoin (codée 0), suivre son impulsion et acheter immédiatement (codée 1).

Tableau 4: Le contrôle de l'endogénéité du suivi médical :



| Variable Expliquée : <i>Intention déclarée d'adhésion aux conseils de prévention / condition de sécurisation des données personnelles : 0 à 3</i> | Modèle 2 Probit ordonné avec sélection $Y_1 = 0, 1, 2, 3$ | Effets marginaux (modèle 2) pour $Y_1=3$ | Modèle 3 Mixte récursif simultané (cmp) $Y_2 = 0,1,2,3$ |
|--|---|--|---|
| Femme <i>Réf : homme</i> | -0,0383 (-0,51) ns | -0,0066 (-0,51) ns | -0,0305 (-0,41) ns |
| Age : | | | |
| 40-50 | 0,513 (4,41) *** | 0,0998 (3,88) *** | 0,498 (4,31) *** |
| 51-65 | 0,378 (3,90) *** | 0,0671 (3,73) *** | 0,366 (3,79) *** |
| <i>Réf : 66+</i> | - | - | - |
| Statut familial | | | |
| Couple | 0,152 (1,50) ns | 0,028 (1,40) ns | 0,154 (1,52) ns |
| <i>Réf : célibataire, veuf, divorcé</i> | - | - | - |
| Niveau d'études | | | |
| Bac | -0,125 (-1,36) ns | -0,0204 (-1,42) ns | -0,126 (-1,34) ns |
| Bac+2 | -0,232 (-2,17) ** | -0,0359 (-2,42) ** | -0,237 (-2,24) ** |
| Bac+34 | -0,400 (-2,98) *** | -0,0554 (-3,77) *** | -0,404 (-3,00) *** |
| Bac+5 et plus | -0,271 (-1,85) * | -0,0398 (-2,20) ** | -0,272 (-1,86) ** |
| <i>Réf : < bac</i> | - | - | - |
| Revenu | | | |
| [42000 à 54000 et+] (1213) | -0,101 (-0,90) ns | -0,0169 (-0,93) ns | -0,111 (-1,15) ns |
| [30000 à 53999] (1011) | -0,0843 (-0,84) ns | -0,0141 (-0,86) ns | -0,0905 (-0,90) ns |
| [21600 à 29999] (89) | -0,106 (-1,10) ns | -0,0176 (1,13) ns | -0,109 (-0,97) ns |
| <i>Réf :] 0 à 21599]</i> | - | - | - |
| Santé | | | |
| Log Indice Masse Corporelle | 0,360 (1,69) * | 0,0621 (1,68) * | 0,347 (1,62) * |
| Fréquence activités physiques modérées | -0,0664 (-1,29) ns | -0,0114 (-1,29) ns | -0,0641 (-1,27) ns |
| <i>Prédiction probit du suivi médical régulier</i> | 0,524 (1,86) * | 0,0902 (1,85) * | 0,500 (1,58) ns |
| Comportement/risque | | | |
| Prise de risque/activités sport (risque2) | 0,180 (3,80) *** | 0,0311 (3,75) *** | 0,185 (3,87) *** |
| Surveille son poids (risque4) | 0,0851 (2,20) ** | 0,0146 (2,18) ** | 0,0843 (2,19) ** |
| Pratique régulière sport (beha1) | -0,0603 (-1,50) ns | -0,0103 (-1,49) ns | -0,0600 (-1,47) ns |
| Accepte des sacrifices pour son hygiène de vie (beha3) | 0,0928 (1,94) * | 0,0159 (1,94) * | 0,0914 (1,93) * |
| Comportement/Avenir | | | |
| Epargne logement | 0,148 (2,17) ** | 0,0259 (2,13) ** | 0,151 (2,22) ** |
| Epargne vie | 0,121 (1,75) * | 0,0207 (1,75) * | 0,120 (1,75) * |
| Procrastination (time 2) | -0,117 (-2,23) ** | -0,0201 (-2,21) ** | -0,116 (-2,23) ** |
| Impulsivité (time3) | 0,215 (3,02) *** | 0,0387 (2,87) *** | 0,220 (3,09) *** |
| Prévoyant (prospectif_subj.) | 0,0281 (1,56) ns | 0,0048 (1,55) ns | 0,0275 (1,51) ns |
| Lien social / solidarité | | | |
| Développe un lien social | 0,181 (2,19) ** | 0,0294 (2,32) ** | 0,175 (2,1) ** |
| Refuse participation aux actions solidarité | -0,342 (-3,97) *** | -0,0515 (-4,46) *** | -0,344 (-4,03) *** |
| N | 1081 | | 1081 |
| Log de vraisemblance | -1301,35 | | -1705,61 |
| Wald (Chi2) | 127,40 | | 303,86 |
| Rho | | | -0,1703 (-0,895) ns |



Note : t de Student entre parenthèses: ns : non significatif ; (*) $p < 0,1$; (**) $p < 0,05$; (***) $p < 0,01$



Compte tenu du nombre important de scénarios possibles, nous avons centré l'éclairage sur quatre « profils typiques » d'assurés allant du plus vertueux dans leurs comportements au moins vertueux. Le tableau 5 restitue les probabilités estimées du score d'intérêt le plus élevé (ADH=3) selon la valeur prise par les valeurs des variables discrètes spécifiques à chacun des profils. Nos résultats, obtenus à partir de l'estimation économétrique du probit ordonné avec contrôle de la sélection ont été discriminés par classes d'âge pour mesurer l'influence marginale de cette variable sur la probabilité d'adhésion à un programme de prévention dans les différents contextes ainsi créés.



Globalement cumuler un bon profil d'hygiène de vie et un comportement rationnel dans l'arbitrage entre le présent et le futur (profil 1+2) permet d'atteindre, quelle que soit la classe d'âge, une probabilité d'adhésion à un programme de prévention plus élevée (21,1% pour les 40 à 50 ans) que celui des individus (profil 3+4) cumulant les caractéristiques les plus défavorables (16,3% pour les 40 à 50 ans). Le programme de prévention attire en priorité les individus qui pondèrent favorablement les avantages attendus du programme dans le futur et ceux qui ont déjà investi dans l'auto-prévention dans leurs comportements quotidiens. Mais cette opposition couvre en fait des contributions très contrastées entre les deux catégories de variables.

Tableau 5 : Probabilités d'être « très intéressé » par un programme de prévention par profils types.

|  PROFIL 1 <i>Bonne hygiène de vie et pratique un sport non risqué</i> | | |  PROFIL 2 <i>Non impulsif, prévoyant et ne procrastine pas</i> | | |
|--|-------------|----------------|---|-------------|----------------|
| 40 à 50 ans | 51 ans à 65 | 66 ans et plus | 40 à 50 ans | 51 à 65 ans | 66 ans et plus |
| 15,4% | 12,3% | 8,5% | 23,3% | 19,2% | 14,0% |

|  +  PROFIL 1+2 | | |
|---|-------------|----------------|
| 40 à 50 ans | 51 à 65 ans | 66 ans et plus |
| 21,1% | 17,3% | 12,4% |

|  PROFIL 3 <i>Mauvaise hygiène de vie et pratique un sport risqué</i> | | |  PROFIL 4 <i>Impulsif, non prévoyant et procrastine</i> | | |
|---|-------------|----------------|--|-------------|----------------|
| 40 à 50 ans | 51 ans à 65 | 66 ans et plus | 40 à 50 ans | 51 à 65 ans | 66 ans et plus |
| 26,4% | 22,1% | 16,3% | 9,7% | 7,5% | 4,9% |

|  +  PROFIL 3+4 | | |
|---|-------------|----------------|
| 40 à 50 ans | 51 à 65 ans | 66 ans et plus |
| 16,3 % | 13,0% | 9,1% |

En effet, les individus de l'échantillon qui manifestent une très mauvaise hygiène de vie et la pratique d'un sport risqué (profil 3), font apparaître un intérêt bien plus élevé pour le programme de prévention que ceux du groupe témoignant d'une très bonne hygiène de vie (profil 1). La probabilité d'être très intéressé est par exemple de 26,4% contre 15,4% pour les 40 à 50 ans. Conscients de leur

mauvaise hygiène de vie, ils révèlent une plus forte propension à adhérer à des conseils de prévention proposés par leur mutuelle. En revanche, le sous-groupe des individus qui font preuve d'une plus grande rationalité dans la gestion de leur impatience (profil 2), est plus attiré que celui des impulsifs, procrastinateurs et non prévoyant du profil 4.

Ces résultats confirment l'influence que pourraient exercer la nature des messages informatifs qui accompagnent l'offre de prévention sur l'architecture des choix des assurés, afin de mieux apparier leur profil santé avec leur participation aux programmes de prévention.

Les résultats économétriques du modèle 3 sont consignés dans la dernière colonne du tableau 4⁹. Les résultats font clairement apparaître l'absence de corrélation statistiquement significative entre les deux termes d'erreurs des deux équations, résultat qui milite en faveur de l'hypothèse englobante H_0 . La significativité des variables explicatives de l'adhésion à la prévention se trouve maintenue voire renforcée par rapport à nos estimations économétriques précédentes, à l'exception de la variable de suivi médical qui perd désormais toute significativité, correction faite de la corrélation entre les inobservables. Les résultats obtenus à partir de l'estimation économétrique en deux étapes du modèle 2 (colonne 2 du tableau 4) restent donc robustes, ainsi que les simulations de probabilités auxquelles nous nous sommes livrés dans le tableau 5.

Conclusion :

La concurrence par comparaison des systèmes européens de santé montre, qu'au-delà de l'amélioration de l'espérance de vie à 65 ans, le système français n'apporte pas la meilleure adéquation coût-efficacité, notamment concernant le pourcentage de décès précoces avant 65 ans évitables par prévention primaire. La réorientation de la politique publique vers la médecine préventive, répond à ces faits stylisés. Cette politique associe depuis 2013 à sa démarche, le secteur de l'assurance santé privé par le développement de programmes de prévention joints aux contrats d'assurances complémentaires santé. Cette nouvelle offre de prévention par les assureurs fait suite à la mise en place en 2016 de l'Accord National Interprofessionnel, accord prévoyant qu'au moins 2% des cotisations collectées par les assureurs soient investis dans des actions de « haut degré de solidarité », comme la prévention.

Face au développement de ces programmes de prévention, cet article s'est attaché à identifier les facteurs qui gouvernent la probabilité d'adhésion des assurés à ce type de service. Les travaux théoriques et appliqués portant sur la demande de prévention, nous ont permis d'identifier les principaux facteurs explicatifs qui pourraient agir sur l'intérêt manifesté par les assurés à l'offre d'un programme de prévention. Au-delà des facteurs sociodémographiques, le calcul économique qui sous-tend les décisions en matière de prévention fait apparaître des conditions d'arbitrage prenant en compte la perception subjective de la temporalité et du risque. La prise en compte des comportements en matière d'hygiène de vie et le contrôle des éventuels biais comportementaux mis en évidence par l'économie des comportements (inertie, procrastination, biais d'ancrage, effet de norme...), constituent de ce fait des déterminants complémentaires à l'adhésion aux programmes de prévention et jusqu'ici encore peu explorés par les travaux économétriques.

Nous exploitons les données d'une enquête menée par une mutuelle santé en 2016 auprès de plus de 1700 de ses assurés de plus de 40 ans. L'une des originalités de cette enquête est précisément de disposer de nombreuses informations permettant de contrôler outre les

⁹ Les résultats de l'estimation de l'équation de suivi médical réalisée ici de manière simultanée avec le probit ordonné d'adhésion au programme de prévention sont présentés en annexe dans le tableau 6.

caractéristiques individuelles, les comportements en matière d'hygiène de vie et de risque santé et de pouvoir construire des indicateurs représentatifs des principaux biais comportementaux évoqués par la littérature. Cette enquête renseigne également sur l'intérêt manifesté par les enquêtés face à une offre de programme de prévention de leur mutuelle. Nous analysons les déterminants de ce choix ordonné, en mobilisant l'économétrie des variables qualitatives et en contrôlant les risques de biais de sélection dû au caractère parfois induit de la médecine préventive via la médecine curative. Nos résultats économétriques permettent d'identifier plusieurs profils types susceptibles de manifester le plus fort intérêt à adhérer à ce type de programme. Au-delà des caractéristiques individuelles, les comportements d'hygiène de vie, d'arbitrage inter-temporel (impulsivité, procrastination, prévoyance) manifestent un impact très significatif sur la probabilité d'adhésion des assurés aux services de prévention proposés par leur mutuelle. A l'instar des travaux de Thaler et Sunstein (2008) sur l'influence des incitations douces (*nudges*) sur les décisions des agents, ces résultats peuvent servir de support à la politique de communication qui accompagne l'offre de prévention pour mieux inciter les assurés dont le profil santé est le plus adéquat à adhérer à des programmes de prévention.

Annexe : Tableau 6 : Probit de sélection « suivi médical régulier »

| Variable expliquée : « A intensifié son suivi médical » : (0 ou 1) | Probit de sélection du modèle probit ordonné en 2 étapes | Probit de sélection du modèle probit ordonné mixte simultané (cmp) |
|---|--|---|
| Femme Réf : homme | -0,0754 (-0,69) ns | -0,163 (-1,38) ns |
| Age : | | |
| 40-50 | - 0,832 (-5,95) *** | - 0,730 (-4,91) *** |
| 51-65 | - 0,505 (-4,56) *** | - 0,441 (-3,66) *** |
| Réf : 66+ | - | - |
| Statut familial | | |
| Couple | 0,0182 (0,14) ns | 0,0278 (0,20) ns |
| Réf : célibataire, veuf, divorcé | | - |
| Niveau d'études | | |
| Bac | - 0,165 (-1,24) ns | - 0,167 (-1,13) ns |
| Bac+2 | - 0,375 (-2,10) ** | - 0,339 (-1,78)* |
| Bac+34 | - 0,345 (-1,65)* | - 0,320 (-1,45) ns |
| Bac5et + | - 0,393 (-1,63)* | - 0,427 (1,69)* |
| Réf : < bac | - | - |
| Catégories Socio-Professionnelles (instrument) | | |
| Cadres et PIS (3) | 0,832 (3,87) *** | 0,747 (3,30) *** |
| Prof. Interm. (6) | 0,326 (1,59) ns | 0,285 (1,28) ns |
| Employé (4) | 0,438 (2,26) ** | 0,372 (1,80)* |
| Ouvrier (5) | 0,442 (2,29)** | 0,412 (1,99)* |
| Réf : prof. Indépendantes | - | - |
| Revenu | | |
| [42000 à 54000 et+] (1213) | - 0,228 (-1,47) ns | - 0,144 (-0,89) ns |
| [30000 à 53999] (1011) | - 0,372 (-2,83) *** | - 0,340 (-2,40) ** |
| [21600 à 29999] (89) | - 0,140 (-1,08) ns | - 0,0737 (-0,52) ns |
| Réf :] 0 à 21599] | - | - |
| Etat de santé (instruments) | | |
| Satisfaction subjective/santé (0 à 10) | - 0,111 (-3,52) *** | - 0,114 (-3,41) *** |
| Etat de santé 12 derniers mois (0 à 4) sante1 | - 0,161 (-2,06) ** | - 0,149 (-1,80)* |
| Accident santé lors des 12 derniers mois (1 ou 0) sante 2 | 0,350 (3,31) *** | 0,432 (3,82) *** |
| Hygiène de vie / risque santé | | |
| Prise de risque/activités sport (risque2) 0 à 3 | - 0,101 (-1,55) ns | - 0,163 (-2,31)** |
| Surveillance son poids (risque4) (0 à 3) | 0,0867 (1,33) ns | 0,0761 (1,12) ns |
| Surveillance son alimentation (risque 5) (0 à 3) | - 0,104 (-1,59) ns | - 0,0831 (-1,15) ns |
| Pratique régulière sport (beha1) (0 à 3) | - 0,111 (-2,10) ** | - 0,126 (-2,16) ** |
| Perception subjective prise de risque (0 à 10) | 0,0476 (2,04)** | 0,0797 (3,54) *** |
| Surveillance son hygiène de vie (beha3) (0 à 3) | 0,0639 (1,07) ns | 0,0915 (1,35) ns |
| Comportement/Avenir | | |
| Prévoyant (prospectif_subj) | 0,0476 (2,04) ** | 0,054 (2,05) ** |
| Constante | - 0,128 (-0,35) ns | - 0,309 (-0,77) ns |
| N | 1239 | 1081 |
| Log de vraisemblance | -465,87 | -1705,61 |
| Wald (Chi2) | 193,47 | 303,86 |
| Pseudo R2 | 21,04 % | |

Note : t de Student entre parenthèses: ns : non significatif ; (*) p<0,1 ; (**) p<0,05 ; (***) p<0,01

Références :

- Becker G. (1962), Investment in human capital: A theoretical analysis, *Journal of Political Economy*, 70(9), pp.9-49.
- Belot A., Velten M., Grosclaude P., N. Bossard, G. Launoy, L. Remontet, E. Benhamou, L. Chérié-Challine et al. (2008), *Estimation nationale de l'incidence et de la mortalité par cancer en France entre 1980 et 2005*, Institut de veille sanitaire, décembre, 134 pages.
- Bozio A. et B. Dormont (2016), Gouverner la protection sociale : Transparence et efficacité, *Les notes du Conseil d'Analyse Economique*, N°28, janvier.
- Buchmueller T.C. , Fiebig D.G. , Jones G. et E. Savage 2013, Preference heterogeneity and selection in private health insurance : The case of Australia", *Journal of Health Economics*, 32, pp.757-767.
- Cabral M. et M.R. Cullen (2017), The effect of insurance coverage on preventive care, *Economic Inquiry*, 55(3), pp. 1452-1467.
- Carrieri V. et M. Bilger (2013), Preventive care: underused even when free: Is there something else at work ?, *Applied economics*, vol. 45, pp. 239-253.
- 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. 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.
- Cutler D. M . et A. Lleras-Muney (2010), Understanding differences in health behaviors by education, *Journal of Health Economics*, vol.29, pp. 1-28.
- Delattre E. et B. Dormont (2000), Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français. Etude micro-économétrique sur données de panel, *Economie & Prévision*, 142(1), pp. 137-161.
- Devaux M., Jusot F., Sermet C. et S. Tubeuf (2008), Hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé et mesure des inégalités de santé, *Revue française des affaires sociales*, 1, pp. 29-47.
- 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.
- Etilé F. et C. Milcent (2006), Income-related reporting heterogeneity in self-assessed health: evidence from France, *Health economics*, 15, pp.956-981.
- Evans R.G. (1974), Supplier-induced demand: Some empirical evidence and implications, in Perlman M. editor, *The economics of Health and Medical Care*, pp. 162-173, Mc Millan, Londres.
- Finkelstein A. et K. MC Garry (2006), Multiple dimensions of private information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market, *The American Economic Review*, 96(4), pp. 938-958.

- Fletcher J.M. et D.E. Frisvold (2009), Higher education and health investments: Does more schooling affect preventive health care use ?, *Journal of Human Capital*, 3(2), pp.144-176.
- Grossman M. (1972), On the concept of health capital and the demande for health, *Journal of Political Economy*, 80(2), pp. 223-255.
- Haut Conseil de la Santé Publique (2013), *Indicateurs de mortalité « prématurée » et « évitable »*, Collection Documents, Avril, 30 pages.
- Heckman (1978), Dummy endogeneous variables in a simultaneous equation system, *Econometrica*, 46(4), pp. 931-959.
- Heckman J.J., R. Robb, 1985. Alternative methods for evaluating the impact of interventions: an overview, *Journal of Econometrics* 30, 239-267.
- Kahneman D. et Tversky A. (1979), Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47, pp. 263-292.
- Kenkel D.S. (1994), The demand for preventive medical care, *Applied economics*, 26, pp. 313-325.
- Lindbeck, A. et M. Persson (2018), Social norms in social insurance, *Journal of Political Economy*, 126, pp; 116-139.
- Maddala, G. S., 1983. Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge: Cambridge University Press.
- Meyer T. et P. Delhomme (2000), Quand chacun pense être moins exposé que les autres aux risques mais plus réceptifs aux messages de prévention pour la santé, *Santé publique*, 12(2), pp. 133 – 147.
- Pannequin F., Corcos A., C. Montmarquette (2016), Behavioral foundations of the substitutability between insurance and self-insurance: An experimental study », *CIRANO Scientific Series Mars*.
- Pauly M. V. (1980), *Doctors and their Workshops*, National Bureau of Economics Research.
- 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.
- Roodman, (2011), Fitting fully observed recursive mixed-models with cmp, *The Stata Journal* 11(2), pp.159-206.
- Thaler R. et C. Sunstein (2008), *Nudge: Improving decisions about health, wealth and happiness*, Yale University Press (New Haven), 293 pages.
- Van der Pol M.,D. Henessy et B. Manns (2017), The role of time and risk preferences in adherence to physician advice on health behavior change, *European Journal of Health Economics*, 18, pp. 373-386.
- Vera-Hernandez A. M. (1999), Duplicate coverage and demand for health care. The case of Calalonia, *Health economics*, 8, pp.579-598.
- Voyer B.G. (2015), « Nudging » behaviours in healthcare: insights from behavioural economics, *British Journal of Healthcare Management*, 21(3), pp. 130-135
- White H. [1978], “A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix and a Direct Test of Heteroskedasticity”, *Econometrica*, p. 817-838