

Assurance dépendance, effets de sélection et antisélection

VERSION PROVISOIRE : MERCI DE NE PAS CITER

Manuel Plisson
ATER Université Paris Dauphine
manuel.plisson@dauphine.fr

Renaud Legal
Economiste, CNAMTS
renaud.legal@cnamts.fr

JEL Classification : J-14, G22, I11

Résumé

De nombreux arguments théoriques ont été mis en avant pour expliquer les décisions de souscrire ou non à de l'assurance dépendance. Quelques études empiriques ont étudié ces phénomènes sur le marché américain mais très peu de travaux ont été effectués sur le marché français de l'assurance dépendance. Dans cet article nous mettons à profit des données inédites issues d'un bancassureur français, leader sur le marché de l'assurance dépendance, pour étudier les déterminants de la demande d'assurance. Nous utilisons également les données de l'enquête HID pour étudier la possibilité d'effets de sélection. Enfin, nous proposons une tentative de mesure d'antisélection. Nos résultats montrent que l'âge et le revenu exercent un effet en cloche sur la probabilité de s'assurer. Le lien positif observé entre niveau de patrimoine et couverture contre la dépendance montre que l'assurance dépendance est aussi une assurance contre le risque de désépargne. L'aversion au risque exerce également un effet très fort sur la décision de souscrire.

1) Introduction

La dépendance peut se définir comme la nécessité pour une personne âgée de recourir à un tiers pour accomplir les actes simples de la vie quotidienne. Les études récentes montrent que l'incidence de la dépendance s'accroît fortement avec l'âge (Duée, Rebillard, 2004). Le vieillissement de la population est donc susceptible d'accroître la population dépendante ainsi que la demande de soins dépendance même si cette augmentation sera tempérée par l'accroissement de l'espérance de vie sans incapacité (Cutler, 2001).

Pour les personnes à domicile, elle représente un coût qui oscille entre 340 euros par mois pour la dépendance légère et 5 300 euros par mois en cas de dépendance physique et psychique maximale (Ennuyer 2006). En moyenne elle représente un coût de 1 500 euros par mois (Loones 2005). Indépendamment de la perte de bien être occasionnée par la survenance de cet état, la dépendance fait peser un risque financier très important sur les personnes âgées. Si l'on rapporte ce coût moyen à la solvabilisation moyenne de l'APA apportée par les Conseils Généraux qui est de 409 euros, on se rend compte qu'en moyenne, la prise en charge publique ne représente que 30% du coût moyen (Ennuyer 2006). En moyenne, il reste donc un complément de 1100 euros qui reste à la charge de la personne dépendante.

En dépit de ce risque financier important, le marché de l'assurance dépendance tarde à se développer dans les pays développés. Les deux marchés les plus importants que sont la France et les Etats-Unis connaissent des taux d'équipement inférieurs à 10% alors qu'à titre de comparaison, le taux d'équipement de la complémentaire santé en France est de 86% (Haut Conseil pour l'avenir de l'assurance maladie, 2005). Plusieurs explications ont essayé de rendre compte de cette « énigme de l'assurance dépendance » (Kessler, 2007).

En raison d'une incomplétude du marché, les assureurs ne proposent qu'un produit en rente ce qui désinciterait les individus à s'assurer (Cutler, 93). Mais comme le remarquent Brown et Finkelstein, les explications par les manquements de l'offre sont insuffisantes et il convient aussi de se demander pourquoi la demande d'assurance dépendance est si faible (Brown et Finkelstein, 2007). Du côté de la demande, on pourrait évoquer que s'agissant d'un risque dont l'horizon de survenue est éloigné, les individus en ont une mauvaise représentation. Cependant, les attitudes classiques de myopie face au risque semblent de moins en moins vérifiées concernant le risque dépendance (CSA 2005). Les effets d'éviction par l'aide publique pourraient aussi jouer contre le développement de l'assurance dépendance. Cependant, ces effets ne semblent pas jouer lorsque les critères d'éligibilité aux assurances sociales ne prennent pas en compte les prestations perçues au titre de l'assurance dépendance (Brown et Finkelstein, 2008), ce qui est le cas en France. Si l'aléa moral ne semble pas se vérifier sur le marché américain, il est toutefois possible que la demande d'assurance dépendance soit victime d'un aléa moral intergénérationnel (Zweifel Struwe 96). Un phénomène d'antisélection n'est pas à exclure non plus (Sloan et Norton, 1997). Mais ce phénomène d'antisélection semble compensé par le fait que les personnes les plus aversees s'assurent davantage. Or les personnes les plus aversees sont aussi celles qui investissent le plus dans la prévention ce qui diminue leur probabilité de devenir dépendant (Finkelstein et McGarry, 2006).

Globalement, il existe de nombreux travaux théoriques tentant d'expliquer pourquoi les individus s'assurent aussi peu contre la dépendance, mais très peu de validations empiriques. Les principales études empiriques ont été réalisées sur le marché américain et espagnol. Cependant,

en raison de contextes institutionnels assez éloignés du cas français, ces résultats sont difficilement transposables à la France. Aussi, afin d'expliquer pourquoi les gens s'assurent peu contre la dépendance en France, encore faut-il caractériser précisément la demande d'assurance dépendance sur le marché français. A notre connaissance, il n'existe à ce jour qu'une seule étude empirique sur le marché français (Courbage et Roudault, 2007). Ces auteurs utilisent les données de l'enquête SHARE et montrent notamment le rôle de l'altruisme dans la demande d'assurance dépendance. Cependant, leur variable expliquée est reconstituée à partir de données déclaratives. Or une confusion peut exister chez les individus entre assurance santé et assurance dépendance. Par ailleurs ils ne disposent pas directement d'informations sur le patrimoine, mais uniquement sur le montant d'héritage (sous forme d'une variable binaire) que les parents souhaitent laisser à leurs enfants.

Nous avons eu la chance de pouvoir accéder aux données de portefeuille d'un des plus gros bancassureur français, leader sur le produit dépendance. En tant que données d'assurance, ces données renseignent sur les caractéristiques sociodémographiques habituelles. En tant que données bancaires, et ceci constitue une grande originalité, elles renseignent aussi sur le revenu et le patrimoine des individus, observés en clair et non déclaratifs comme dans le cadre de l'enquête SHARE.

Ces données nous permettent dans un premier temps d'étudier les déterminants classiques de la demande d'assurance et de les comparer à la littérature existante. Dans un deuxième temps, nous nous intéressons à la présence éventuelle d'effets de sélection : l'aversion au risque et la probabilité de sinistre reconstituée de manière exogène. Enfin, nous essayons de mesurer la présence possible d'antisélection.

Notre article est organisé comme suit. La section 2 présente les principaux résultats obtenus par la littérature empirique. La section 3 présente les données. La section 4 s'intéresse aux déterminants classiques de la demande d'assurance. La section 5 examine la présence éventuelle d'effets de sélection et d'antisélection. La section 6 conclut.

2) Revue de littérature

Dans cette section, nous passons en revue les principaux déterminants de la demande d'assurance dépendance. Pour chacun de ces déterminants, nous détaillons les différents effets qu'il peut avoir sur la probabilité de s'assurer.

La richesse

L'impact de la richesse sur la demande d'assurance dépendance produit deux effets contraires. D'un côté, la richesse peut exercer un effet négatif sur la demande d'assurance. Les individus peuvent ainsi décider de s'auto assurer grâce à leur revenu ou leur épargne plutôt que de souscrire un contrat d'assurance. Ce comportement est d'autant plus probable que le risque financier mensuel maximum est plafonné en France autour de 5 000 euros (Ennuyer, 2006). Ainsi, même en cas de dépendance très lourde, cette somme peut suffire à prendre en charge la personne dépendante. La distribution du sinistre est donc plus resserrée que pour d'autre risque comme le risque habitation et surtout elle s'étale dans le temps. L'auto assurance a donc vocation à s'appliquer.

De l'autre côté, l'aide publique, de par ses critères d'éligibilité, peut inverser le sens de cette relation. Cet effet a surtout été observé sur le marché américain. Il provient du fait que la substitutabilité entre Medicaid et l'assurance privée décroît avec la richesse (Brown et Finkelstein, 2008). En premier lieu, la richesse, et plus particulièrement la richesse mobilière affecte directement l'éligibilité à l'aide Medicaid. Selon la première raison, la demande d'assurance devrait être plus forte pour les personnes aisées dans la mesure où plus on est riche, plus Medicaid constitue un substitut imparfait à l'assurance. Les ménages âgés peuvent donc décider de transférer une partie de leur richesse à leurs proches afin de devenir éligibles à l'aide Medicaid ou alors d'adopter des comportements de « ruine volontaire »¹. En France, l'aide versée par l'APA décroît également avec la richesse mais moins fortement. Et surtout, les rentes versées au titre de la dépendance ne sont pas prises en compte dans le calcul de l'APA. Ce premier effet est donc fortement lié au contexte institutionnel américain. Les premiers résultats américains montraient que l'effet du revenu sur la probabilité de s'assurer était non significatif et que le patrimoine exerçait un effet marginal très faible (Sloan et Norton, 1997). Les études plus récentes sont contrastées sur ce point. CostaFont et RiveraForns (*ibid*) trouvent un effet positif du revenu sur la souscription sur données espagnoles alors que Courbage et Roudaut trouvent un effet négatif sur données françaises (*ibid*).

L'âge

L'âge exerce deux effets contraires sur la demande d'assurance dépendance.

D'un côté, plus les gens sont jeunes et plus leur probabilité d'être dépendant à court terme est faible (Duée et Rebillard, 2004). Ils ne se sentent donc pas directement concernés par ce risque éloigné et leur préférence pour le présent les pousse à consommer plutôt qu'à payer une assurance, afin de se couvrir face à un risque pouvant survenir dans 20 ou 30 ans seulement.

D'un autre côté, plus les individus souscrivent une assurance à un âge élevé, plus la prime est élevée en échange d'un même montant de garantie. L'âge est donc une bonne proxy du prix de l'assurance.

Au final, plus les individus avancent en âge, plus ils ont intérêt à s'assurer car le risque se rapproche mais plus l'assurance devient coûteuse : la proximité du risque s'oppose à l'effet prix. Courbage et Roudaut montrent que la probabilité de s'assurer varie négativement avec l'âge, résultat qui laisse à penser que lorsque l'âge augmente, l'effet prix l'emporterait sur la proximité du risque chez les français.

La csp

La catégorie socio professionnelle est également susceptible d'exercer des effets contraires sur la demande d'assurance.

En premier lieu, la csp peut en être considérée comme une proxy du niveau d'études. Or, plus les individus sont éduqués et plus ils bénéficient d'un accès à l'information, plus ils ont conscience du risque dépendance. Dans ces conditions, les comportements de myopie face au risque devraient diminuer avec le niveau d'études (« effet information »).

Cependant, on observe également une corrélation forte entre la csp et le niveau de revenu.

L'effet connaissance du risque peut donc être compensé par l'effet richesse.

Par ailleurs la csp exerce une autre influence via le niveau de risque. Duée et Rebillard ont montré à partir des données fournies par l'enquête HID que la prévalence (la probabilité d'être

¹ Que lon nomme « spend down » en anglais.

dépendant) était moins élevée pour les personnes ayant fait des études (Duée, Rebillard 2004). Les csp élevées connaissant une probabilité de sinistre moindre pourraient décider par conséquent de moins s'assurer (effet de sélection).

Courbage et Roudaut (2007) ont montré que la probabilité de souscrire une assurance dépendance dépendait positivement du niveau d'éducation, résultat qui laisserait à penser qu'en France l'« effet information » et l'effet revenu l'emporterait sur l'effet de sélection.

La structure familiale

La présence du conjoint exerce deux effets contraires sur la demande d'assurance.

D'un côté les dépenses de dépendance peuvent appauvrir le conjoint et notamment diminuer le patrimoine dont celui-ci héritera. Le conjoint survivant sera alors sans protection financière face au coût de la dépendance. Donc un individu altruiste devrait s'assurer pour protéger son conjoint. D'un autre côté, une personne mariée a une probabilité moindre de rentrer en établissement de soins, car son conjoint peut s'occuper de lui (Sloan, Hoerger & Picone 2000). Si son risque est plus faible, il est donc moins incité à s'assurer.

Courbage et Roudaut trouvent que le fait de vivre en couple ainsi que le nombre d'enfants est positivement relié la probabilité de souscrire, confirmant ainsi l'hypothèse d'altruisme.

3) Les données

Le contrat d'assurance proposé

Le contrat dépendance proposé est un contrat en rente qui couvre la dépendance lourde (GIR 1 et 2). La personne peut souscrire ce contrat jusqu'à 75 ans et pour un montant de rente défini lors de la souscription. Sur la période considérée, la rente minimale était de 600 euros par mois et pouvait atteindre 3500 euros par mois. La prime mensuelle versée par l'assurée dépend de l'âge auquel il souscrit et du niveau de rente qu'il souhaite recevoir en cas de dépendance mais pas de son sexe. Par définition, plus l'assuré souscrit à un âge élevé et pour un même montant de garanti, plus la prime sera élevée. Lorsque son niveau de dépendance est constaté par l'unité médicale régionale rattachée au bancassureur, l'assuré cesse de verser ses primes et perçoit une rente mensuelle qui lui permet de financer sa prise en charge. Les primes exigées ne tiennent pas compte du sexe alors qu'en moyenne les femmes ont une probabilité plus forte de devenir dépendante et de demeurer dans cet état plus longtemps que les hommes. Si on ramène le coût de l'assurance au niveau de risque, l'assurance est donc beaucoup moins chère pour les hommes que pour les femmes. Sur le marché américain Brown et Finkelstein (2007) ont à ce propos montré que dans cette configuration, les femmes pouvaient même se voir appliquer des taux de chargement négatifs.

L'assuré peut également souscrire une option pour la dépendance partielle qui correspond aux GIR 3 et 4. Dans ce cas, la prime versée à âge donné est plus élevée et en cas de dépendance partielle, l'individu recevra une rente qui correspond à la moitié de la rente versée en cas de dépendance lourde.

Présentation et préparation des données

Les études empiriques réalisées aux Etats-Unis et en Espagne ont été effectuées à partir de données d'enquête. Aussi, elles tiennent compte des préférences déclarées en matière de demande d'assurance dépendance, mais pas des préférences révélées par l'acte de souscription au contrat d'assurance (CostaFont RiveraForns 2008). Or les préférences déclarées ont systématiquement tendance à surestimer la souscription des contrats d'assurance dépendance. Dans l'étude de Costa-Front et Rovira-Forns (2008), 20% des personnes interrogées se disent prêtes à contracter une assurance dépendance, alors que le taux effectif d'adhésion à des contrats d'assurance dépendance en Espagne est en fait bien inférieur à 5%. Cette grande différence entre préférences déclarées et préférences observées se retrouve aussi dans les études américaines.

Nous avons accès d'une part à la totalité du portefeuille d'assurés sur la France entière pour l'ensemble des individus qui ont entamé une procédure d'adhésion, ce qui représente environ 293 351 individus. Sur ces 293 351 individus qui ont entamé une procédure d'adhésion, 168 827 individus sont actuellement couverts par l'assurance dépendance. Les autres individus ont soit résilié leur contrat, soit l'assureur a refusé de les assurer après examen de leur dossier soit ils ont préféré stopper la procédure d'adhésion, soit ils sont décédés, soit ils sont dépendants et perçoivent une rente. D'autre part, nous avons accès aux individus d'une caisse régionale ayant entamé une procédure d'adhésion, ce qui représente 5896 individus. Au sein de cette caisse, 3 676 individus sont actuellement couverts par ce contrat et ne perçoivent pas de rente. Nous avons également accès à un échantillon de 112 516 individus non assurés de cette caisse ce qui représente 40% de la population assurée totale. Le bancassureur compte 36 caisses régionales sur le territoire national.

Les données France entière nous renseignent sur l'âge, le sexe, la csp, l'option dépendance partielle ou obsèques, le niveau de rente choisi en cas de dépendance, la présence d'une surprime, le montant de cotisation ainsi que l'achat d'une couverture prévoyance qui peut être soit une temporaire décès (quelque soit sa forme) soit un contrat qui assure un revenu en cas d'arrêt de travail. Les données de caisse nous renseignent en plus sur le revenu et le patrimoine détenu par les assurées et les non assurés.

Ces données présentent les avantages et les désavantages des données d'entreprises. D'un côté elles sont plus fiables que les données d'enquête dans la mesure où il ne s'agit pas de variables déclaratives. La variable s'assurer ou non contre la dépendance est donc directement observée. En revanche, concernant les informations sur le revenu ou le patrimoine, il existe souvent un biais dans la mesure il est toujours possible qu'un individu ne place qu'une partie de son revenu dans une banque et le reste dans une autre banque.

Concernant la variable d'assurance, il est possible que l'individu ait un contrat auprès d'un autre assureur. Néanmoins ce phénomène devrait être limité, car ce produit n'est pas encore assez répandu pour que l'on assiste à des comportements de sur assurance. Par ailleurs, ce produit est relativement cher donc les comportements de sur assurance seraient très coûteux. Par ailleurs, ce contrat n'est vendu au sein d'un « package » comme cela est le cas pour l'assurance responsabilité civile.

Un autre biais possible réside dans le type de campagne commerciale auquel peuvent être soumis les individus. Cependant, s'agissant de données de caisse, nous sommes certains c'est que l'ensemble des individus ont été soumis à la même campagne commerciale. Celle-ci a d'ailleurs été assez peu agressive : le produit dépendance n'a en effet jamais été une priorité du réseau de distribution, comparé à d'autres produits comme l'assurance-vie ou la temporaire décès. Cela nous permet d'être en présence d'une décision réellement individuelle.

Concernant la préparation des données, nous nous sommes intéressé qu'aux individus dont l'âge est compris entre 18 et 75 ans en 2002 car il n'est pas possible de souscrire au-delà de 75 ans. Par ailleurs nous supposons que les quelques individus mineurs couverts contre la dépendance constituent soit des erreurs, soit une décision de leurs parents. Nous avons donc supprimé les individus n'appartenant pas à cette tranche d'âge. Afin de corriger du biais de mesure sur le revenu et le patrimoine, nous avons ensuite supprimé tous les individus qui avaient un revenu inférieur au RMI ou au minimum vieillesse pour les individus de plus de 65 ans. Nous avons supposé que ces individus n'étaient pas représentatifs car la probabilité qu'ils aient un autre compte courant était forte. Nous avons également supprimé les quelques valeurs extrêmes qui nous semblaient aberrantes (Ex un instituteur qui est glacé dans la catégorie grand public et qui perçoit un revenu annuel de 8 millions d'euros avec un patrimoine de 10 000 euros). Ces procédures nous ont amené à supprimer sur chaque échantillon entre 15 à 20% des individus. A l'aide d'un Logit simple nous avons ensuite vérifié que le fait de supprimer ces individus n'introduisait pas un biais de sélection. Les statistiques de la population étudiée après retraitement sont présentées en annexe. Pour prendre en compte l'effet de l'aversion au risque, nous avons retenu le fait de détenir une couverture prévoyance quel que soit sa forme². Enfin, nous avons également décidé de discrétiser au maximum les variables explicatives afin de détecter plus facilement d'éventuels effets en cloche de certaines variables (notamment l'âge et le revenu).

4) Les déterminants de la demande d'assurance

Dans cette section, nous nous intéressons d'abord à l'influence des déterminants classiques sur la probabilité de souscrire une assurance dépendance : l'âge, le sexe, la catégorie socioprofessionnelle, le revenu, le patrimoine. Nous modélisons l'effet de ces variables sur la probabilité de s'assurer grâce à un modèle logit simple. Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 1, figurant en annexes. Cependant, afin de discuter ces effets il est intéressant de reconstituer une probabilité de risque de manière exogène. Comme nous construisons cette probabilité de sinistre à partir de l'âge et du sexe, il serait malvenu d'intégrer celle-ci comme une variable explicative de la souscription. En effet, par définition, pour un âge et un sexe donné, nous n'avons pas différents niveaux de probabilité. Il n'y a donc pas de variation de la probabilité à âge et sexe donné. Intégrer cette probabilité en tant que variable explicative serait donc contraire à l'esprit du Logit qui raisonne toutes choses égales par ailleurs.

L'influence de la probabilité de sinistre

Il est possible que la probabilité d'être un jour dépendant joue un rôle dans la décision de souscrire ou non une assurance dépendance. En particulier, il est fort probable qu'on assiste à un effet de sélection, c'est-à-dire que les individus présentant une probabilité de devenir dépendant élevé aient plus tendance à s'assurer que les individus qui présentent une probabilité faible (Geoffard, Grandchamps et Gardiol, 2005). Notons que cette probabilité n'est évidemment pas observable au niveau individuel³.

² En ce qui concerne les professions libérales, l'équivalent de la temporaire décès est le contrat arrêt de travail.

³ En effet, contrairement aux modèles économétriques classiques destinés à détecter la présence d'anti-sélection, nous ne disposons pas des données nécessaires pour tester si on détecte *ex post* une prévalence de la dépendance plus importante chez les assurés que chez les non assurés, puisque nous ne savons pas si les non assurés sont devenus ou non dépendants.

De toute façon, il y a peu de chances que de son côté, l'assuré effectue une bonne évaluation de son risque objectif. En effet, les études empiriques montrent qu'il est très difficile pour les assurés d'avoir une bonne connaissance de leur niveau de risque, quand l'horizon de survenance du sinistre est lointain (Kunreuther, 78). En revanche, il est possible que l'assuré intègre néanmoins dans sa décision de grands faits objectifs : « je suis une femme donc j'ai plus de chances d'être dépendante un jour... ». En mettant en relation la probabilité de sinistre objective et les déterminants de la souscription, nous cherchons à tester une forme de rationalité de l'assuré : les plus risqués (sur la base d'un risque exogène, connaissance commune de l'assureur, de l'assuré, de la population...) s'assurent-ils davantage ? Pour cela il est nécessaire de reconstituer de manière exogène une probabilité de sinistre.

Nous reconstituons la probabilité d'être dépendant un jour et pendant au moins un an à âge et sexe donnés, en utilisant deux sources exogènes de données : les données de l'enquête Handicap Invalidité Dépendance (HID) et celles issues des tables de mortalité⁴.

Soit $p_{f,x}$ la proportion de femmes dépendantes parmi les femmes d'âge x . Ainsi, $(1-p_{f,x})$ désigne la proportion de femmes non dépendantes d'âge x . Les données de l'enquête HID permettent de connaître les $(p_x)_{x=...}$, pour les hommes et les femmes.

Considérons une femme non dépendante à l'âge x , devant choisir de s'assurer ou non contre la dépendance. L'année suivante, autrement dit à l'âge $x+1$, trois situations sont possibles :

- soit la femme est morte, avec une probabilité $m_{f,x+1/ndx}$ ⁵.
- soit la femme est en vie et elle est restée non dépendante, avec une probabilité $s_{f,x+1/ndx}$.
- soit elle est en vie mais elle est tombée dépendante alors qu'elle ne l'était pas à la période précédente, avec une probabilité $d_{f,x+1/ndx}$.

Par définition :

$$m_{f,x+1/ndx} + s_{f,x+1/ndx} + d_{f,x+1/ndx} = 1 \quad (1)$$

Considérons aussi le cas d'une femme dépendante à l'âge x . Pour elle deux états sont possibles l'année suivante :

- soit la femme est morte avec une probabilité $m_{f,x+1/dx}$
- soit elle est restée en vie et dépendante avec une probabilité $d_{f,x+1/dx}$

Par définition :

$$m_{f,x+1/dx} + d_{f,x+1/dx} = 1 \quad (2)$$

Au final on peut donc représenter les différents scénarios à l'aide d'une table multi états (cf Annexes).

La probabilité $m_{f,x+1/ndx}$ que la femme soit décédée en $x+1$ alors qu'elle n'était pas dépendante en x (respectivement $(1 - m_{f,x+1/ndx})$ qu'elle soit encore en vie) peut être obtenue grâce aux informations issues des tables de mortalité.

⁴ Les tables officielles sont disponibles sur le site

http://www.actuaris.com/site/index.php?page=infotech&categorie_infotech=4&lang=1

ou sur le site de l'INED http://www.ined.fr/cdrom_vallin_mesle/contenu.htm

⁵ $m_{f,x+1/ndx}$ correspond à la probabilité de mourir noté f en $x+1$ sachant qu'elle était non dépendante noté nd (c'est-à-dire en bonne santé) à la date x . De manière générale le premier indice indique le sexe de l'individu h ou f . Le second indice séparé par une virgule indique l'état de l'individu en $x+1$. La fin (nd ou d) désignant l'état qui était le sien à la période précédente.

$$m_{f,x+1/ndx} = \frac{L_x - L_{x+1}}{L_x} \quad (3)$$

Les probabilités $d_{f,x+1/ndx}$ s'obtiennent à partir des lois d'incidence de la dépendance calculées à partir de l'enquête HID. On considère ici les gens dépendants comme ceux appartenant aux GIR 1 à 4. La relation 1 permet alors de trouver très simplement la probabilité de rester non dépendant à l'âge $x+1$, sachant qu'on est non dépendant à l'âge x :

$$s_{f,x+1/ndx} = 1 - m_{f,x+1/ndx} - d_{f,x+1/ndx}$$

Les $m_{f,x+1/ndx}$ sont tirées de l'enquête HID. La relation (2) nous permet d'en déduire les $d_{f,x+1/ndx}$. Considérons la situation d'une femme d'âge x , non dépendante. Nous cherchons à évaluer la probabilité Π_x que cette femme tombe un jour dépendante dans sa vie et reste au moins un an en état de dépendance. Cette femme peut tomber dépendante l'année d'après, en $x+1$, avec une probabilité $d_{f,x+1/ndx}$. Comme on souhaite qu'elle soit encore en vie en $x+2$, il convient de multiplier par la probabilité $d_{f,x+2/dx+1}$.

La probabilité $P_{f,x+1}$ correspond donc à la probabilité qu'une femme d'âge x soit dépendante en $x+1$ et encore en vie mais dépendante en $x+2$. Elle peut s'écrire :

$$P_{f,x+1} = d_{f,x+1/ndx} * d_{f,x+2/dx+1}$$

soit

$$P_{f,x+1} = d_{f,x+1/ndx} * (1 - m_{f,x+2/dx+1})$$

Plus généralement, la probabilité $P_{f,x+k}$ qu'une femme non dépendante à l'âge x tombe dépendante à l'âge $x+k$ et reste dépendante au moins un an s'écrit :

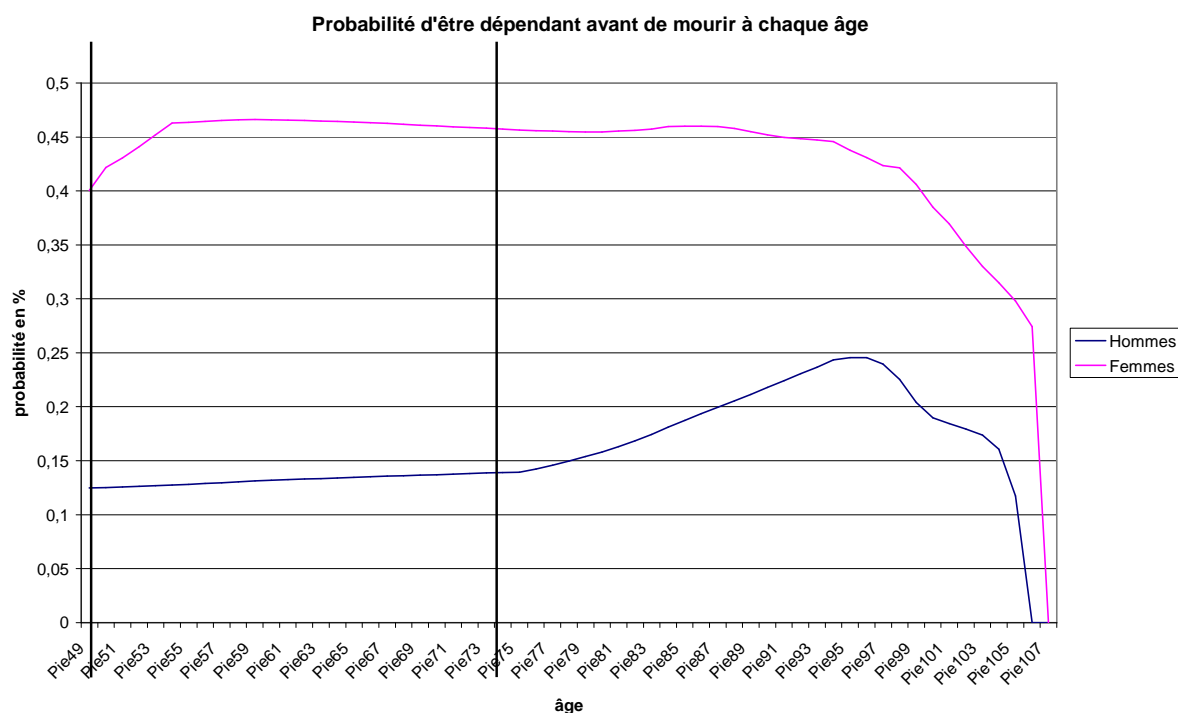
$$P_{f,x+k} = \left(\prod_{i=0}^{k-2} s_{f,x+i+1/ndx+i} \right) * d_{f,x+k/ndx+k-1} * (1 - m_{f,x+k+1/dx+k}) \quad (4)$$

Au final, la probabilité totale d'être dépendant au moins une fois avant de mourir, notée Π_x correspond à $\sum_{k=1}^n P_{f,x+k}$. n correspond ici au nombre d'années entre l'âge de l'individu et 107 ans, l'âge auquel on suppose que tout le monde est mort. On a donc :

$$\Pi_{f,x} = \sum_{k=1}^n \left(\prod_{i=0}^{k-2} s_{f,x+i+1/ndx+i} * d_{f,x+k/ndx+k-1} * (1 - m_{f,x+k+1/dx+k}) \right) \quad (5)$$

L'application de cette formule, pour les hommes et les femmes, à chaque âge x , nous permet d'obtenir les probabilités représentées sur le graphique suivant.

Graphique 1

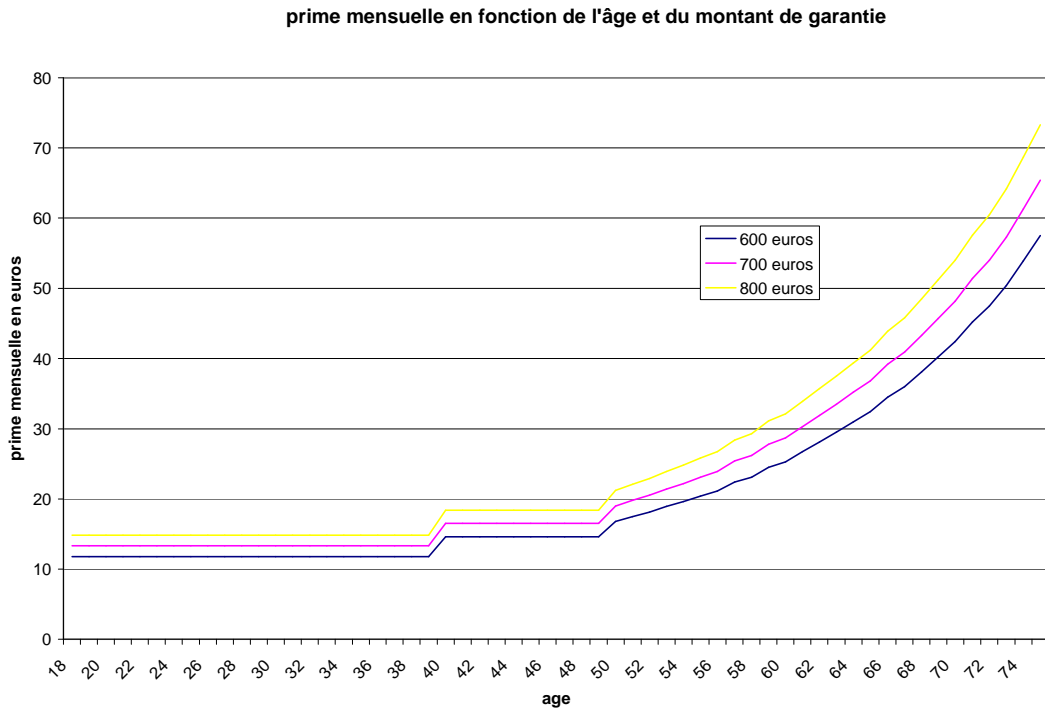


La forte diminution de la probabilité aux âges élevés traduit le fait que ces individus ont beaucoup plus de chances de mourir que de tomber dépendants. Sur l'intervalle 49-75 ans qui nous intéresse tout particulièrement, puisqu'il s'agit des individus en âge de s'assurer, les probabilités d'être dépendants avant de mourir sont relativement stables. A noter que la probabilité est très légèrement croissante pour les hommes et très légèrement décroissante pour les femmes. Si les femmes adoptaient un comportement rationnel, elles devraient donc s'assurer légèrement moins au fur et à mesure que leur âge augmente, et inversement pour les hommes. Cependant les variations de probabilité étant très faibles entre 49 et 75 ans, s'il existe un effet de sélection il devrait davantage porter sur les différences entre sexe que les différences de probabilité aux différents âges.

L'influence du prix de l'assurance

Il convient cependant de mettre en relation l'effet de la probabilité de sinistre avec les variations des niveaux de prime par âge. Pour un âge et un montant de rente donné, les variations de la prime mensuelle varient beaucoup plus fortement entre 18 et 75 ans que les probabilités de sinistre. Ces variations sont représentées sur le graphique suivant pour 3 niveaux de rente différents : 600, 700 et 800€ sur le graphique suivant.

Graphique 2



Soit π la prime annuelle payée pour un âge donné et un niveau de rente choisi (600€) identique pour les hommes et les femmes. Soit λ la proportion de femmes, π_f la prime chargée (taux de chargement= τ) pour les femmes, et π_h la prime chargée pour les hommes.

$$\pi = \lambda \pi_f + (1 - \lambda) \pi_h \quad (6)$$

Soit P_H (resp. P_f) la probabilité que les hommes (resp. les femmes) soient dépendants, C_H (resp. C_f) le coût moyen de leur dépendance pour l'assureur. Ce coût moyen correspond à la durée moyenne en dépendance multipliée par le coût journalier d'une prise en charge qui dépend lui-même, de la gravité de la dépendance et de la localisation géographique.

$$\begin{aligned} \pi_f &= (1 + \tau) P_f C_f \\ \pi_h &= (1 + \tau) P_h C_h \end{aligned} \quad (7)$$

En supposant que : $C_H = C_f$, qui est une hypothèse très forte, on peut écrire :

$$\frac{\pi_f}{P_f} = \frac{\pi_h}{P_h} \quad (8)$$

A l'aide de (6) et (8) on obtient :

$$\pi_f = \frac{\pi}{\lambda + \frac{(1-\lambda)P_h}{P_f}} \quad (9)$$

$$\pi_f = \frac{\pi}{\lambda + \frac{(1-\lambda)P_h}{P_f}}$$

On peut alors construire une variable en différence, qui mesure l'effet d'aubaine pour les femmes, et le surcoût pour les hommes.

$$\Delta_f = \pi_f - \pi > 0 \text{ pour les femmes}$$

$$\Delta_h = \pi_h - \pi < 0 \text{ pour les hommes}$$

L'effet des variables sociodémographiques et des variables de revenu

L'effet du sexe. Toutes choses égales par ailleurs, les femmes s'assurent beaucoup plus que les hommes.

Un effet prix pourrait être à l'origine de ce comportement. En effet les femmes présentent des taux de prévalence plus élevés que les hommes (cf Annexes). Dans ces conditions, à chaque fois que le niveau de prime ne dépend pas du sexe, les taux de chargement sont beaucoup plus faibles pour les femmes que pour les hommes. Brown et Finkelstein (2007) ont même montré que les taux de chargement de femmes pouvaient être négatifs.

Un effet de sélection peut également s'ajouter à l'effet prix. Même si la prime était différenciée, les femmes pourraient s'assurer davantage du fait de leur probabilité de sinistre plus élevée (effet de sélection) et de leur probabilité plus faible de recevoir de l'aide informelle.

Enfin, ces différences de comportement face à l'assurance entre les hommes et les femmes pourraient être l'expression de degré d'aversion aux risques différents.

*L'effet de l'âge*⁶. Conformément à la littérature, l'effet de l'âge est fort sur la probabilité de s'assurer. Cependant le fait d'avoir discrétisé cette variable explicative nous permet de remarquer que si l'effet est croissant jusqu'à 69 ans, il décroît ensuite. Ce résultat semble dans un premier temps contraire à ceux obtenus par Courbage et Roudaut (2007). Cependant cet effet en cloche de l'âge n'a pu être mis en évidence dans notre étude que parce que nous avons discrétisé l'âge ce qui n'était pas le cas dans l'étude précédemment citée. Il semble qu'à partir de 69 ans, l'effet proximité du risque soit contrebalancé par l'effet prix. On observe en effet sur le graphique 2 que la prime mensuelle est quasiment multipliée par 4 entre 40 ans et 69 ans. Elle croît de manière quasi exponentielle à partir de 50 ans. Sloan et Norton (1997) observaient une influence négative de l'âge sur les données AHEAD et un effet positif sur les données HRS.

L'effet de la csp. On observe que l'appartenance aux catégories employés et ouvriers influence fortement la souscription. Il semblerait que le produit dépendance soit plutôt un produit à destination des classes populaires. Si on considère que la csp est une proxy du niveau d'éducation, nous obtenons ici des résultats contraires à ceux obtenus à partir de la base SHARE. La

⁶ L'effet de l'âge sur la probabilité de s'assurer toutes choses égales par ailleurs est représenté graphiquement en annexe.

probabilité de s'assurer est ici très faible pour les cadres. Elle augmente fortement pour les ouvriers et les employés. Les résultats de la catégorie agriculteurs sont difficiles à interpréter en raison du manque d'effectifs.

L'effet du revenu. Le revenu exerce un effet en cloche sur la probabilité de souscription. Les deux premiers déciles de revenu ont une probabilité de s'assurer plus faible que les déciles intermédiaires. Ceci est sans doute la résultante du poids de la contrainte budgétaire pour ces catégories de revenu. De la même façon, les hauts revenus (dernier décile) présentent aussi une probabilité plus faible, ce qui peut alors s'expliquer par un comportement d'auto assurance. Les catégories de revenu qui présentent les probabilités les plus fortes sont donc les catégories basses et moyennes ce qui confirme l'appétence des classes moyennes et populaires pour ce type de produit.

L'effet du patrimoine. On observe une corrélation positive entre le niveau de patrimoine et la probabilité de s'assurer pour les quatre premiers déciles de patrimoine. Cependant les quatre premiers déciles concernent les individus qui possèdent entre 0 et 2000 euros de patrimoine. Il est donc possible que les individus possédant d'autres comptes d'épargne dans d'autres banques soient surreprésentés au sein de cette catégorie. C'est pourquoi nous n'interprétons pas davantage les résultats concernant ces catégories de patrimoine. L'effet est ensuite stable pour les trois déciles suivants (D5, D6, D7). Pour les déciles supérieurs on observe une relation positive forte entre le niveau de patrimoine et la probabilité de souscrire. Deux effets peuvent *a priori* expliquer la forme de la relation.

D'abord l'assurance dépendance peut servir à assurer son patrimoine, et par suite préserver le montant de l'héritage à transmettre. Autrement dit, les individus peuvent préférer payer une assurance plutôt que de courir le risque d'avoir à désépargner pour financer leur dépendance. Si cette explication tient, nos résultats montrent que les très riches ont une aversion plus forte au risque de désépargne (les individus auraient donc des préférences de type IARA).

En outre, cet effet peut être renforcé par le desserrement de la contrainte budgétaire au fur et à mesure que le patrimoine augmente.

Nous nous intéressons dans cette section à l'effet possible de deux autres déterminants : l'aversion au risque et la probabilité de sinistre.

Le rôle de l'aversion au risque

L'aversion au risque peut être un autre déterminant classique de la demande d'assurance. Cependant, Norton et Sloan montraient dans leurs travaux (1997) que l'aversion au risque n'affectait pas la demande d'assurance dépendance. Malheureusement, les données dont nous disposons ne nous renseignent pas directement sur les préférences des individus face au risque. Cependant, le fait de souscrire une assurance prévoyance ou une assurance arrêt de travail pour les professions libérales peut être considérée comme une proxy d'aversion au risque.

Pour estimer l'effet de l'aversion sur la probabilité de s'assurer, nous estimons un second modèle (modèle 2) qui reprend les variables explicatives du modèle 1 et intègre la variable d'aversion au risque. Le fait d'intégrer une variable d'aversion au risque indépendante permet aussi dans une certaine mesure de purger les effets des autres variables de l'effet propre à l'aversion.

D'après les résultats de l'estimation de ce modèle (présentés dans le tableau 1 en annexes), l'aversion au risque semble donc exercer une forte influence sur la probabilité de s'assurer (Tableau 1) ce qui confirme les résultats de Finkelstein et McGarry (2006). En effet un individu qui souscrit une assurance prévoyance a, toutes choses égales par ailleurs, 9,54 fois plus de chances de s'assurer contre la dépendance, qu'un individu qui ne souscrit pas une telle assurance. Notons que les estimations des autres paramètres diffèrent entre les modèles 1 et 2. Le fait que le paramètre relatif à une modalité diminue (respectivement augmente) entre le modèle (sans aversion) et le modèle 2 (avec aversion) signifie que le paramètre du modèle 1 surestimait (respectivement sous estimait) l'effet de la variable.

5) Un essai de mesure d'antisélection

Certains indices peuvent nous laisser penser que le marché de l'assurance dépendance est sujet à des comportements opportunistes dus aux asymétries d'information. Nous privilégierons ici l'étude de l'antisélection au détriment de l'aléa moral et ceci pour au moins deux raisons.

En premier lieu, la littérature empirique n'a jusqu'à présent jamais montré des comportements d'aléa moral sur le risque dépendance à l'inverse de l'antisélection (Sloan et Norton, 1997). En second lieu, il semble difficilement concevable que les individus adoptent des comportements d'aléa moral *ex ante*. Etant donné la perte de bien être que provoqué par l'état de dépendance, il semble peu probable que le fait d'être assuré incite l'individu à volontairement augmenter sa probabilité de devenir dépendant. S'il devait exister un comportement d'aléa moral face au risque dépendance, il concernerait davantage un aléa moral de type *ex post*. En situation de dépendance, les individus auraient tendance à surconsommer par rapport à leurs véritables besoins. Les individus en dépendance auraient alors tendance à se « laisser aller ». Cependant, comme dans la plupart du cas la prestation de l'assureur est constituée d'une rente fixée à l'avance, toute surconsommation de l'assuré est en fait à sa charge. Si ces comportements d'aléa moral *ex post* ne sont pas à exclure, ils concerneraient davantage les enfants qui apportent une aide informelle que l'assureur qui propose une prestation forfaitaire.

Nos estimations montrent que les individus les plus risqués semblent s'assurer davantage que les autres. Tant que leur niveau de risque est observé par l'assureur il ne s'agit pas à proprement parler de comportements d'antisélection mais d'effets de sélection. Cependant, ces comportements nous incitent à vérifier la présence ou non de comportements d'antisélection.

Les femmes s'assurent en effet plus que les hommes alors que ce sont elles qui représentent les plus probabilités de sinistre les plus élevées. Cependant, ce comportement peut aussi s'expliquer pour les femmes par un effet d'aubaine du à un taux de chargement très faible. Par ailleurs, les classes populaires semblent s'assurer davantage que les cadres et les autres catégories socio professionnelles. Or l'enquête HID a montré que l'origine sociale jouait fortement sur la probabilité de sinistre (Duée et Rebillard, 2004). Même si la prime est unisexe, la variable sexe est bien prise en compte par l'assureur dans le calcul de la prime unique. Mais la csp ne rentre pas en compte dans le calcul des primes, ce qui laisserait penser à la présence éventuelle de comportements opportunistes.

La littérature propose deux tests classiques d'antisélection :

- méthode Chiappori et Salanié (Chiappori et Salanié, 2000)
- méthode Finkelstein et Poterba (Finkelstein et Poterba, 2004)

La méthode proposée par Chiappori et Salanié (2000)

On estime à l'aide d'un probit bi varié la probabilité de s'assurer et la survenance du risque conditionnellement aux variables relatives au type de risque (\mathbf{X}). On teste donc simultanément les deux modèles suivants:

$$\begin{cases} \text{Pr ob}(Dependant) = C + \mathbf{X}\beta_1 + u \\ \text{Pr ob}(Assurance) = C + \mathbf{X}\beta_2 + v \end{cases}$$

On teste ensuite la significativité du coefficient de corrélation ρ entre les résidus u et v . Les modèles standards prédisent une corrélation positive en cas d'asymétrie d'information. Dans chaque équation le résidu représente l'erreur mais il représente aussi l'ensemble des autres variables non retenues dans le modèle. Si on observe une corrélation entre les résidus cela signifie qu'il existe une variable présente dans les résidu qui explique à la fois la probabilité de s'assurer mais également la probabilité de devenir dépendant. L'asymétrie d'information peut ensuite s'interpréter soit comme un comportement d'aléa moral soit comme un phénomène d'antisélection en fonction du sens de la causalité. Comme nous avons exclu ici les comportements d'aléa moral, nous concluons donc à un comportement d'antisélection.

La méthode Finkelstein et Poterba (2004)

La seconde approche basée sur les travaux de Finkelstein et Poterba (2004) consiste à estimer un modèle probit de la consommation de soins de dépendance comme une fonction du niveau de couverture. On contrôle alors avec le risque de classification. Les variables qui permettent de classer le risque sont contenues dans le vecteur \mathbf{X} . Ce sont les variables observées par la compagnie d'assurance. Contrôler par la classification du risque signifie permet d'isoler l'effet des variables démographiques objectives de l'effet propre au fait d'être assuré sur la probabilité de recourir à des soins de dépendance. Le modèle peut alors s'écrire de la manière suivante :

$$\text{Pr ob}(Dependant) = \Phi(\mathbf{X}\beta_1 + \beta_2 * Assurance) + \varepsilon$$

La théorie prédit qu'en présence d'antisélection, $\beta_2 > 0$. A noter que β_2 n'a pas d'interprétation causale. Dans un modèle d'aléa moral, le coefficient représentera l'effet causal de l'assurance sur le recours aux soins. Dans un modèle d'antisélection, la causalité est inversée. C'est le recours aux soins qui va déterminer le recours à l'assurance. Sauf qu'ici nous avons exclu l'hypothèse d'aléa moral.

La procédure d'estimation

Nous ne disposons pas d'information sur les individus non assurés qui sont devenus dépendants ou qui sont décédés. Le test proposé par Chiappori et Salanié (2000) n'est donc pas applicable en l'état. Cependant, il est possible d'appliquer un test alternatif en sa basant sur l'ensemble du portefeuille des assurés.

Le modèle 3 propose de tester l'antisélection en s'intéressant uniquement aux individus assurés. L'antériorité du contrat dépendance est faible (6 ans). Par conséquent, nous ne disposons que d'un nombre limité de sinistres ou de d'individus décédés. En cas de décès, l'assuré ne représente plus un risque pour l'assureur. Ce dernier est sûr qu'il n'aura pas à lui verser une rente. Nous étudions donc si les personnes qui s'assurent davantage que la plupart des individus présentent une probabilité de devenir dépendante supérieure.

Notre modèle propose donc d'étudier s'il existe des caractéristiques cachées, inobservables par l'assureur, qui explique à la fois pourquoi les individus choisissent une garantie élevée, et pourquoi ils tombent dépendants.

Afin d'augmenter le nombre d'observations, nous avons donc décidé de ne plus se baser sur les données de caisse mais sur l'ensemble du portefeuille d'assurés. Nous perdons donc les variables relatives au revenu et au patrimoine.

Nous avons donc construit une variable dichotomique $dep_{/mort}$ qui prend 1 si l'assuré est devenu dépendant et 0 s'il est mort sans être dépendant. La variable garantie élevée prend la valeur 1 si la garantie est supérieur à 650 euros et 0 si la garantie choisie est comprise entre 600 euros (le niveau de garantie minimal sur la période) et 650 euros.

Avant d'aller plus avant dans le test d'antisélection, nous présentons un tableau de la répartition de notre population ainsi qu'un test du khi-deux.

		Garantie peu élevée (600<>650)	Garantie élevée (>650)
décès	effectif	2555	932
	% du total	63,2%	23,10%
	% en ligne	73,27%	26,73%
	% en colonne	86,88%	85,19%
dépendant	effectif	386	162
	%	9,57%	4,01%
	% en ligne	70,44%	29,56%
	% en colonne	13,12%	14,81%
Kki-deux	1,9250 (Pr=0.1653)		

Le fait que le khi-deux ne soit pas significatif est une première indication qui nous permet de penser qu'a priori ceux qui souscrivent une garantie élevée ne présentent pas des niveaux de risque supérieurs à la moyenne. Nous pouvons ensuite adapter le test classique de Chiappori et Salanié (2000) à nos données, qui peut s'écrire alors de la manière suivante :

$$\begin{cases} \Pr ob(dep_{mort}) = C + \mathbf{X}\beta_1 + u \\ \Pr ob(garantie\ élevée) = C + \mathbf{X}\beta_2 + v \end{cases}$$

avec (modèle 3)

$$\begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix} \sim N \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_u^2 & \rho\sigma_u\sigma_v \\ \rho\sigma_u\sigma_v & \sigma_v^2 \end{bmatrix} \right)$$

Les résultats sont présentés en annexe (tableau 2). Le coefficient de corrélation entre les résidus apparaît clairement non significatif ce qui laisse penser à une absence d'antisélection sur le marché de l'assurance dépendance. Ce résultat peut s'interpréter comme une conséquence de la faible antériorité de notre portefeuille. Mais il peut également s'interpréter par le fait que les individus les plus averses s'assurent davantage que les autres, toutes choses égales par ailleurs comme nous avons pu le montrer dans le modèle 2. Or des travaux récents ont montré que les riscophobes tendent à présenter un risque plus faible (De Meza et Web, 2000). Si les individus plus averses présentent de part leurs comportement préventifs des niveaux de risque plus faibles que la moyenne, l'antisélection sur les niveaux de risque pourraient être compensée par l'antisélection portant sur les attitudes face au risque. Ce phénomène d'antisélection multidimensionnelle (Villeuneuve, 2003) pourrait expliquer pourquoi en dépit d'indices nous laissant penser à de possibles comportements opportunistes, les tests classiques d'antisélection ne concluent pas positivement à l'existence de ce phénomène. Ce phénomène d'antisélection multidimensionnelle a d'ailleurs été vérifié sur le marché américain (Finkelstein et McGarry, 2006).

6) Conclusion

En mettant à profit des données inédites, nous avons pu préciser les effets du revenu et du patrimoine sur le fait de souscrire une assurance dépendance. Nous avons pu également montrer l'absence d'antisélection sur ce marché, même si ce résultat est à manipuler avec précaution. Cependant des voies d'amélioration subsistent. Il est possible d'améliorer la reconstitution de la probabilité exogène en intégrant les probabilités de rémission. Il est également possible d'améliorer l'analyse du prix de l'assurance et de son effet sur la probabilité de souscrire.

BIBLIOGRAPHIE

Brown, J. and Finkelstein, A. (2007), 'Why is the market for long-term care insurance so small', *Journal of Public Economics* **91**: 1967-1991.

Brown, J. R. and Finkelstein, A. (2008), 'The interaction of public and private insurance: Medicaid and the long term care insurance market', *American Economic Review* **98**(3): 1083-1102.

Chiappori, P.-A. et Salanié, B. (2000), «Testing for asymmetric information in insurance markets », *Journal of Political Economy*, 108(1).

Costa-Font, J. and Rivera-Forns, J. (2008), 'Who is willing to pay for long term care insurance in catalonia?', *Health Policy* **86**, 72-84.

Cutler, D. (1993), "Why doesn't the market fully insure long term care ?", *NBER Working Paper*, n 4301.

Cutler, D. (2001), «Declining disability among the elderly », *Health Affairs*, November-December.

De Meza D. et Webb D. (2000), « Advantageous Selection in Insurance Markets », London School of Economics, *Mimeo*.

Duée, M. et Rebillard, C. (2004), 'La dépendance des personnes âgées: une projection à long terme', *INSEE, série des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques* n°G2004/02.

Ennuyer, B. (2006) *Repenser le maintien à domicile: Enjeux, acteurs, organisation*, Paris : Dunod.

Finkelstein, A. et McGarry, K. M. (2006), 'Multiple dimensions of private information: evidence from the long term care insurance market', *American Economic Review* **96**(4): 938-958.

Finkelstein, A. et Poterba, J. (2004), « Adverse selection in insurance markets : Policyholder evidence from the UK annuity market », *Journal of Political Economy*, 112(1).

Geoffard, P.-Y., Grandchamp C. et Gardiol L. (2005), "Separating selection and incentive effects in health insurance", *Working Paper* n°2005-38.

Kessler, D. (2007), "L'énigme de l'assurance dépendance », *Risques* n°70, 60.65

Kunreuther, H. (1978), *Disaster Insurance Protection: Public Policy Lessons*, New York: Wiley.

HCAAM (2005), Rapport 2005 du Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie, Rapport du Conseil d'Analyse Economique.

Sloan, F. A. and Norton, E. C. (1997) 'Adverse selection, bequests, crowding out, and private demand for insurance : Evidence from the long-term care insurance market', *Journal of Risk and Uncertainty* **15**: 201-219.

Villeneuve, B. (2003), "Concurrence et antisélection multidimensionnelle en assurance", *Annales d'économie et de statistique*, n°69.

Zweifel, P. and Struve, W. (1996), 'Long term insurance and trust saving in a two-generation model', in R. Eisen and F.A. Sloan (eds), *Long-Term Care : Economic Issues and Policy Solutions*, Kluwer Academic Publisher, pp. 225-250.

ANNEXES

Tableau 1

		Modèle 1	Modèle 2
constante		-7.7310***	-8.0346***
Age	d25a29	0.5474***	0.5847***
	<i>d30a34 (réf)</i>		-
	d35a39	1.2743***	0.9933***
	d40a44	1.4622***	1.1819***
	d45a49	2.2392***	1.9639***
	d50a54	2.3759***	2.1300***
	d55a59	2.3356***	2.2204***
	d60a64	2.4906***	2.5319***
	d65a69	2.4456***	2.5779***
d70a74	2.0977***	2.2785***	
femme		1.6711***	1.7968***
CSP	Agriculteurs exploitants	0.3582*	-0.3949*
	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	0.4200**	ns
	Cadres et professions intellectuelles supérieures		-
	Professions Intermédiaires	0.7443***	0.7753***
	Employés	1.4295***	1.4418***
	Ouvriers	1.8166***	1.8450***
	Retraités	1.6452***	1.6605***
	Autres personnes sans activité professionnelle	1.5892***	1.6089***
REVENU	revenu 1 (5 000-9 745)	-0.5716***	-0.5047***
	revenu 2 (9 745-13 659)	-0.3375***	-0.3212***
	revenu 3 (13 659-17 130)	ns	ns
	revenu 4 (17 130-20 751)	ns	ns
	revenu 5 (20 751-25 155)	ns	ns
	<i>revenu 6 (réf) (25 155-30 777)</i>		
	revenu 7 (30 777-38 531)	0.1729**	0.1496*
	revenu 8 (38 531- 49 787)	0.2235***	0.1669**
	revenu 9 (49 787-74 469)	0.1439*	ns
	revenu 9 (74 469-109 215)	0.0502	ns
	revenu 99 (109 215-252 220)	ns	-0.3323***
revenu 100 (252 220-8 002 493)	-1.4131**	-1.5040***	
PATRIMOINE	pat 1 (0)	-1.2199**	-1.1068*
	pat 2 (1-41)	ns	ns
	pat 3 (41-446)	0.3130***	0.2105***
	pat 4 (446-1 955)	0.4848***	0.3696***
	pat 5 (1 955-5 238.5)	0.1631*	ns
	<i>pat 6 (réf) (5 238.5-10 961)</i>		
	pat 7 (10 961-21 337)	ns	ns
	pat 8 (21 337-42 618)	0.1174*	0.2003**
	pat 9 (42 618-94 845)	0.6316***	0.7519***
	pat 95 (94 845-168 551)	0.9161***	1.0549***
	pat 99 (168 551-424 980)	0.9082***	1.0464***
pat 100 (424 980-1 958 382)	0.8438***	1.0593***	
FAMILLE	<i>Compte Monsieur (réf)</i>		
	Compte Madame	-0.6180***	-0.8776***
	Compte joint	-14.0065***	-0.5933***
	Compte Messieurs	ns	ns
aversion			2.5572***
Probabilité			
Pouvoir prédictif en %		82.7	87.5

* signifie Pr<0,05

** signifie Pr<0,01

*** signifie Pr<0,001

Les différentes tranches de revenu et de patrimoine sont exprimés en euros.

Tableau 2

Variable expliquée		Modèle 3	
		EQ1	EQ2
constante		Depmort	Garantie élevée
		-1.2431	4.069
Age			
	<i>d30a34 (ref)</i>		
	d35a39	Ns	ns
	d40a44	Ns	-1.178***
	d45a49	Ns	-0.757**
	d50a54	ns	-1.744***
	d55a59	Ns	-2.818***
	d60a64	Ns	-3.966***
	d65a69	Ns	-5.166***
	d70a74	Ns	-6.452***
femme		0.560***	0.080 (p=0.156)
CSP			
	Csp1	ns	-0.501***
	Csp2	ns	-1.016***
	<i>Csp3 (ref)</i>		
	Csp4	ns	-0.787**
	Csp5	ns	-0.870***
	Csp6	ns	-0.829***
	Csp7	ns	-0.534**
	Csp8	ns	-0.650***
surprime			
	<i>Surprime0 (ref)</i>		
	Surprime25 ⁷	-0.190*	-0.729***
	Surprime50	0.215**	-1.278***
	Surprime75	ns	-1.336***
	Surprime100	ns	-1.724***
cotisation			
	Cotisation1 (0-175.2)	ns	-4.305***
	Cotisation2 (175.2-217.2)	ns	-3.266***
	Cotisation3 (217.2-256.56)	ns	-2.335***
	Cotisation4 (256.56-303.6)	ns	-1.515***
	Cotisation5 (303.6-354)	ns	-0.779***
	<i>Cotisation6 (ref) (354-411.48)</i>		
	Cotisation7 (411.48-467.88)	0.206*	0.526***
	Cotisation8 (467.88-542.4)	ns	1.146***
	Cotisation9 (542.4-642)	ns	1.917***
	Cotisation10 (642-3 134.04)	ns	2.850***
Partielle	Partielle	0.328***	0.240***
Famille			
	veuf	0.123*	0.160***
	separe	ns	ns
	marié	ns	ns
	divorce	ns	ns
	<i>Célibataire (ref)</i>		
Rho	0.0189	Ns (p=0.6146)	

* signifie Pr<0,1

** signifie Pr<0,05

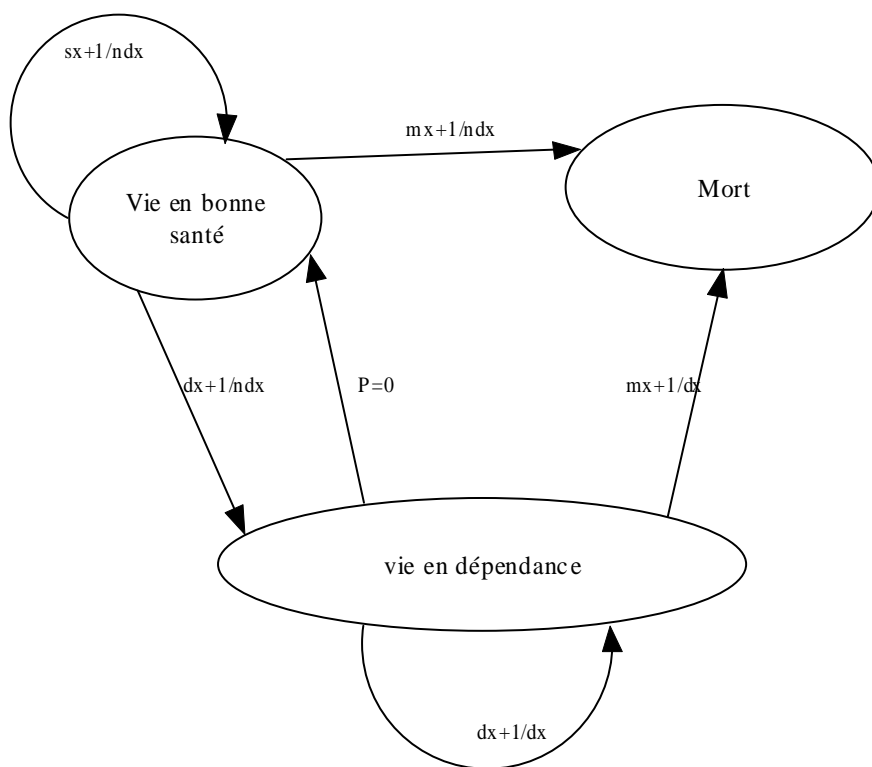
*** signifie Pr<0,01

⁷ La variable surprime25 correspond à un taux de 25% que l'on applique à la prime calculée en fonction de l'âge et du montant de garantie souhaitée.

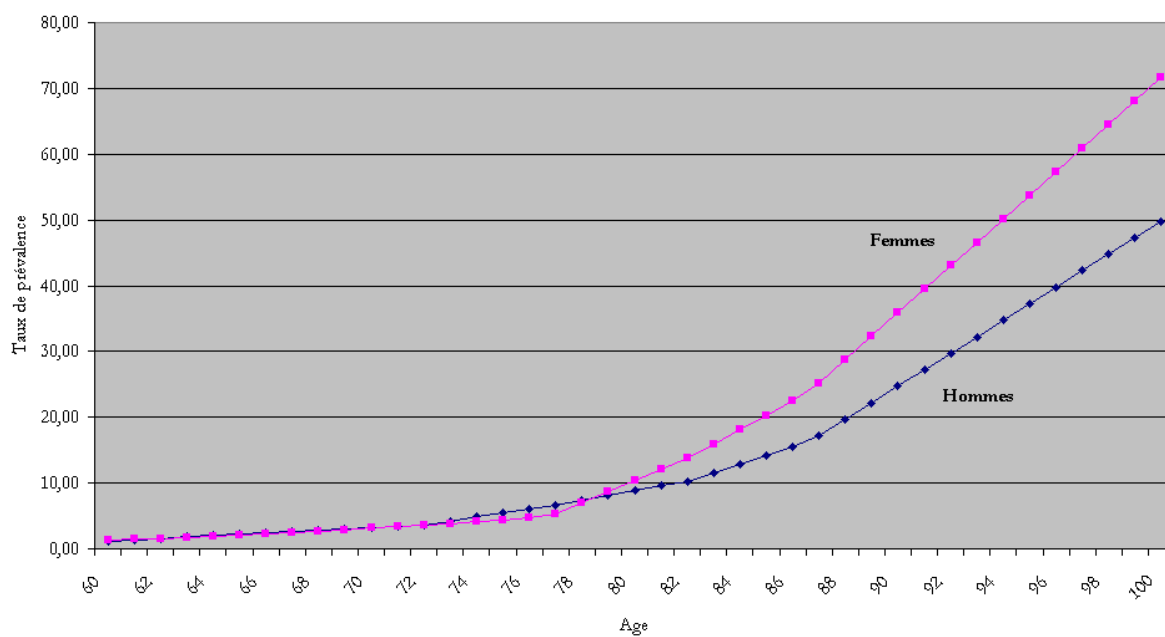
Statistiques descriptives

	Assurés (données de caisse)	Non Assurés (données de caisse)
Effectifs	5 444	95 971
% de femmes	54,95%	28,64%
Age moyen des femmes	55,30	51,17
Age moyen des hommes	51,84	49,23
Revenu moyen	35 302,62	40 101,59
Patrimoine moyen	45 271,80	35 074,27
% csp1	1,31%	3,51%
% csp2	1,44%	4,00%
% csp3	1,71%	8,89%
% csp4	6,51%	11,93%
% csp5	22,21%	15,33%
% csp6	24,57%	20,56%
% csp7	29,18%	23,07%
% csp8	13,06%	12,72%

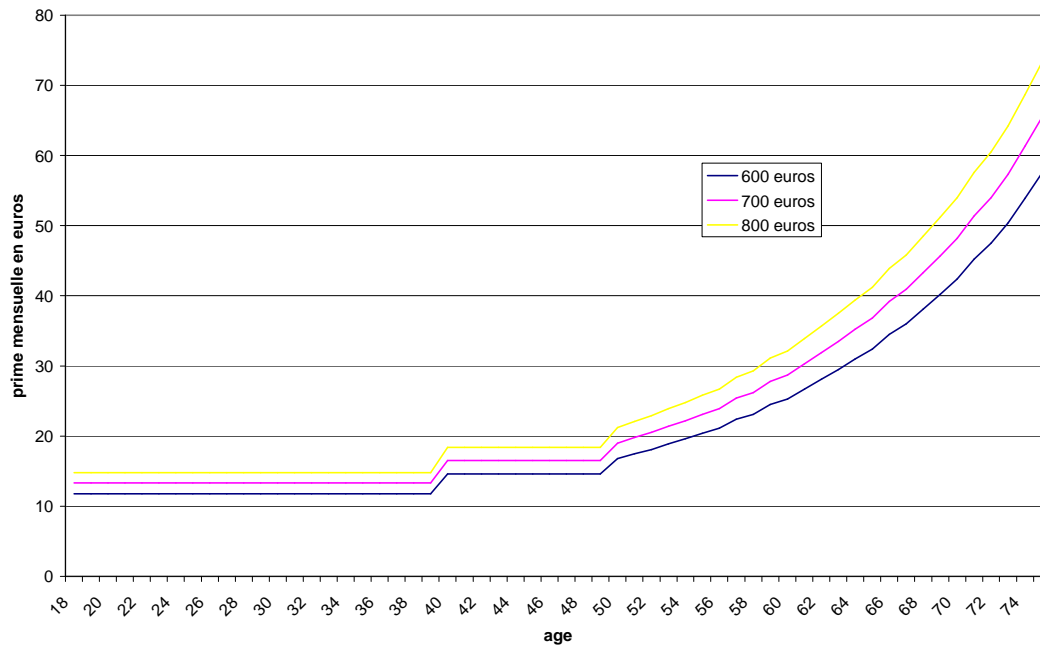
Table multi états



Taux de prévalence de la dépendance (GIR 1 à 4) par âge et par sexe (source enquête HID)

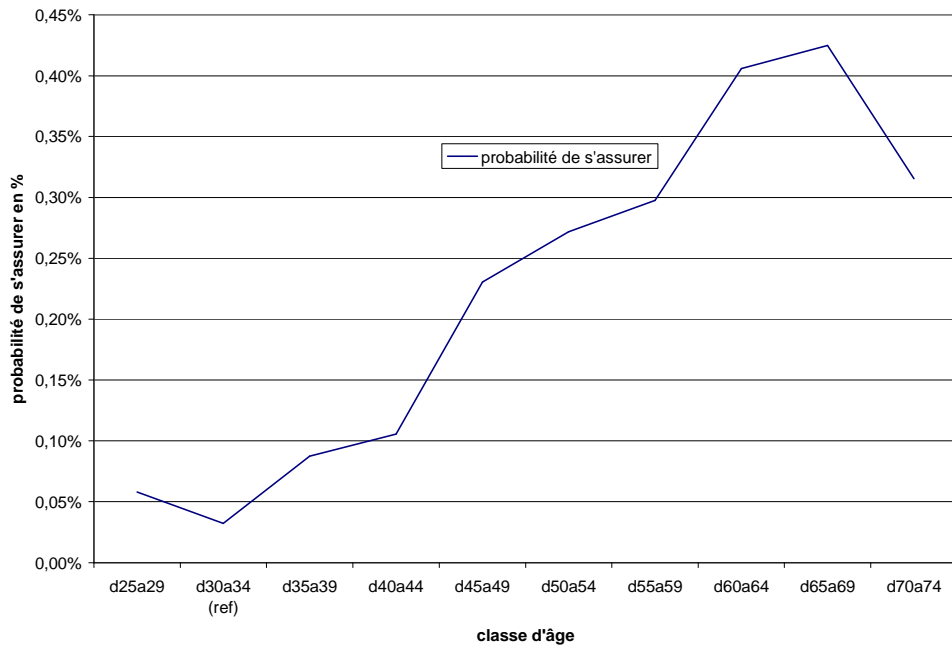


prime mensuelle en fonction de l'âge et du montant de garantie



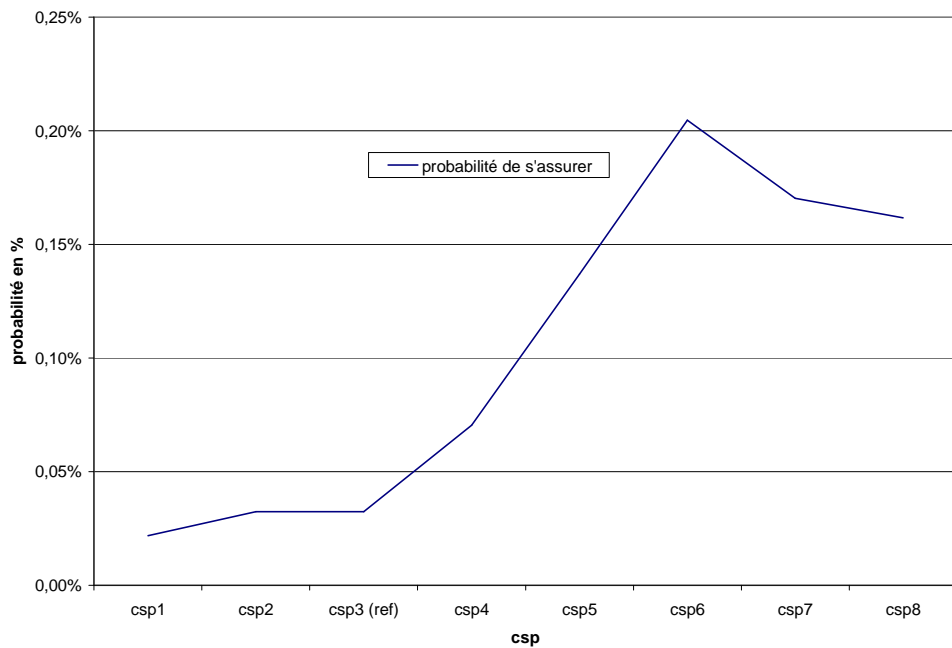
Les graphiques suivant mesurent les effets d'un type de variable sur la probabilité de s'assurer, les autres variables étant fixées (autrement dit, elles prennent les modalités de l'individu de référence).

Effet de l'âge sur la probabilité de s'assurer

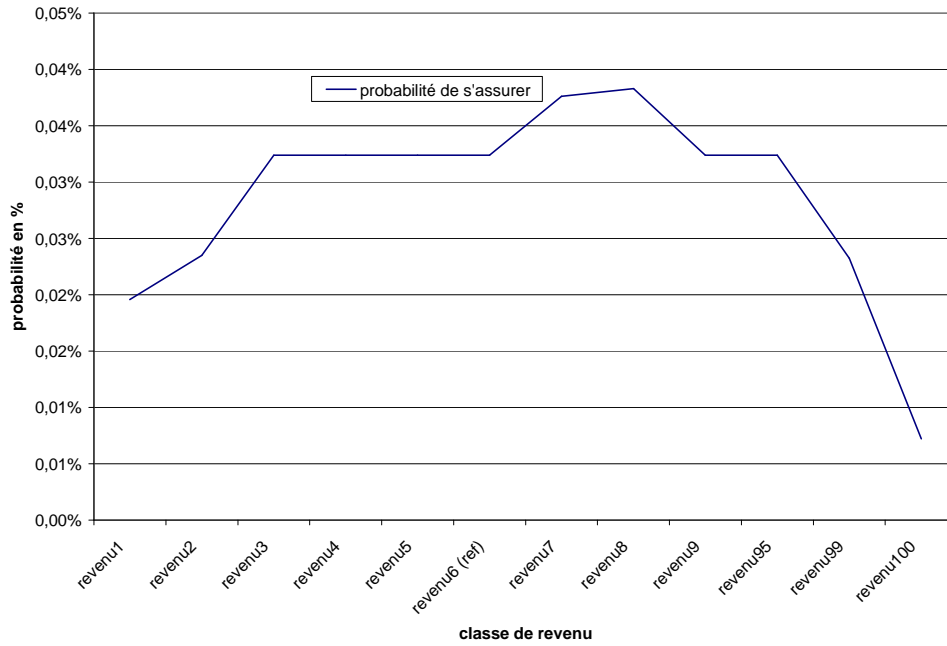


Faire un graphique avec la prime pour 600 euros de rente en fonction de l'âge afin de comparer l'effet de l'âge sur la probabilité et l'effet de l'âge sur le prix.

Effet de la csp sur la probabilité de s'assurer



Effet du revenu sur la probabilité de s'assurer



Effet du patrimoine

