

# Comment la perception du risque de dépendance influence-t-elle la demande de couverture ? Premiers enseignements de l'enquête ESPS<sup>1</sup>

Roméo Fontaine<sup>(1)(2)(3)</sup>, Marc Perronin<sup>(2)</sup>, Nicolas Sirven<sup>(2)(4)</sup> et Nina Zerrar<sup>(3)(5)</sup>

<sup>(1)</sup>LEDi (UMR CNRS 6307), Université de Bourgogne

<sup>(2)</sup>Irdes

<sup>(3)</sup>Fondation Médéric Alzheimer

<sup>(4)</sup>Liraes, Université Paris Descartes

<sup>(5)</sup>LEDA-Legos, Université Paris-Dauphine

## **Version préliminaire, ne pas citer**

**Octobre 2014, présenté aux JESF 2014**

### **Résumé :**

Avec le vieillissement de la population, la question de la prise en charge de la perte d'autonomie revêt un intérêt grandissant et la place de la place du marché privé de l'assurance dépendance reste débattue. Ce dernier peine cependant à se développer malgré des restes à charge important et la loi d'orientation et de programmation « pour l'adaptation de la société au vieillissement » prévue pour 2015 ne pourra que partiellement couvrir ces restes à charge. L' « énigme de l'assurance dépendance » trouve ses explications tant du côté de l'offre que du côté de la demande. De nombreux travaux américains indiquent la nécessité de questionner la demande puisque les limites de l'offre ne suffisent pas à expliquer le faible développement du marché. Du côté de la demande, les préférences individuelles se sont avérées être un facteur explicatif non suffisant.

Cet article vise à enrichir la littérature existante sur les freins à l'assurance dépendance du côté de la demande en questionnant la perception du risque. Pour cela, nous exploitons la vague 2012 de l'enquête santé et protection sociale (ESPS). En 2012, l'enquête ESPS s'est enrichie d'un volet « dépendance » adressé aux individus âgés de 50 ans et plus. Elle permet de déterminer leur connaissance du risque d'être dépendant et la manière dont ils font ou comptent faire face à ce risque.

Dans ce but, nous proposons une étude empirique du rôle de la perception du risque dépendance dans l'adoption d'une couverture assurantielle en deux étapes. Dans un premier temps, nous décomposons la probabilité déclarée d'être dépendant dans les 30 prochaines années en une composante objective et une composante subjective dans l'idée que cette composante subjective nous renseigne sur la possible déformation de cette probabilité. Dans un second temps, nous étudions les déterminants de la couverture assurantielle. Parmi les différents facteurs explicatifs, nous proposons les caractéristiques sociodémographiques usuellement identifiées dans la littérature auxquelles nous ajoutons les préférences individuelles (préférence pour le présent et aversion au risque) et les composantes « subjective » et « objective » de la perception du risque dépendance. Les résultats d'estimations montrent le rôle significatif du risque perçu subjectif ; les individus sous-estimant leur probabilité d'être dépendant dans les trente prochaines années par rapport à la moyenne, ont moins recours à une assurance dépendance privée.

---

Ce travail de recherche bénéficie du soutien financier de la *Chaire Groupama : les particuliers face au risque de la Fondation du Risque*

<sup>1</sup> Nous remercions chaleureusement Aurélie Pierre pour sa relecture de l'article et ses très précieux commentaires.

Selon la dernière évaluation menée par la Drees, les dépenses publiques de prise en charge de la perte d'autonomie atteignaient en 2011 près de 21,1 milliards d'euros au niveau national, soit 1,05 point de PIB (Renoux *et al.*, 2014). Les dépenses à la charge des ménages étaient quant à elles évaluées la même année à 7,2 milliards d'euros. Faute de données individuelles précises, cette estimation du reste à charge global est partielle<sup>2</sup> et tend à sous-estimer les restes à charge réels des individus. Les quelques études ayant estimé les restes à charge au niveau individuel montrent néanmoins qu'ils peuvent être relativement élevés. Selon les estimations de la Drees, le reste à charge mensuel moyen en institution est estimé à 1 468 euros (Fragonard, 2011). Dans le cas des personnes atteintes de la maladie d'Alzheimer, le reste à charge mensuel moyen est estimé à 570 euros à domicile et 2 300 euros en institution (Association France Alzheimer, 2010).

Les ressources supplémentaires dégagées par la Contribution additionnelle de solidarité pour l'autonomie (Casa) permettront dans un avenir proche de réduire les dépenses à la charge des ménages, *via* la loi d'orientation et de programmation « pour l'adaptation de la société au vieillissement » devant entrer en vigueur en 2015. Néanmoins, les 600 millions d'euros dégagés annuellement par la Casa ne permettront qu'une réduction modeste des restes à charge, si bien qu'une majorité d'individus devra compter sur ses propres ressources (et celles éventuellement de leurs proches<sup>3</sup>) pour faire face au coût d'une prise en charge à domicile ou en institution.

L'assurance dépendance permet dans ce contexte de couvrir tout ou partie des dépenses liées au recours à des services ou établissements médico-sociaux. Malgré les restes à charge importants auxquels sont exposés les individus, le recours à une assurance dépendance est relativement peu fréquent : en 2010, moins de 2 millions de personnes (soit moins de 10 % des individus de 50 ans et plus) pouvaient être considérées comme réellement assurées à long terme (Fontaine et Zerrar, 2013 ; Plisson, 2011).

Au sein de son programme de recherche sur le vieillissement, l'Irdes a en 2013 initié un projet visant à étudier le rôle que pourrait jouer à l'avenir la prévoyance individuelle dans la couverture du risque dépendance, en complément des solidarités publiques et familiales<sup>4</sup>. Une revue de la littérature sur les comportements individuels de recours à une assurance dépendance a permis de dégager les principaux freins possibles à la souscription d'une assurance dépendance, certains renvoyant au manque d'attractivité de l'offre et d'autres aux caractéristiques de la demande (Fontaine et Zerrar, 2013) ; ces derniers font appel à la rationalité limitée d'une part et aux préférences individuelles d'autre part<sup>5</sup>. Si différents facteurs sont avancés pour expliquer le faible recours aux assurances dépendance, très peu d'études empiriques, en particulier en France, permettent de tester leur pouvoir explicatif respectif. A l'heure actuelle, il est donc relativement difficile d'évaluer la capacité de notre système de protection à mobiliser la responsabilité individuelle dans la couverture du risque financier lié à la dépendance car si certains freins peuvent potentiellement être atténués par une régulation publique adéquate, d'autres sont plus difficiles à relâcher.

Face à ce constat, l'objectif de cet article est d'évaluer empiriquement le rôle joué par un déterminant vraisemblablement important de la souscription d'une assurance dépendance : la perception du risque dépendance. En effet, pour un individu, l'intérêt de souscrire une assurance dépendance dépend du risque

---

<sup>2</sup> Les dépenses liées à la prise en charge de la perte d'autonomie *stricto-sensu* qui restent à la charge des ménages sont sous-estimées car, faute d'information, sont uniquement considérées dans les récentes évaluations les restes à charge des bénéficiaires de l'Allocation personnalisée d'autonomie (Apa) s'inscrivant dans le plan d'aide.

<sup>3</sup> L'aide informelle est une ressource économique majeure dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes. Davin *et al.* (2009) évaluent sa valeur monétaire à près de 6 milliards d'euros par an.

<sup>4</sup> Si la prévoyance individuelle peut permettre de réduire les restes à charge privés, elle peut aussi être source d'externalités positives au niveau familial en permettant de financer le recours à des aidants professionnels et ainsi d'alléger la charge pesant sur les aidants familiaux.

<sup>5</sup> Les mécanismes mettant en jeu les préférences individuelles sont en lien avec les spécificités du risque dépendance et sont développés dans Bérard *et al.* (2014).

d'entrer en dépendance auquel celui-ci se sent exposer. Or, du fait entre autres de l'éloignement temporel du risque, d'un manque de connaissance de la prévalence et de l'incidence du risque, ou d'une personnalité le conduisant à minimiser (ou au contraire à surévaluer) les risques auxquels il fait face, le risque perçu par l'individu peut plus ou moins s'éloigner d'une évaluation objective du risque auquel il est confronté. Dès lors que le risque perçu par l'individu, c'est-à-dire la probabilité d'entrer en dépendance que l'individu anticipe et considère dans ses choix, intègre une dimension subjective, certains peuvent surestimer ou au contraire sous-estimer leur risque « objectif » d'entrer en dépendance. La myopie des individus, illustrant un risque perçu inférieur au risque objectif, ou dit autrement, une déformation à la baisse des probabilités réelles d'entrer en dépendance, est en particulier fréquemment évoquée pour expliquer la faible disposition des individus à souscrire une assurance dépendance.

## **1. Une analyse qui s'appuie sur l'Enquête santé et protection sociale (ESPS)**

L'enquête ESPS permet pour la première fois sur données françaises d'étudier le rôle de la perception du risque sur le recours à une assurance dépendance et de tester, en particulier, le rôle de la myopie dans la souscription d'une assurance.

### **1.1 ESPS 2012 et son volet dépendance**

En 2012, l'enquête ESPS est enrichie d'un volet « dépendance » administré par téléphone ou en face-à-face au bénéficiaire « sélectionné » de chaque ménage, s'il est âgé de 50 ans ou plus. Il permet de déterminer leur connaissance du risque d'être dépendant et la manière dont ils font ou comptent faire face à ce risque. Ce volet comporte cinq sections :

- La section « *État de santé et limitations fonctionnelles* » qui renseigne sur les restrictions d'activité, les besoins de prise en charge, l'état de fragilité et la nature de l'aide reçue le cas échéant (professionnelle ou informelle) ;
- La section « *Espérance de vie et risque de dépendance* » qui permet de recueillir de l'information sur la situation des parents des enquêtés (niveau de dépendance, âge au moment du décès) et sur la perception qu'ont les enquêtés des risques dépendance et décès à un horizon de dix, vingt et trente ans ;
- La section « *Aide informelle* », qui permet de recueillir des informations sur la nature de l'aide informelle qu'il reçoit actuellement, celle sur laquelle il pourra compter éventuellement dans le futur, mais aussi l'aide qu'il apporte éventuellement à un proche ;
- La section « *Couverture assurantielle* » qui renseigne sur les ressources de l'individu pouvant être mobilisées en cas de perte d'autonomie (ressources propres, ressources familiales, aides publiques envisagées) et sur la couverture assurantielle de l'individu ;
- La section « *Anticipation du coût de la dépendance* » qui permet de recueillir l'estimation par l'enquêté du coût de la prise en charge de la perte d'autonomie.

## 1.2 Echantillon

Le volet « dépendance » a été proposé aux 2 920 individus, bénéficiaires « sélectionnés » âgés de 50 à 79 ans. Dans l'analyse proposée ici, nous avons exclu les individus n'ayant pas répondu à la question sur la couverture dépendance, ne s'étant pas situés sur l'échelle permettant d'évaluer leur préférence pour le présent ou leur aversion au risque<sup>6</sup>, ceux dont le statut en termes de couverture complémentaire santé n'est pas connu, et ceux n'ayant pas indiqué s'ils avaient des parents dépendants.

Sur les 2 653 individus ainsi retenus, près de 13 % déclarent avec certitude être couverts par une assurance dépendance<sup>7</sup> tandis que près d'un quart déclarent ne pas connaître leur couverture (tableau 1). Ce résultat confirme la faible diffusion actuelle de l'assurance dépendance. Il met par ailleurs en évidence la fréquente méconnaissance que les individus ont de leur statut en termes de couverture dépendance, liée probablement aux multiples modes de distribution de ce type d'assurance et sans doute aussi à la moindre importance accordée au risque dépendance par rapport à d'autres risques plus fréquents et moins éloignés dans le temps tel que le risque maladie.

**Tableau 1. Couverture assurantielle dans l'échantillon**

	n	%
Est certain d'être couvert par une assurance dépendance	337	12,7%
Est certain de ne pas être couvert par une assurance dépendance	1698	64,0%
Ne connaît pas avec certitude sa couverture	618	23,3%
Ensemble	2653	100%

Source : Irdes, ESPS 2012

L'enquête ESPS permet de disposer d'un certain nombre d'information au niveau individuel pouvant expliquer le risque perçu par l'individu ainsi que son comportement de souscription à une assurance dépendance.

Une première série de variables correspond aux caractéristiques sociodémographiques de l'individu : âge, sexe, composition du ménage, revenu, niveau d'éducation, situation vis-à-vis de l'emploi et couverture complémentaire santé. Ces variables sont ici mobilisées bien qu'elles apparaissent relativement peu associées au comportement de couverture (Bérard *et al.*, 2014).

Deux caractéristiques additionnelles liées aux préférences sont aussi considérées : le degré de prévoyance et l'aversion au risque. Ces deux dimensions sont autoévaluées par les enquêtés (*cf.* Annexe 1 pour une présentation des scores). Une comparaison des distributions cumulées des deux scores en fonction de la couverture assurantielle montre que la population couverte avec certitude tend à être plus prudente - plus averse au risque - et plus prévoyante (*cf.* graphiques A et B de l'annexe 1). La population couverte se distingue néanmoins davantage du reste de la population au regard de la préférence pour le présent, ce qui tend à confirmer les résultats de Bérard *et al.* (2014) selon lesquels la préférence pour le présent est bien la dimension des préférences la plus importante pour rendre compte de la demande d'assurance dépendance.

<sup>6</sup> Questions posées dans le questionnaire auto-administré et à l'origine de l'essentiel de la non-réponse, qui correspondent à un non-retour du questionnaire auto-administré.

<sup>7</sup> Parmi les personnes qui se déclarent couvertes par une assurance dépendance, 32 % le sont par l'intermédiaire d'un contrat de couverture complémentaire santé, 11,7 % par l'intermédiaire d'un contrat d'assurance vie (sous la forme d'une option de sortie) et la majorité (53 %) par le biais d'un contrat spécifique dépendance. La très grande majorité des individus déclare avoir souscrit un contrat par une démarche individuelle ; seuls 16 % des enquêtés se disent couverts par un contrat collectif, ce qui est cohérent avec le nombre d'assurances dépendance collectives observé parmi l'ensemble des contrats recensés.

Pour capturer la dimension objective du risque dépendance perçu, nous mobilisons dans cette étude un certain nombre de facteurs de risque « objectifs » disponibles dans l'enquête (en plus de l'âge et du sexe des enquêtés) : un indice de fragilité<sup>8</sup>, l'état de santé perçu, le nombre de maladies chroniques, l'état dépressif de l'individu et le fait qu'il soit en surpoids.

Le [tableau A \(annexe 1\)](#) présente la distribution de chacune des variables mobilisées dans l'analyse statistique.

### **1.3. Les dimensions objectives et subjectives du risque perçu : essai de décomposition**

L'enquête ESPS 2012 interroge les enquêtés sur leur risque d'être dépendant à un horizon de dix, vingt et trente ans en demandant à ces derniers d'indiquer si, selon eux, leur risque est très faible, faible, moyen, fort, très fort, certain ou s'ils estiment qu'ils seront décédés à la date indiquée. Pour simplifier l'analyse empirique, nous avons construit une mesure synthétique retenant le niveau de risque maximum sur les trois horizons. Dans le cas où l'individu estime que son décès surviendra d'ici trente ans ou s'il n'a pas répondu, le risque maximum a été pris sur dix et vingt ans. De même, si l'individu estime que son décès surviendra d'ici vingt ans ou s'il n'a pas répondu pour cet horizon, le niveau de risque a été sélectionné à dix ans. Parmi les 2 653 individus de notre échantillon, 2 378 ont ainsi pu être hiérarchisés selon leur risque perçu d'être dépendant. 275 individus n'ont pas pu être classés : 227 individus n'ont déclaré aucune évaluation à dix, vingt et trente ans ; 20 individus estiment que leur décès surviendra d'ici dix ans. Enfin, 28 individus sont déjà dépendants.

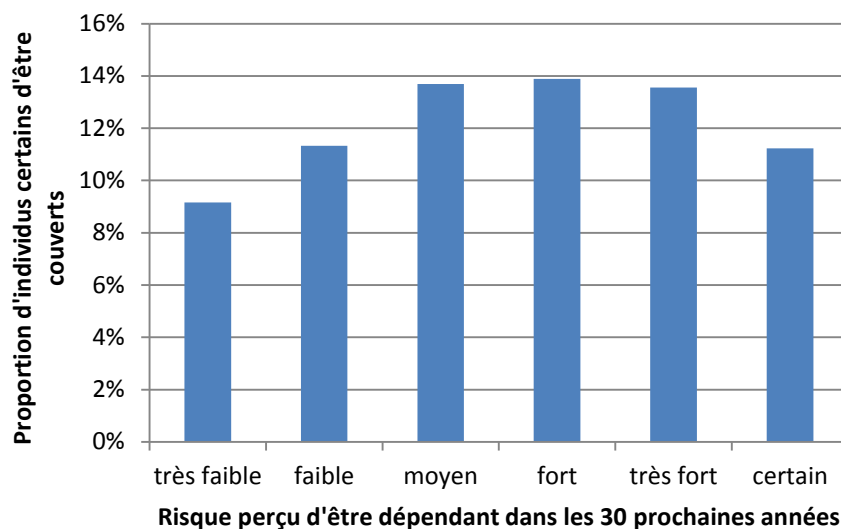
Les risques perçus d'entrer en dépendance apparaissent relativement hétérogènes d'un individu à l'autre : 16 % des individus estiment que leur risque d'être dépendant entre les dix et trente prochaines années est faible ou très faible, 27 % l'estiment moyen, 32 % fort ou très fort et 14 % déclarent être certains d'être dépendants dans le futur.

Le graphique 1 présente la proportion d'individus certains d'être couverts par une assurance en fonction du risque perçu d'être dépendant dans les trente prochaines années. Il permet de mettre en évidence une relation non monotone en forme de « U inversé » : la proportion d'individus atteint un maximum parmi les individus caractérisés par un « fort » risque perçu d'être dépendant. De manière inattendue, pour un risque perçu supérieur, la proportion d'assurés apparaît décroissante.

---

<sup>8</sup> Cf. Annexe 1 pour une présentation du score de fragilité.

**Graphique 1. Proportion d'individus certains d'être couverts par une assurance dépendance en fonction du risque perçu d'être dépendant entre les dix et trente prochaines années.**



Source : Irdes, ESPS 2012

Comme évoqué précédemment, le risque perçu par les enquêtés peut s'appuyer sur des déterminants objectifs liés aux facteurs de risque les caractérisant (*dimension objective du risque perçu*) mais aussi sur une évaluation plus subjective pouvant dépendre de leur connaissance du risque dépendance mais aussi, plus généralement, de leur caractère plus ou moins pessimiste au regard de l'évaluation des risques auxquels ils se sentent exposés (*dimension subjective du risque perçu*).

Pour tester l'hypothèse selon laquelle la myopie, i.e. la sous-estimation du risque dépendance, serait à l'origine de la faible disposition de certains individus à souscrire une assurance dépendance, il est nécessaire de distinguer ce qui dans le risque perçu relève d'une évaluation objective de ce qui relève d'une évaluation subjective. La dimension objective du risque perçu peut être contrôlée indirectement par les facteurs de risques dont nous disposons grâce à l'enquête, en particulier l'indice de fragilité, l'état de santé perçu, le nombre de maladies chroniques, l'état dépressif et le surpoids de l'individu, en plus de l'âge et du sexe de ce dernier. La dimension subjective du risque perçu, i.e. la disposition des individus à surestimer ou sous-estimer leur risque réel d'entrer en dépendance, est en revanche plus difficile à identifier.

Nous proposons ici de mesurer le risque subjectif en mobilisant une approche semblable à celle proposée par Jeleva (2005) dans le cadre de la perception du risque décès et de la propension à souscrire une assurance décès. L'indicateur de risque perçu est dans un premier temps régressé sur des indicateurs démographiques (l'âge, l'âge au carré, le genre) et d'état de santé permettant de contrôler les déterminants objectifs du risque perçu d'entrer en dépendance. Nous employons pour cela un probit polytomique ordonné estimé par la méthode du maximum de vraisemblance.

Les résultats d'estimation sont dans un second temps utilisés pour simuler les résidus individuels, ceux-ci résumant l'ensemble des déterminants de la perception du risque indépendants des facteurs de risque observés (sexe, âge et état de santé). Un résidu proche de 0 indique que les facteurs de risque observés (dits « objectifs ») rendent compte à eux seuls du risque perçu par l'individu. En revanche, lorsque ce résidu est positif et éloigné de 0, l'individu est pessimiste par rapport à la tendance générale, car conditionnellement aux facteurs de risque qu'il présente, il surestime son risque d'entrer en dépendance. A l'inverse, lorsque le résidu est négatif et éloigné de 0, les individus sont optimistes conditionnellement aux facteurs de risque qu'ils présentent : ils sous-estiment leur risque d'entrer en dépendance. Du fait de

l'observation partielle de la variable dépendante, i.e. le risque perçu, les résidus ne peuvent pas être obtenus directement en soustrayant les valeurs observées de la variable dépendante des valeurs prédites de cette même variable. Les résidus observés sont donc approximés par les résidus généralisés (Gourieroux *et al.*, 1985).

Pour tenir compte de la possible non linéarité du risque subjectif sur la demande d'assurance suggérée par le graphique 1, les résidus généralisés estimés sont utilisés pour identifier trois types d'individus : les individus optimistes (ou myopes, représentant par construction 25 % de l'échantillon), caractérisés par un résidu généralisé inférieur au premier quartile de la distribution des résidus généralisés dans l'échantillon ; les individus pessimistes (représentant par construction 25 %), caractérisés par un résidu généralisé supérieur au troisième quartile de la distribution des résidus généralisés dans l'échantillon ; les individus réalistes (représentant 50 % de l'échantillon), caractérisés par un résidu généralisé compris entre le premier et le troisième quartile de la distribution.

## 2. Déterminants objectifs du risque perçu d'être dépendant dans les dix et trente prochaines années

---

Le [tableau 2](#) présente les résultats d'estimation d'un probit ordonné visant à évaluer la dimension objective du risque perçu d'être dépendant dans les dix et trente prochaines années<sup>9</sup>.

De manière attendue, le risque perçu par les individus apparaît significativement associé à des déterminants objectifs liés à l'état de santé de l'individu au moment de l'enquête. Plus les individus ont une mauvaise évaluation de leur état de santé au moment de l'enquête et plus ils s'attribuent un risque important. D'autre part, souffrir de maladies chroniques ou d'une fragilité modérée accroît la probabilité de s'attribuer un risque élevé. En revanche, les individus caractérisés par une forte fragilité ne seraient pas caractérisés par un risque perçu plus élevé que les individus non fragiles, ce qui pourrait s'expliquer par la non prise en compte dans le modèle du risque décès, qui correspond ici à un risque concurrent du risque dépendance. Finalement, les individus caractérisés par des symptômes dépressifs et les individus en surpoids auraient significativement plus tendance à déclarer un risque perçu d'être dépendants important.

L'âge a un effet en cloche : la probabilité de s'attribuer des niveaux de risque élevés augmente jusqu'à 78 ans et diminue ensuite. Passé cet âge, les individus qui ne sont pas devenus dépendants semblent estimer que la probabilité qu'ils le deviennent un jour est de plus en plus faible. Être une femme n'a aucun effet significatif sur l'évaluation du risque d'être dépendant et ceci bien qu'elles présentent, pour un même âge, des taux de prévalence de la dépendance plus importants (Legal, Plisson, 2008).

Au final, les individus semblent donc utiliser leurs caractéristiques de manière rationnelle (à l'exception du sexe) pour évaluer leur risque de dépendance. Cette rationalité de l'évaluation au regard des informations sur la santé est en accord avec les résultats de Jeleva (2005) montrant que les individus présentant un risque santé plus élevé s'attribuent une croyance de survie plus faible.

Enfin, les individus ont tendance à s'attribuer un risque plus faible d'être dépendants lorsque le questionnaire est administré en face-à-face plutôt que par téléphone.

---

<sup>9</sup> La variable dépendante, i.e. le risque perçu, peut prendre six modalités ordonnées : très faible, faible, moyen, fort, très fort et certain.

**Tableau 2 : Déterminants « objectifs » du risque perçu d'être dépendant – résultats d'estimation d'un Probit ordonné**

	Coefficients	P-Value
<i>Genre (réf. : homme)</i>		
Femme	-0,07	0,13
<i>Variables d'âge</i>		
Age50	<b>0,07***</b>	<b>&lt;0,001</b>
Age50 <sup>2</sup>	<b>-0,001***</b>	<b>&lt;0,001</b>
<i>Etat de santé perçu (réf. : très bon)</i>		
Bon	<b>0,30***</b>	<b>&lt;0,001</b>
Assez bon	<b>0,46***</b>	<b>&lt;0,001</b>
Mauvais	<b>0,78***</b>	<b>&lt;0,001</b>
Très mauvais	<b>1,35***</b>	<b>&lt;0,001</b>
Inconnu	0,45	0,11
<i>Indice de fragilité (réf. : individu non-fragile=0)</i>		
Fragilité modérée (indice [1;2])	<b>0,09*</b>	<b>0,07</b>
Fragilité forte (indice [3;5])	0,004	0,97
Fragilité inconnue	-0,11	0,12
<i>Maladies chroniques</i>		
Nombre de maladies chroniques	<b>0,04**</b>	<b>0,02</b>
Non renseigné	<b>0,29**</b>	<b>0,13</b>
<i>Symptômes dépressifs</i>		
Echelle EURO-D	<b>0,03***</b>	<b>&lt;0,001</b>
Non renseigné	<b>0,15*</b>	<b>0,08</b>
<i>Surpoids (ref. : non)</i>		
Oui	<b>0,25**</b>	<b>0,11</b>
<i>Mode de passation du questionnaire (réf. : téléphone)</i>		
En face-à-face	<b>-0,47***</b>	<b>&lt;0,001</b>
<i>Constantes</i>		
Const(1)	-0,86	
Const(2)	-0,10	
Const(3)	0,83	
Const(4)	1,49	
Const(5)	1,99	
Nombre d'observations	2378	
Log-vraisemblance	-3810,01	
Pseudo-R2	0,0459	

Grille de lecture : \*\*\* : significatif au seuil de 1 %, \*\* : significatif au seuil de 5 %, \* : significatif au seuil de 10 %

Source : Irdes, ESPS 2012

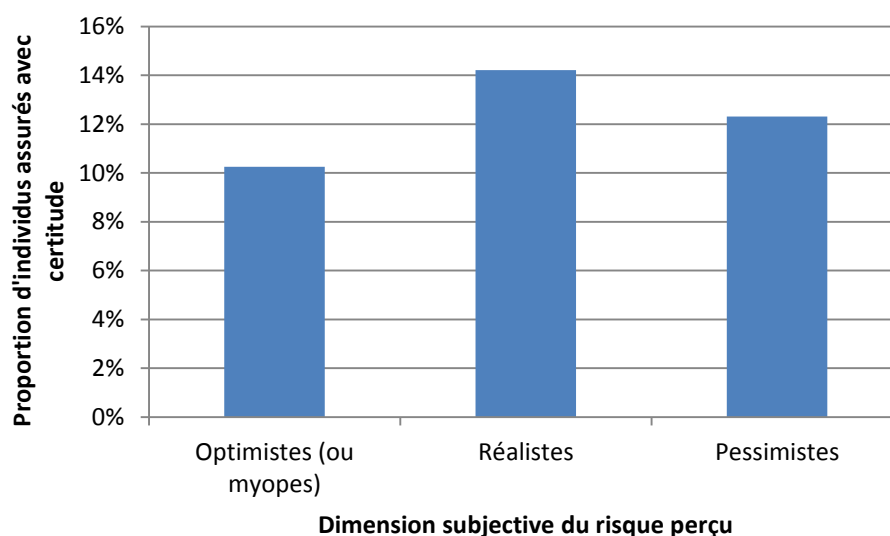


### 3. Effet du risque subjectif sur la propension à s'assurer

En employant la méthode proposée par Jeleva (2005), les résultats d'estimation présentés dans le [tableau 2](#) permettent d'évaluer la dimension objective du risque perçu et de simuler des résidus individuels capturant la dimension subjective du risque perçu. Les résidus simulés sont utilisés pour identifier au sein de l'échantillon trois types d'individus : les individus optimistes (ou myopes) qui, conditionnellement aux déterminants objectifs, sous-estiment leur risque ; les individus réalistes, qui s'attribuent un risque perçu proche du risque objectif ; et les individus pessimistes, qui surestiment leur risque.

Une première analyse bivariée montre que l'effet en forme de «U inversé» du risque perçu sur la propension à s'assurer subsiste même lorsque l'on contrôle les déterminants objectifs ([graphique 2](#)) : les individus optimistes s'assurent moins fréquemment que les individus réalistes, ce qui tend à valider l'hypothèse selon laquelle la myopie serait un des facteurs explicatifs de la faible diffusion de l'assurance dépendance. Mais par ailleurs, les individus pessimistes s'assureraient moins que les individus réalistes. Ce dernier résultat est plus difficile à interpréter et nécessite des travaux complémentaires visant à consolider la méthodologie initiée dans cet article. Deux hypothèses peuvent néanmoins être avancées.

**Graphique 2. Proportion d'individus assurés avec certitude en fonction de la typologie synthétisant la dimension subjective du risque perçu**



Source : Irdes, ESPS 2012

Tout d'abord, l'aptitude des individus à déformer les probabilités d'entrer en dépendance (à la hausse comme à la baisse) peut potentiellement souffrir d'un biais d'endogénéité au regard de la couverture assurantielle. Une sous-estimation ou une surestimation du risque d'être dépendant pourrait en effet signaler l'incapacité ou la difficulté des individus à se projeter dans une situation hypothétique de perte d'autonomie : certains pourraient alors être à la fois incapables d'évaluer leur risque dépendance (le surestimant ou le sous-estimant) et peu enclins à s'assurer face à ce risque. Par ailleurs, il est possible que la dimension subjective telle qu'elle est évaluée ici intègre une dimension objective non contrôlée, dès lors que les enquêtés disposent d'une information sur leur risque objectif à la fois privée, i.e. non observable dans l'enquête, et indépendante des facteurs de risques ici contrôlés. Si c'est le cas, une surestimation du

risque dépendance pourrait par exemple traduire non pas un pessimisme de l'individu mais un risque objectif plus important que le risque objectif observable et mesuré par l'enquête. La plus faible propension à s'assurer des individus pessimistes pourrait alors s'expliquer par un risque objectif plus élevé que la moyenne qui réduirait leur accès à l'assurance dépendance en les exposant à des surprimes ou à un refus de l'assureur.

L'estimation d'un logit multinomial permettant d'expliquer la couverture assurantielle à travers trois modalités – certain d'être assuré, certain de ne pas être assuré, ne connaît pas sa couverture- confirme l'incidence de la myopie sur le non recours à une assurance dépendance (tableau 3). Après contrôle des caractéristiques sociodémographiques et des facteurs de risques objectifs, les individus optimistes (ou myopes) ont en effet une propension à s'assurer significativement plus faible que les individus réalistes. En revanche, la plus faible propension à s'assurer des individus les plus pessimistes apparaît non significative.

**Tableau 3. Déterminants de la couverture assurantielle – Résultats d'estimation d'un Logit multinomial (Modalité de référence : être certain de ne pas être assuré)**

	Probabilité d'être assuré avec certitude		Probabilité de ne pas connaître sa couverture	
	Coefficients	P-Value	Coefficients	P-Value
<i>Genre (réf. : homme)</i>				
Femme	0,17	0,22	-0,04	0,73
<i>Age</i>				
Age50	<b>-0,15**</b>	<b>0,05</b>	<b>-0,10*</b>	<b>0,10</b>
Age50 <sup>2</sup>	<b>0,01**</b>	<b>0,03</b>	0,003	0,57
Age50 <sup>3</sup>	<b>-0,0003**</b>	<b>0,04</b>	-0,0001	0,82
<i>Type de ménage (réf. : célibataire sans enfants)</i>				
Célibataire avec enfant(s)	0,005	0,99	0,13	0,64
Couple sans enfant	-0,18	0,28	<b>-0,31**</b>	<b>0,04</b>
Couple avec enfant(s)	-0,01	0,97	0,14	0,46
Autre	0,45	0,31	0,49	0,18
<i>Niveau de revenu par unité de consommation (réf. : ≤1100€ par UC par mois)</i>				
]1100;1500]	0,21	0,32	<b>0,31*</b>	<b>0,10</b>
]1500;2115]	-0,17	0,43	0,01	0,94
]2115;+]	0,16	0,47	<b>0,39**</b>	<b>0,05</b>
Nr	-0,08	0,73	<b>0,46**</b>	<b>0,03</b>
<i>Type de couverture complémentaire santé (réf. : couverture complémentaire privée)</i>				
Oui, uniquement CMU-C	<b>-1,45*</b>	<b>0,06</b>	<b>-0,77*</b>	<b>0,06</b>
Aucune des deux	<b>-2,41**</b>	<b>0,02</b>	<b>-0,69*</b>	<b>0,07</b>
<i>Statut d'occupation professionnelle (réf. : actif)</i>				
Retraités	0,03	0,90	0,12	0,54
Chômeurs	-0,71	0,12	-0,33	0,24
Autres inactifs	-0,23	0,50	0,23	0,32
<i>Niveau d'étude (réf. : inférieur au secondaire)</i>				
BEPC/CAP/CEP/BEP	0,42	0,12	-0,13	0,49
Bac	0,23	0,40	-0,20	0,35
Supérieur	0,31	0,31	0,02	0,92
Autre	0,73	0,52	0,03	0,94
<i>Etat de santé perçu (réf. : très bon)</i>				

Bon	-0,14	0,52	0,02	0,92
Assez bon	-0,28	0,24	0,02	0,94
Mauvais	<b>-1,06***</b>	<b>0,01</b>	-0,17	0,59
Très mauvais	-1,13	0,31	-0,55	0,50
Inconnu	0,005	0,99	-0,33	0,69
Indice de fragilité (réf. : individu non-fragile=0)				
Fragilité modérée (indice [1;2])	-0,23	0,14	0,16	0,19
Fragilité forte (indice [3;5])	-0,35	0,46	0,39	0,33
Fragilité inconnue	0,004	0,98	<b>0,35*</b>	<b>0,07</b>
Maladies chroniques				
Nombre de maladies chroniques	<b>0,13***</b>	<b>0,01</b>	0,04	0,39
Non renseigné	-0,13	0,75	-0,14	0,67
Symptômes dépressifs				
Echelle EURO-D	-0,01	0,65	-0,007	0,71
Non renseigné	-0,06	0,79	0,007	0,97
Surpoids (ref. : non)				
Oui	-0,14	0,37	-0,23	0,45
Préférences face au risque et au temps (auto-évaluées)				
Aversion au risque	0,07	0,28	-0,006	0,91
Prévoyance	<b>0,15*</b>	<b>0,06</b>	-0,04	0,58
Aversion au risque*Prévoyance	-0,01	0,12	-0,004	0,64
Mode de passation du questionnaire (réf. : téléphone)				
En face à face	<b>-0,84***</b>	<b>0,18</b>	<b>-1,52***</b>	<b>&lt;0,001</b>
Indicateur de risque subjectif (réf. : individus réalistes)				
Individus pessimistes (myopes)	<b>-0,39**</b>	<b>0,02</b>	-0,001	0,99
individus optimistes	-0,13	0,41	-0,09	0,48
Nombre d'observations	2378			
Log-vraisemblance	-1873,63			
Pseudo-R2	0,11			

L'effet des variables relatives à l'état de santé sur la propension à s'assurer n'est pas univoque : si un mauvais état de santé tend à augmenter le risque perçu et donc l'intérêt à souscrire une assurance, l'état de santé intervient aussi dans la tarification de l'assurance et plus fondamentalement dans l'accès à l'assurance. Les assureurs mettant en œuvre une sélection des risques, un mauvais état de santé réduirait la probabilité d'être assuré. Sans contrôler le prix auquel un individu peut souscrire une assurance et son accès effectif aux couvertures assurantielles, l'effet global de l'état de santé est donc *a priori* indéterminé. Cette ambiguïté explique certainement l'effet non significatif de la fragilité, des symptômes dépressifs et du surpoids ainsi que les effets opposés sur la propension à s'assurer de l'état de santé perçu et du nombre de maladies chroniques.

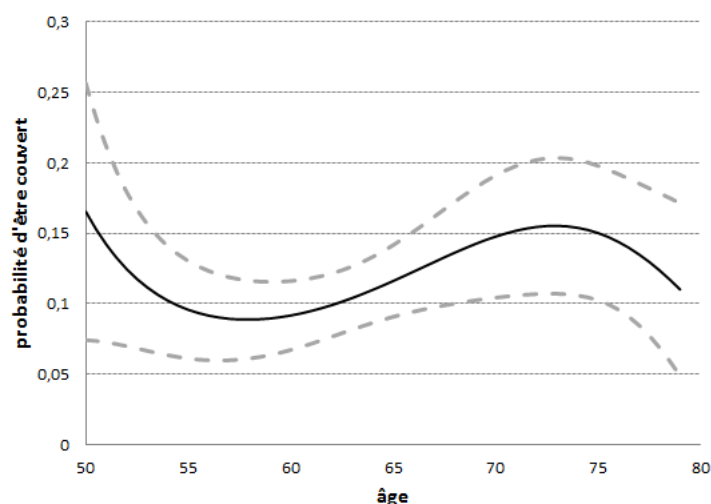
Au-delà des variables liées au risque dépendance, les résultats confirment globalement ceux obtenus par Bérard *et al.* (2014) au regard du faible pouvoir explicatif des caractéristiques sociodémographiques. Le sexe n'aurait pas d'effet significatif sur la propension à s'assurer. L'âge aurait un effet non linéaire sur la probabilité d'être couvert par un contrat d'assurance dépendance. La probabilité de bénéficier d'un tel contrat diminue dans un premier temps jusqu'à 57 ans, sans que cette baisse soit significative étant donné

l'amplitude de l'intervalle de confiance. Il serait ensuite associé positivement à la probabilité d'être couvert par une assurance jusqu'à 74 ans puis ne nouveau associé négativement aux âges plus avancés, reflétant vraisemblablement le poids croissant de l'effet prix (graphique 3). La situation vis-à-vis du marché du travail, ainsi que le niveau d'éducation n'aurait pas d'effet significatif, tout comme le revenu par unité de consommation, même si l'effet du niveau vie transite vraisemblablement par l'association avec la couverture complémentaire santé : les individus déclarant bénéficier de la CMU-C et ceux ne disposant d'aucune couverture complémentaire ont une probabilité beaucoup moins importante de déclarer être assurés par un contrat d'assurance dépendance. L'effet de la variable « type de ménage » n'est pas significatif bien qu'elle renseigne sur la présence d'aidants potentiels au sein du ménage.

Au regard des préférences, se décrire comme une personne prévoyante a, de manière attendue, un effet significatif sur la demande d'assurance individuelle. L'aversion au risque exercerait une influence positive mais non significative sur la probabilité d'être assuré. Ce résultat, non conforme à la théorie de l'assurance, peut signifier que les individus plus averses au risque vont davantage investir dans la prévention pour éviter le risque dépendance (Legal et Plisson, 2008). Il peut aussi signaler que l'éloignement temporel du risque tend à inhiber l'effet de l'aversion au risque (Bérard *et al.*, 2014).

Enfin, le mode de passation du questionnaire aurait un effet très significatif sur les réponses des enquêtés. Les individus enquêtés en face-à-face déclarent en effet beaucoup moins souvent être couverts par un contrat d'assurance dépendance. Cet effet peut être interprété par les différences d'attitude des enquêtés selon la manière dont ils sont interviewés. Holbrook *et al.* (2003) a ainsi souligné que les individus enquêtés par téléphone, qui ont un contact plus ténu avec l'enquêteur et peuvent être occupés à d'autres tâches que l'enquête, ont tendance à éviter un effort cognitif trop important en répondant plus systématiquement par « oui » (*weak satisfaction*). Ils ont tendance à se présenter dans une position socialement désirable (*social desirability*).

**Graphique 3 : Probabilité de bénéficier d'un contrat d'assurance dépendance individuel selon l'âge**



La courbe en trait plein noir représente le taux de souscriptions en fonction de l'âge simulé à partir du logit multinomial. Les courbes en pointillés représentent les intervalles à 95 % de ces taux estimés.

Source : Irdes, ESPS 2012

Les résultats d'estimation montrent par ailleurs que les individus ne connaissant pas leur couverture sont, comparativement à ceux étant certains de ne pas être assurés, plus jeunes, moins souvent en couple sans enfant, moins souvent caractérisés par des revenus modestes et plus souvent couverts par une complémentaire santé privée. Ici aussi, le mode de passation du questionnaire n'est pas sans incidence sur la réponse des enquêtés : ceux enquêtés en face-à-face sont moins nombreux à ne pas connaître leur couverture que ceux enquêtés par téléphone. La dimension subjective du risque perçu ne distinguerait en revanche pas les individus ne connaissant pas leur couverture de ceux étant certains de ne pas être assurés.

#### 4. Discussion et conclusion

---

Les premières analyses menées sur le volet dépendance de l'enquête ESPS permettent de mettre en évidence un premier résultat majeur : une proportion importante d'individus ne peut déclarer avec certitude être ou non assurée par un contrat d'assurance dépendance. Ce constat peut tout d'abord être nuancé le degré de connaissance affiché dépendant fortement du mode de passation du questionnaire. Néanmoins, ce taux de non réponse, élevé au regard de ce qui est observé sur la couverture complémentaire santé<sup>10</sup>, montre qu'à minima, il est moins naturel pour les individus de savoir s'ils sont assurés face au risque dépendance. Plusieurs hypothèses peuvent expliquer cette méconnaissance : premièrement, l'assurance dépendance, à la différence de l'assurance maladie, ne concerne pas un risque répété et courant, mais un risque survenant une seule fois, parfois longtemps après la souscription. Les individus peuvent ainsi ne plus se souvenir avoir souscrit un contrat d'assurance dépendance. Cette difficulté peut être renforcée par un important portefeuille d'assurances dont certaines garanties sont ignorées des assurés. Une deuxième explication vient de la diversité des modes d'accès à une couverture dépendance privée : l'assurance dépendance peut faire l'objet d'un contrat spécifique dont elle est la garantie principale, être incluse dans un contrat de couverture complémentaire santé ou constituer une option de sortie d'un contrat d'assurance vie. Elle peut enfin faire partie d'une offre de prévoyance par l'entreprise. Cette incertitude ne constitue-t-elle pas en elle-même un frein à la souscription d'un contrat d'assurance dépendance, les individus voulant éviter le risque d'un doublon en termes de couverture ? Rappelons qu'en France, 34 % des salariés pensaient être couverts contre le risque dépendance en 2001 alors que seuls 5 % l'étaient (Villatte, 2003).

Au regard des déterminants de la souscription à une assurance dépendance, ces premières analyses menées à partir de l'enquête ESPS tendent à confirmer celles de l'enquête PATER/PATED au regard du faible pouvoir explicatif des caractéristiques sociodémographiques. La faible capacité des caractéristiques individuelles standards à rendre compte de la couverture assurantielle peut s'expliquer par un manque de puissance statistique et par la difficulté à étudier un phénomène encore assez rare au moyen d'enquêtes en population générale. Plus fondamentalement, il s'explique aussi certainement par la non prise en compte des caractéristiques de l'offre et, en tout premier lieu, du prix des produits d'assurance, ceux-ci étant relativement hétérogènes d'un individu à l'autre en fonction de son âge et de son état de santé.

Les résultats obtenus à partir de l'enquête ESPS tendent par ailleurs à confirmer ceux de l'enquête PATER/PATED au regard du rôle des préférences individuelles. En particulier, la préférence pour le présent joue un rôle prépondérant par rapport à l'aversion pour le risque. Bérard *et al.* (2014) notaient ainsi que « l'éloignement temporel de survenance du risque dépendance rend l'incidence de la préférence pour le présent prépondérante, l'aversion au risque ne jouant qu'un rôle secondaire. »

---

<sup>10</sup> 0,6 % des individus interrogés dans ESPS 2012 déclarent ne pas être en mesure d'indiquer s'ils sont ou non couverts par un contrat d'assurance maladie complémentaire privé.

Le principal apport de cette étude concerne finalement l'analyse de la perception du risque, et de sa dimension subjective, sur la propension à s'assurer. Il ressort de ces premières estimations que les individus qui sous-estiment leur risque d'entrée en dépendance, au regard des facteurs de risques qu'ils présentent, sont moins fréquemment assurés que les autres. Ce résultat confirme empiriquement l'hypothèse selon laquelle la myopie serait un frein au développement d'une couverture assurantielle du risque dépendance.

L'effet de la déformation subjective du risque objectif ne semble néanmoins pas linéaire : les individus les plus pessimistes ne souscriraient pas davantage d'assurance dépendance. Ce dernier résultat est sans doute à rapprocher des limites méthodologiques associées à l'approche mise en œuvre ici. Il est en effet possible que certaines variables utilisées par l'assureur pour tarifier le contrat au risque de l'assuré aient été omises dans la régression servant à estimer la dimension subjective du risque perçu. Les individus évalués comme très pessimistes subiraient donc une prime élevée, limitant leur propension à s'assurer. Hormis cette possible erreur de spécification, d'autres explications peuvent être avancées (arbitrage avec l'épargne ou l'aménagement du domicile, utilités accordées aux états dépendants/non dépendants...) et demandent donc à être explorées. Notons que Jeleva (2005) ne trouvait pas non plus d'effet linéaire de la myopie sur la probabilité de souscrire un contrat d'assurance décès, résultat qui paraît cohérent avec le nôtre.

## Annexe 1 : Description de l'échantillon

**Tableau A : Description de la population couverte par un contrat d'assurance dépendance**

	Couverts		Non couverts	Ne sait pas	Ensemble
	Tout type	Indiv. seulement			
Age moyen	63,6	64,4	63,7	59	62,6
sexe					
Hommes	40,7%	40,7%	42,2%	43,6%	42,3%
Femmes	59,3%	59,3%	57,8%	56,4%	57,7%
Type de ménage					
Célibataire sans enfant	22,3%	22,5%	23,7%	19,3%	22,5%
Célibataire avec enfant(s)	3,6%	3,2%	4,7%	5,4%	4,7%
Couple sans enfant	56,4%	58,2%	56,0%	43,4%	53,1%
Couple avec enfant(s)	15,4%	13,2%	13,8%	28,9%	17,5%
Autre	2,4%	2,9%	1,8%	2,9%	2,1%
Niveau de revenu mensuel par unité de consommation					
] -;1500]	16,3%	18,2%	24,9%	17,2%	22,0%
]1100;1500]	24,9%	25,0%	20,2%	19,3%	20,6%
]1500;2115]	20,2%	21,8%	22,6%	20,3%	21,7%
]2115;+]	27,6%	25,4%	19,9%	28,5%	22,9%
non réponse	11,0%	9,6%	12,4%	14,6%	12,7%
Couverture santé complémentaire					
Couverture complémentaire privée	99,1%	99,3%	89,7%	95,9%	92,3%
Uniquement CMU-C	0,6%	0,4%	5,8%	2,0%	4,2%
Non couvert	0,3%	0,4%	4,5%	2,1%	3,4%
Statut d'occupation professionnelle					
Actifs	33,2%	27,5%	29,2%	53,0%	35,2%
Retraités	60,2%	66,8%	56,8%	34,3%	52,0%
Chômeurs	2,4%	2,1%	5,3%	4,2%	4,7%
Autres inactifs	4,2%	3,6%	8,8%	8,5%	8,1%
Niveau d'éducation					
Inférieur au secondaire	8,0%	9,3%	15,5%	11,4%	13,6%
BEPC/CAP/CEP/BEP	58,5%	62,1%	54,0%	48,0%	53,1%
Bac	20,5%	17,5%	18,9%	22,9%	20,0%
Supérieur	11,0%	8,9%	10,3%	15,1%	11,5%
Autre	2,1%	2,1%	1,4%	2,6%	1,7%
Score de fragilité*					
Non fragile (indice = 0)	55,5%	52,9%	45,9%	49,3%	47,9%
Fragilité modérée (indice [1;2])	30,0%	32,1%	37,7%	37,4%	36,6%
Fragilité forte (indice [3;5])	1,8%	2,1%	4,3%	1,8%	3,4%
Fragilité inconnue	12,8%	12,9%	12,2%	11,5%	12,1%

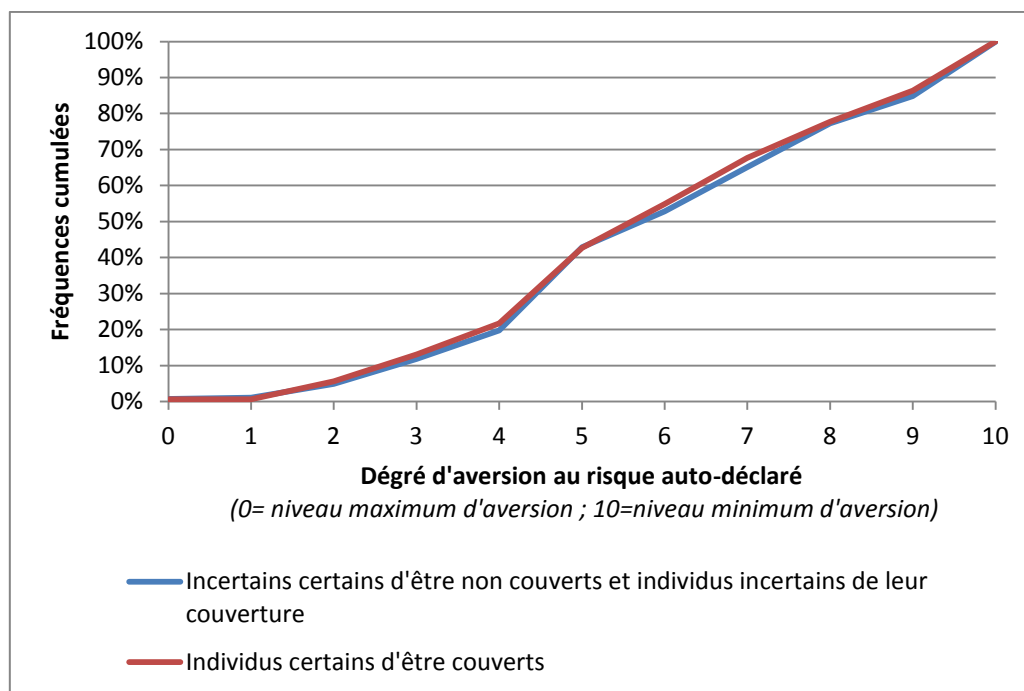
Etat de santé auto-évalué					
Très bon	12,5%	9,3%	9,9%	14,6%	11,3%
Bon	48,4%	48,9%	42,7%	47,5%	44,5%
Assez bon	33,8%	35,4%	34,7%	31,2%	33,8%
Mauvais	3,6%	4,3%	10,8%	5,7%	8,7%
Très mauvais	0,6%	0,7%	1,4%	0,5%	1,1%
Inconnu	1,2%	1,4%	0,6%	0,5%	0,7%
Nombre de maladies chroniques					
aucune	30,9%	27,1%	35,2%	38,9%	35,5%
1	33,5%	34,3%	25,1%	29,4%	27,2%
2	15,4%	16,4%	16,6%	16,3%	16,4%
3	8,0%	9,3%	10,9%	6,7%	9,6%
4 et plus	9,8%	11,1%	8,7%	5,7%	8,1%
inconnu	2,4%	1,8%	3,5%	3,1%	3,2%
Symptômes dépressifs					
Echelle EURO-D (score moyen)	5,76	5,87	6,42	6,14	6,27
Non renseigné	13,6%	15%	14,7%	11,2%	13,4%
Surpoids					
Oui	3,3%	3,9%	4,7%	3,7%	4,3%
Non	96,7%	96,1%	95,3%	96,3%	95,7%
Préférences individuelles** (aversion pour le risque et prévoyance)					
Indice moyen d'aversion au risque	6,3	6,4	6,5	6,1	6,4
Indice moyen de prévoyance	6	6,1	5,7	5,7	5,7
Perception du risque d'être dépendant					
Non réponse	8,9%	7,9%	7,8%	10,6%	8,6%
Estime qu'il sera décédé dans dix ans	0,3%	0,4%	1,0%	0,3%	0,8%
Risque très faible	3,6%	3,6%	4,9%	5,9%	4,9%
Risque faible	10,4%	9,6%	11,3%	13,2%	11,6%
Risque moyen	29,1%	28,9%	26,2%	28,1%	27,0%
Risque fort	22,3%	23,2%	20,4%	19,2%	20,4%
Risque très fort	12,8%	12,9%	12,6%	9,6%	11,9%
Certain	12,2%	13,2%	14,4%	12,8%	13,8%
Déjà dépendant	0,6%	0,4%	1,4%	0,3%	1,1%
Mode de passation du questionnaire					
Téléphone	40,1%	34,6%	25,3%	65,9%	36,6%
Face à face	59,9%	65,4%	74,7%	34,1%	63,4%
<b>Nombre d'observations</b>	<b>N=337</b>	<b>N=280</b>	<b>N=1701</b>	<b>N=615</b>	<b>N=2653</b>

\* **Score de fragilité** : Le score de fragilité est ici appréhendé comme un facteur de risque de la perte d'autonomie. Il est construit en s'appuyant sur l'approche de Fried (Fried *et al.*, 2001 ; Sirven, 2013). Celle-ci repose sur une analyse des changements physiologiques chez certaines personnes, provoqués par la senescence et les changements musculaires liés au vieillissement. Le score est élaboré à partir de cinq dimensions : fatigue ou mauvaise endurance, diminution de l'appétit, faiblesse musculaire, ralentissement de la vitesse de marche, sédentarité ou faible activité physique. Il est obtenu en sommant cinq indicatrices (codées en 1 si l'individu a répondu oui à la question et 0 sinon) correspondant à chacune de ces dimensions ; il est donc compris entre 0, pour les individus non fragiles, et 5 pour les individus les plus fragiles.

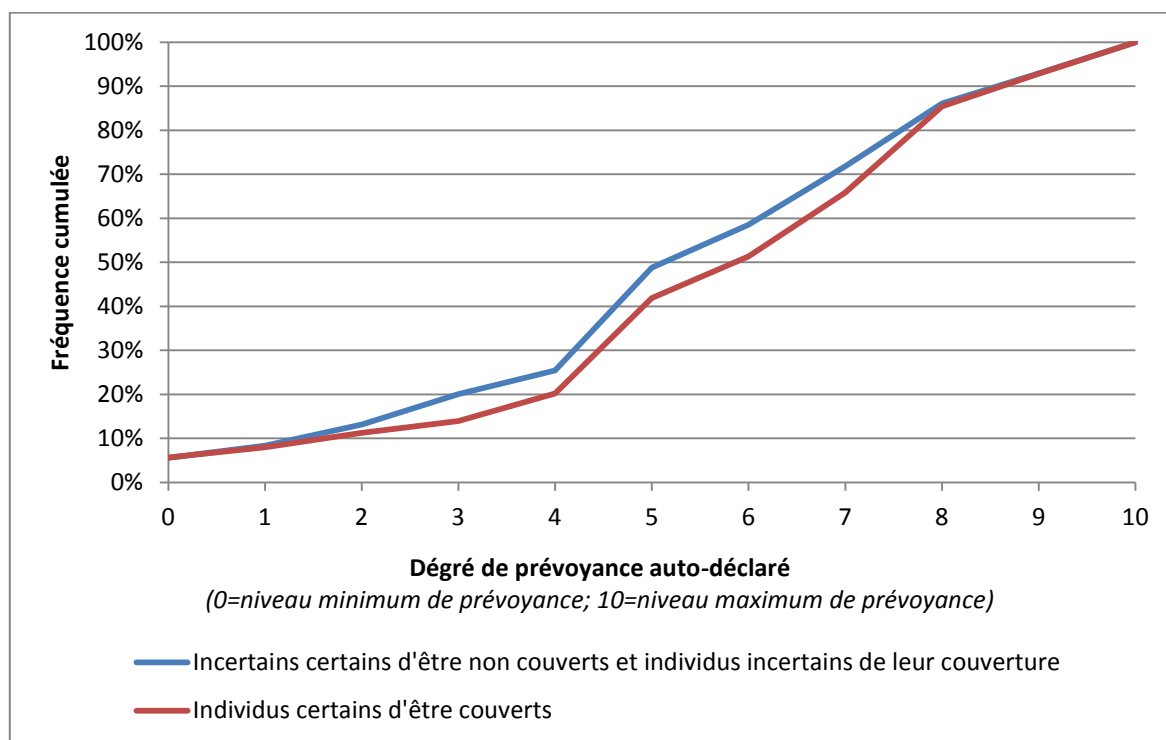


**\*\*Aversion au risque et prévoyance :** La prévoyance et l'aversion au risque sont mesurées sur des échelles analogiques de Likert sous leur forme proposée par [Arrondel, Masson et Verger \(2004\)](#). Pour mesurer le degré d'aversion au risque des individus, il est demandé aux enquêtés de se situer sur une échelle allant de 0 à 10 en fonction de leur comportement général à l'égard du risque : « En matière d'attitude à l'égard du risque, placez-vous à l'aide d'une croix sur une échelle de 0 à 10 dans différents domaines de la vie (0 : personnes très prudentes, qui s'efforcent de limiter au maximum les risques de l'existence et recherchent une vie bien réglée, sans surprise. 10 : personnes attirées par l'aventure, qui recherchent la nouveauté et les défis, aiment prendre des risques et miser gros dans leur existence. » Pour mesurer leur préférence pour le présent, il est demandé aux enquêtés de se situer sur une échelle allant de 0 à 10 en fonction de leur comportement général à l'égard de l'avenir : « En matière d'attitude à l'égard de l'avenir, placez-vous à l'aide d'une croix sur une échelle de 0 à 10 selon que vous vous sentez plus proche de l'un ou de l'autre portrait-type (0 : personnes qui vivent au jour le jour et prennent la vie comme elle vient, sans trop songer au lendemain, ni se projeter dans l'avenir. 10 : personnes préoccupées par leur avenir (même éloigné), qui ont des idées bien arrêtées sur ce qu'elles voudraient être ou faire plus tard). »

**Graphique A : distribution du score d'aversion pour le risque, par statut de couverture**



**Graphique B : Distribution de prévoyance, par statut de couverture**



## Bibliographie

- Arrondel L., Masson A., Verger D. (2004). « Les comportements de l'épargnant à l'égard du risque et du temps », Insee, *Economie et Statistique*, n° 374-375, pp. 9-19.
- Association France Alzheimer (2010). « Etude socio-économique : prendre en soin les personnes atteintes de la maladie d'Alzheimer : le reste à charge ».
- Bérard A., Fontaine R., Plisson M. et Zerrar N. (2014). « Perception du risque dépendance et couverture au sein de la population : les enseignements de l'enquête PATED », Rapport d'étude de la Fondation Médéric Alzheimer, n° 6.
- Bien, F., Chassagnon, A., Manuel Plisson (2011). « La demande d'assurance dépendance dans un cadre trivarié », Université paris-Dauphine, Document de travail, avril.
- Brown J. R., Finkelstein A. (2009). "The Private Market for Long-Term Care Insurance in the United States: A Review of the Evidence", *The Journal of Risk and Insurance* 76(1): 5-29.
- Davin B, Paraponaris A, Verger P. (2009). « Entre famille et marché : déterminants et coûts monétaires de l'aide informelle reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire ». *Revue Management & Avenir* 26 : 190-204.
- De Saint Pol, T., Marical, F. (2007). « La complémentaire santé : une généralisation qui n'efface pas les inégalités ». *Insee Première*, (1142).
- Finkelstein A., McGarry K., Sufi A. (2005). "Dynamic Inefficiencies in Insurance Markets: Evidence from Long-Term Care Insurance". *American Economic Review Papers and Proceedings* 95: 224-228.
- Fontaine, R., Zerrar, N. (2013). « Comment expliquer la faible disposition des individus à se couvrir face au risque dépendance? Une revue de la littérature ». Irdes, *Questions d'économie de la santé*, n° 188, juin.
- Fragonard B. (2011). « Stratégie pour la gouvernance de la dépendance des personnes âgées – Rapport du groupe n° 4 sur la prise en charge de la dépendance ». Ministère des Solidarités et de la Cohésion sociale.
- Fried, L. P., Tangen, C. M., Walston, J., et al (2001). Frailty in older adults evidence for a phenotype. *The Journals of Gerontology Series A: Biological Sciences and Medical Sciences*, 56(3), M146-M157.
- Gourieroux C., Monfort A., Renault E., Trognon A. (1985). « Résidus généralisés résidus simulés et leur utilisation dans les modèles non linéaires », *Annales de l'Insee* (59/60), Économétrie non linéaire asymptotique, 71-96.
- Holbrook A. L., Green M. C. & Krosnick J. A. (2003). "Telephone versus face-to-face interviewing of National Probability Samples with Long Questionnaires: Comparisons of Respondent Satisficing and Social Desirability Response Bias". *Public Opinion Quarterly*, 67(1), 79-125.
- Jeleva M. (2005). « Croyances de survie et choix de contrat d'assurance décès : une étude empirique », *Recherches Economiques de Louvain / Louvain Economic Review*, vol. 71, n° 1, pp. 95-116.
- Legal, R., & Plisson, M. (2008). « Assurance dépendance, effets de sélection et antisélection ». [http://basepub.dauphine.fr/bitstream/handle/123456789/5055/Transaction\\_Plisson.PDF?sequence=1](http://basepub.dauphine.fr/bitstream/handle/123456789/5055/Transaction_Plisson.PDF?sequence=1)
- Plisson (2011). « Pourquoi les Français ne souscrivent pas davantage de contrats d'assurance dépendance ? » *Scor Papers* n° 15, mai.

Renoux A., Roussel R. et Zaidman C. (2014). « Le compte de la dépendance en 2011 et à l'horizon 2060 ». Drees, Dossiers solidarité et santé n° 50.

Sirven N. (2013). « Fragilité et prévention de la perte d'autonomie. Une approche en économie de la santé ». Irdes, *Questions d'économie de la santé*, n° 184, février.

Villatte M. (2003). « Dépendance : la réponse des assureurs ». *Risque* 5 : 99-105.