

Comment la perception du risque de dépendance influence-t-elle la demande de couverture ?

Roméo Fontaine⁽¹⁾⁽⁵⁾

Marc Perronnin⁽²⁾

Nicolas Sirven⁽²⁾⁽³⁾

Nina Zerrar^{(4)(5)*}

⁽¹⁾ Université de Bourgogne (LEDi - UMR CNRS 6307, UMR Inserm U1200)

⁽²⁾ Institut de recherche et de documentation en Économie de la Santé

⁽³⁾ Liars, Université Paris-Descartes

⁽⁴⁾ Fondation Médéric-Alzheimer

⁽⁵⁾ PSL, Université Paris-Dauphine (LEDa-LEGOS)

Novembre 2017

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 du marché privé de l'assurance dépendance reste débattue. Ce dernier peine cependant à se développer malgré des restes à charge importants puisque seulement 10 % des français âgés de 50 ans ou plus disposent d'une assurance dépendance. Cet article vise à enrichir la littérature existante qui cherche à expliquer ce faible développement en questionnant le rôle de la perception du risque. Pour cela, nous exploitons la vague 2012 de l'enquête santé et protection sociale (ESPS) où les répondants déclaraient leur perception du risque d'être dépendant et la manière dont ils font ou comptent faire face à ce risque. Dans un premier temps, nous appliquons la méthode de décomposition des croyances de survie proposée par Jeleva (2005) au risque perçu de dépendance dans l'idée que sa composante subjective nous renseigne sur la possible déformation de cette probabilité. Dans un second temps, nous incluons la dimension subjective du risque d'entrer en dépendance dans l'équation expliquant la couverture assurantielle. Nos résultats d'estimations montrent le rôle asymétrique du risque perçu subjectif ; si les individus sur-estimant leur probabilité d'être dépendant dans les trente prochaines années ne s'assurent pas davantage que les individus donnant des probabilités « conformes » à leurs facteurs de risque objectifs, les individus sous-estimant cette probabilité ont moins recours à une assurance dépendance privée.

1 Introduction

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 et tend à sous-estimer les restes

*Corresponding author: Nina Zerrar, nina.zerrar@gmail.com.

Cette version correspond au chapitre IV de la thèse de Nina Zerrar disponible ici. Il propose notamment une section Résultats complémentaires et des analyses annexes testant la validité des résultats obtenus. Ces analyses sont basées sur un travail co-écrit avec Roméo Fontaine, Marc Perronnin et Nicolas Sirven. Ce dernier fait partie du rapport ESPS 2012 disponible à l'adresse suivante : <http://www.irdes.fr>.

à charge réels des individus. En effet, le recensement des dépenses liées à la prise en charge de la perte d'autonomie stricto-sensu qui restent à la charge des ménages est partiel 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. Ne sont alors recensées que les personnes âgées dépendantes ayant droit à cette aide et pour celles-ci, uniquement les dépenses en dessous du plafond de l'aide. 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 (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 » entrée en vigueur en 2016. 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 proches¹) 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 néanmoins 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 familiales².

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). 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 d'entrer en dépendance auquel celui-ci se sent exposé. 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

1. 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.

2. 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.

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.

Cet article propose une analyse empirique du rôle de la perception du risque dépendance sur la demande d'assurance. Pour cela, nous empruntons la méthode utilisée par Jeleva (2005) pour étudier l'impact des croyances de survie sur le choix de contrat d'assurance décès. Nous décomposons ainsi la perception du risque dépendance en une composante objective et une composante subjective. Cette dernière est introduite, aux côtés des facteurs de risques objectifs, dans l'équation de demande d'assurance dépendance et s'avère avoir un effet asymétrique sur la couverture assurantielle. En effet, les individus sous-estimant leur risque de devenir dépendant, au regard de leurs facteurs de risque objectifs, sont moins souvent couverts par une assurance dépendance. La sur-estimation du risque de dépendance n'a, quant à elle, pas d'impact sur couverture assurantielle. Le reste de l'article s'organise de la manière suivante. La prochaine section présente notre échantillon d'étude, nos mesures d'assurance et de risque perçu d'entrer en dépendance ainsi que la méthode retenue pour décomposer ce dernier. Une seconde section présente les résultats d'estimation relatifs à la décomposition du risque perçu d'entrer en dépendance et son impact sur la couverture assurantielle sont présentés. Des analyses complémentaires sur le rôle de la méthode d'enquête puis sur la relation entre croyances de survie et croyances de dépendance explorent la robustesse de nos résultats dans une troisième section. Enfin, nos résultats sont résumés puis discutés dans une quatrième section.

2 Des données originales permettant de décomposer le risque perçu d'être dépendant

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.

2.1 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.

2.2 Échantillon

Le volet « dépendance » a été proposé aux 2 920 individus, bénéficiaires de l’assurance maladie 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 risque³, 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.

	Effectif	%
Est certain d’être couvert par une assurance dépendance	337	12,70%
Est certain de ne pas être couvert par une assurance dépendance	1 698	64,00%
Ne connaît pas sa couverture	618	23,30%
Ensemble	2 653	100%

Tableau 1: Couverture assurantielle dans l’échantillon

Sur les 2 653 individus ainsi retenus, près de 13 % déclarent avec certitude être couverts par une assurance dépendance⁴ tandis que près d’un quart déclarent ne pas connaître leur couverture (voir 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.

L’enquête ESPS permet de disposer d’un certain nombre d’informations 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 socio-démographiques 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 auto-évaluées par les enquêtés. La prévoyance et l’aversion au risque sont mesurées sur des échelles analogiques de Likert sous leur forme proposée par Arrondel *et al.* (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

3. Ces questions sont posées dans le questionnaire auto-administré qui à l’origine de l’essentiel de la non-réponse. Celles-ci correspondent à un non-retour du questionnaire auto-administré.

4. 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.

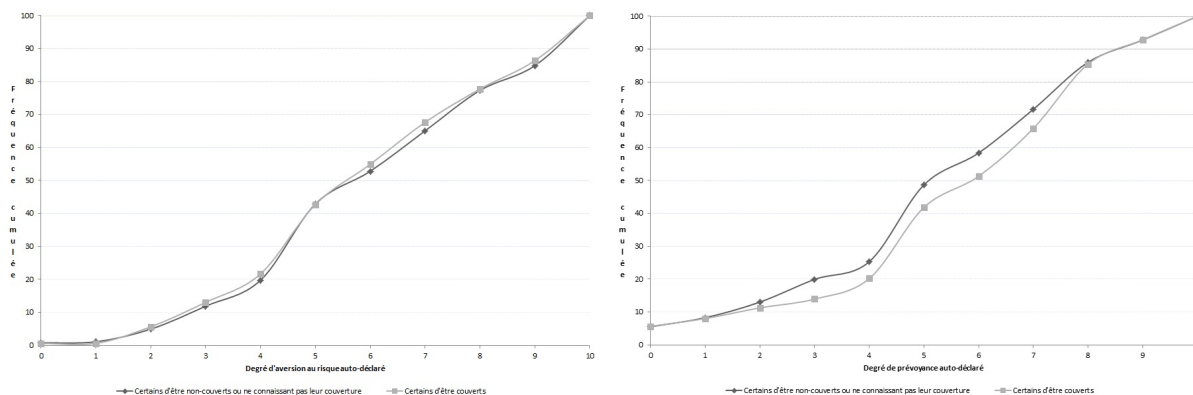


FIGURE 1: Distributions des scores de préférences selon le statut de couverture

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).

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 aversée au risque - et plus prévoyante (cf. graphique de la figure 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.

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 fragilité⁵, 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 2 présente la distribution de chacune des variables mobilisées dans l’analyse statistique.

TABLEAU 2 - Description de l’échantillon

	Avez-vous une assurance dépendance ?			Ensemble
	Oui	Non	Ne sait pas	
<i>Âge moyen</i>	63,57	63,69	58,98	62,58
N	337	1 701	615	2 653

Suite à la page suivante

5. 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 sénescence 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.

suite du tableau

		Avez-vous une assurance dépendance ?			Ensemble
		Oui	Non	Ne sait pas	
SEXE					
	<i>Femme</i>	59,35 %	57,85 %	56,42 %	57,71 %
	<i>Homme</i>	40,65 %	42,15 %	43,58 %	42,29 %
TYPE DE MÉNAGE					
	<i>Célibataire sans enfant</i>	22,26 %	23,69 %	19,35 %	22,50 %
	<i>Célibataire avec enfant(s)</i>	3,56 %	4,70 %	5,37 %	4,71 %
	<i>Couple sans enfant</i>	56,38 %	56,03 %	43,41 %	53,15 %
	<i>Couple avec enfant(s)</i>	15,43 %	13,76 %	28,94 %	17,49 %
	<i>Autre</i>	2,37 %	1,82 %	2,93 %	2,15 %
REVENU PAR UNITÉ DE CONSOMMATION					
	[0; 1 100]	16,32 %	24,87 %	17,24 %	22,01 %
]1 100; 1 500]	24,93 %	20,22 %	19,35 %	20,62 %
]1 500; 2 115]	20,18 %	22,57 %	20,33 %	21,75 %
]2 115; +[27,60 %	19,93 %	28,46 %	22,88 %
	<i>Non réponse</i>	10,98 %	12,40 %	14,63 %	12,74 %
TYPE DE COUVERTURE COMPLÉMENTAIRE					
	<i>Privée</i>	99,11 %	89,71 %	95,93 %	92,35 %
	<i>Publique (CMUc)</i>	0,59 %	5,76 %	1,95 %	4,22 %
	<i>Aucune</i>	0,30 %	4,53 %	2,11 %	3,43 %
STATUT D'OCCUPATION PROFESSIONNELLE					
	<i>Actifs</i>	33,23 %	29,16 %	53,01 %	35,21 %
	<i>Retraités</i>	60,24 %	56,79 %	34,31 %	52,02 %
	<i>Chômeurs</i>	2,37 %	5,29 %	4,23 %	4,67 %
	<i>Autres inactifs</i>	4,15 %	8,76 %	8,46 %	8,10 %
NIVEAU D'ÉDUCATION					
	<i>Inférieur au secondaire</i>	8,01 %	15,52 %	11,38 %	13,61 %
	<i>BEPC//CAP/CEP/BEP</i>	58,46 %	53,97 %	47,97 %	53,15 %
	<i>Bac</i>	20,47 %	18,87 %	22,93 %	20,02 %
	<i>Supérieur</i>	10,98 %	10,29 %	15,12 %	11,50 %
	<i>Autre</i>	2,08 %	1,35 %	2,60 %	1,73 %
NOMBRE DE MALADIES CHRONIQUES					
	<i>0</i>	30,86 %	35,21 %	38,86 %	35,51 %
	<i>1</i>	33,53 %	25,10 %	29,43 %	27,18 %
	<i>2</i>	15,43 %	16,58 %	16,26 %	16,36 %
	<i>3</i>	5,01 %	10,93 %	6,67 %	9,57 %
	<i>4 et plus</i>	9,79 %	8,70 %	5,69 %	8,14 %
	<i>Non réponse</i>	2,37 %	9,47 %	3,09 %	3,24 %
SCORE DE FRAGILITÉ					
	<i>Non fragile (0)</i>	55,49 %	45,86 %	49,27 %	47,87 %
	<i>Modérée(1 ou 2)</i>	29,97 %	37,68 %	37,40 %	36,64 %
	<i>Forte (3 à 5)</i>	1,78 %	4,29 %	1,79 %	3,39 %
	<i>Fragilité inconnue</i>	12,76 %	12,17 %	11,54 %	12,10 %
SURPOIDS					
	<i>Oui</i>	3,26 %	4,70 %	3,74 %	4,30 %
	<i>Non</i>	96,74 %	95,30 %	96,26 %	95,70 %
SYMPTÔMES DÉPRESSIFS					
	<i>score euro-d moyen</i>	5,76	6,43	6,13	6,27
	<i>Non réponse</i>	13,65 %	14,17 %	11,22 %	13,42 %
PARENT(S) DÉPENDANT(S)					
	N	337	1 701	615	2 653

Suite à la page suivante

suite du tableau

	Avez-vous une assurance dépendance ?			Ensemble
	Oui	Non	Ne sait pas	
<i>Oui, actuellement</i>	13,35 %	14,58 %	17,72 %	15,15 %
<i>Oui, dans le passé</i>	38,87 %	39,04 %	30,57 %	37,05 %
<i>Non</i>	47,77 %	46,38 %	51,71 %	47,79 %
ÉTAT DE SANTÉ AUTO-DÉCLARÉE				
<i>Très bon</i>	12,46 %	9,88 %	14,63 %	11,31 %
<i>Bon</i>	48,37 %	42,68 %	47,48 %	44,52 %
<i>Assez bon</i>	33,83 %	34,69 %	31,22 %	33,77 %
<i>Mauvais</i>	3,56 %	10,76 %	5,69 %	8,67 %
<i>Très mauvais</i>	0,59 %	1,35 %	0,49 %	1,06 %
<i>Non réponse</i>	1,19 %	0,65 %	0,49 %	0,68 %
PRÉFÉRENCES				
<i>score de prévoyance moyen</i>	6,04	5,69	5,70	5,74
<i>score d'aversion moyen</i>	6,29	6,50	6,07	6,38
RISQUE PERÇU D'ENTRER EN DÉPENDANCE				
<i>Très faible</i>	3,56 %	4,88 %	5,85 %	4,94 %
<i>Faible</i>	10,39 %	11,35 %	13,17 %	11,65 %
<i>Moyen</i>	29,08 %	26,16 %	28,13 %	26,99 %
<i>Fort</i>	22,26 %	20,40 %	19,19 %	20,35 %
<i>Très fort</i>	12,76 %	12,64 %	9,56 %	11,95 %
<i>Certain</i>	12,17 %	14,40 %	12,85 %	13,76 %
<i>Déjà dépendant</i>	0,59 %	1,41 %	0,33 %	1,06 %
<i>Se pense mort dans 10 ans</i>	0,30 %	1,00 %	0,33 %	0,75 %
<i>Non réponse</i>	8,90 %	7,76 %	10,57 %	8,56 %
MÉTHODE D'ENQUÊTE				
<i>Téléphone</i>	49,06 %	25,34 %	65,85 %	36,60 %
<i>Face-à-face</i>	59,94 %	74,66 %	34,15 %	63,4 %
N	337	1 701	615	2 653

Tableau 2: Description de l'échantillon au regard de la couverture assurantielle

2.3 Les dimensions objective et subjective du risque perçu : essai de décomposition

L'enquête ESPS 2012 interroge les enquêtés sur leur risque d'être dépendants à un horizon de dix, vingt et trente ans en leur demandant 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. La mesure ainsi construite rend compte de l'intensité du risque perçu dans les trente prochaines années. Parmi les 2 653 individus de notre échantillon, 2 378 ont ainsi pu être hiérarchisés selon leur risque perçu d'être dépendants. 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 dépendants⁶.

6. Les individus déclarant un risque certain de devenir dépendant ont été conservés dans notre étude. Cependant, il a été vérifié que les résultats présentés dans ce chapitre sont insensibles à leur exclusion. Ces résultats sont disponibles en annexes dans le tableau 17 à la page 30. Ces résultats font partis d'une section visant à mieux comprendre leur comportement face à la perte d'autonomie (section A.2 disponible en annexe à la page 27

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 dépendants 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 2 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.

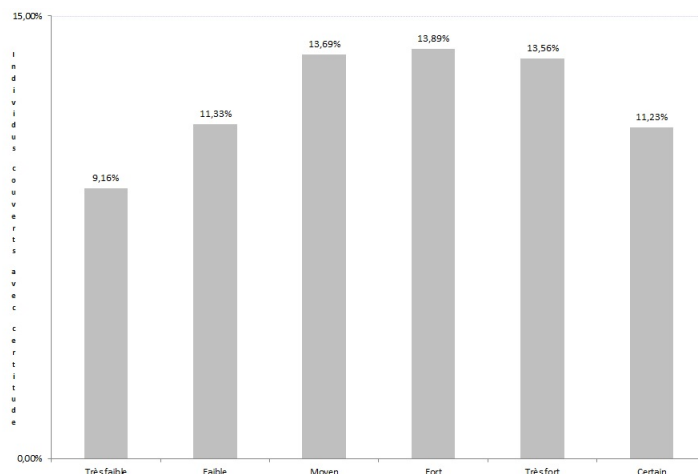


FIGURE 2: Proportion d’individus assurés avec certitude en fonction du risque perçu d’être dépendant dans les trente prochaines années

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’entrée 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.

3 Résultats

3.1 Les déterminants objectifs du risque perçu d'être dépendant dans les trente prochaines années

Le tableau 3 présente les résultats d'estimation d'un probit ordonné visant à évaluer la dimension objective du risque perçu d'être dépendant dans les trente prochaines années⁷.

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.

7. La variable dépendante, i.e. le risque perçu, peut prendre six modalités ordonnées : très faible, faible, moyen, fort, très fort et certain.

TABLEAU 3 - Résultats d'estimation du risque perçu (coefficients estimés)

		Risque perçu d'entrer en dépendance dans les 30 prochaines années
ÂGE APRÈS 50 ANS		
	<i>en niveau</i>	0,06 *** (0,01)
	<i>au carré</i>	-0,001 *** (<0,001)
SEXE (réf. : Homme)		
	<i>Femme</i>	-0,09 ** (0,04)
NOMBRE DE MALADIES CHRONIQUES		
	<i>Nombre de maladies chroniques</i>	0,04 ** (0,02)
	<i>Non réponse</i>	0,31 ** (0,13)
SCORE DE FRAGILITÉ (réf. : Individus non-fragiles)		
	<i>Modérée (1 ou 2)</i>	0,08 * (0,05)
	<i>Forte (3 à 5)</i>	-0,02 (0,14)
	<i>Fragilité inconnue</i>	-0,13 * (0,07)
SURPOIDS (réf. : Non)		
	<i>Oui</i>	0,25 ** (0,11)
SYMPTÔMES DÉPRESSIFS		
	<i>Échelle EURO-D moyen</i>	0,03 *** (0,01)
	<i>Non réponse</i>	0,12 (0,08)
PARENT(S) DÉPENDANT(S) (réf. : Oui, actuellement)		
	<i>Oui, dans le passé</i>	-0,02 (0,14)
	<i>Non</i>	-0,33 *** (0,06)
ÉTAT DE SANTÉ AUTO-DÉCLARÉ (réf. : Très bon)		
	<i>Bon</i>	0,29 *** (0,07)
	<i>Assez bon</i>	0,44 *** (0,08)
	<i>Mauvais</i>	0,76 *** (0,12)
	<i>Très mauvais</i>	1,33 *** (0,27)
	<i>Non réponse</i>	0,48 * (0,28)
MÉTHODE D'ENQUÊTE (réf. : Téléphone)		
	<i>Face-à-face</i>	-0,49 *** (0,05)

(suite à la page suivante)

		<i>(suite)</i>
		Risque perçu d'entrer en dépendance dans les 30 prochaines années
CONSTANTES		
<i>c1</i>		-1,13 [-1,34; -0,92]
<i>c2</i>		-0,36 [-0,57; -0,16]
<i>c3</i>		0,58 [0,38; 0,79]
<i>c4</i>		1,25 [1,04; 1,45]
<i>c5</i>		1,25 [1,54; 1,96]
	N	2 378
	Log-vraisemblance	-3 785,63
	Pseudo-R ²	0,05

Tableau 3: Coefficients estimés des facteurs de risque objectifs dans l'équation du risque perçu
 Note :*,**,*** : significativité à respectivement 10%,5% et 1%. Sous chaque coefficient, se trouve l'écart-type estimé correspondant entre parenthèses. Quant aux seuils estimés, ils sont accompagnés de leur intervalle de confiance à 95% entre crochets.

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. Etre 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 et 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.

3.2 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 3 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 bi-variée 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 (voir graphique de la figure 3) : 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.

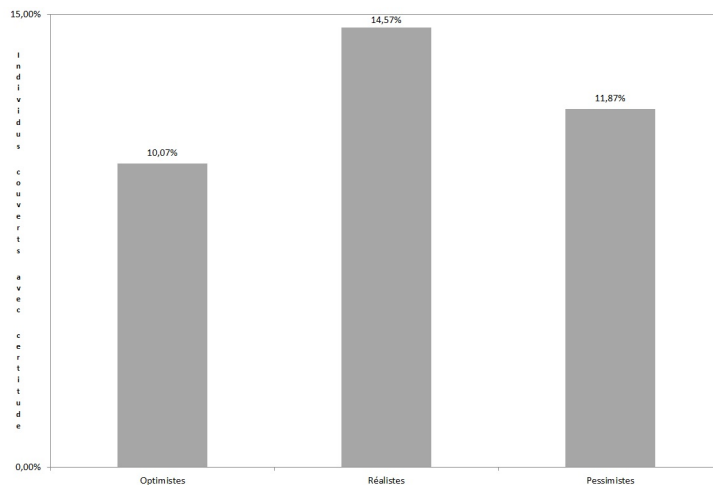


FIGURE 3: Proportions d’individus assurés avec certitude selon la typologie au regard du risque subjectif

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. Après contrôle des caractéristiques socio-démographiques 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.

Le tableau 4 présente les effets marginaux estimés du genre, de l’âge, des préférences, de la typologie et de la méthode d’enquête dans le logit multinomial expliquant la couverture assurantielle. Les résultats complets sont disponibles à l’annexe 12 à la page 27.

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

		Avez-vous une assurance dépendance ?		
		Oui	Non	Ne sait pas
<hr/>				
ÂGE APRÈS 50 ANS				
	<i>en niveau</i>	-0,01*	0,02**	-0,01
		(0,01)	(0,01)	(0,01)
	<i>au carré</i>	0,001**	-0,001	<0,001
		(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
	<i>au cube</i>	<0,001**	<0,001	<0,001
		(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
SEXE (réf : Homme)				
	<i>Femme</i>	0,02	-0,01	-0,01
		(0,01)	(0,02)	(0,02)
<hr/>				
PRÉFÉRENCES				
	<i>score de prévoyance moyen</i>	0,02**	-0,01	-0,01
		(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
	<i>score d'aversion moyen</i>	0,01	-0,01	-0,003
		(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
	<i>prévoyance × aversion</i>	-0,002	0,002	<0,001
		(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
<hr/>				
TYPOLOGIE (réf. : Les réalistes)				
	<i>Les optimistes</i>	-0,04**	0,04*	-0,002
		(0,02)	(0,02)	(0,02)
	<i>Les pessimistes</i>	-0,02	0,03	-0,01
		(0,02)	(0,02)	(0,02)
<hr/>				
MÉTHODE D'ENQUÊTE (réf. : Téléphone)				
	<i>Face-à-face</i>	-0,04**	0,25***	-0,20***
		(0,02)	(0,02)	(0,02)
<hr/>				
	N			2 378
	Log-vraisemblance			-1 871,72
	Pseudo-R ²			0,11

Tableau 4: Effets marginaux estimés dans le logit multinomial expliquant la possession d'une assurance dépendance
Note :*, **, *** : significativité à respectivement 10 %, 5 % et 1 %. Sous chaque coefficient, se trouve l'écart-type estimé correspondant entre parenthèses.

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 socio-démographiques. 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 de nouveau associé négativement aux âges plus avancés, reflétant vraisemblablement le poids croissant de l'effet prix (voir graphique de la figure 4). La situation vis-à-vis du marché du travail ainsi que le niveau d'éducation n'auraient 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.

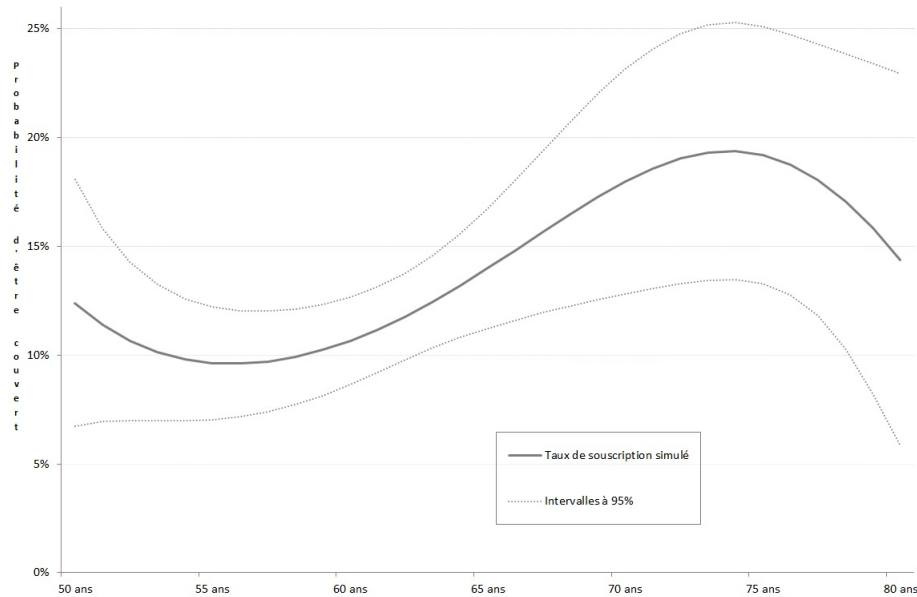


FIGURE 4: Probabilité de bénéficier d'un contrat d'assurance dépendance selon l'âge

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); ici, avoir bien planifié sa fin de vie présente l'individu sous un meilleur jour.

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 Résultats complémentaires

4.1 Lien croyance de survie et croyance de dépendance

Dans l'étude du risque perçu, les femmes déclarent un risque dépendance plus faible toutes choses égales par ailleurs. Ces différences peuvent provenir de la manière dont est formulée la question puisqu'il s'agit de déclarer l'intensité de son risque dépendance dans les trente prochaines années. Les femmes peuvent alors rationnellement déclarer des risques dépendance perçus plus faibles puisque leur perte d'autonomie a lieu en moyenne 5 ans après celle des hommes (Duée et Rebillard, 2006). Cependant, on ne peut pas exclure que l'origine de ces différences soit une myopie probabiliste quant au risque dépendance. On supposerait alors que la fonction de déformation de probabilité est dépendante du sexe de l'individu.

Il convient de préciser que l'effet du sexe est très sensible à l'introduction de la dépendance des parents dans le modèle. L'effet du sexe est significatif uniquement lorsque la dépendance des parents explique aussi la perception du risque. Les conjointes et les filles étant au premier rang des aidants informels, la dépendance des parents informe à la fois sur son patrimoine génétique et sur le risque dépendance à part entière⁸. La rente informationnelle induite par l'action d'aider un parent dépendant contredit l'idée d'une myopie accrue des femmes.

L'objet de cette section est de questionner ces différences de déclarations à la lumière des déclarations de survie. Nous supposons que le risque de mort est un risque suffisamment connu pour que la dimension subjective de la survie auto-déclarée ne contiennent - presque - qu'exclusivement de l'information privée. Nous appliquons notre méthode de décomposition du risque perçu aux croyances de survie. Nous pouvons alors comparer nos deux croyances décomposées dans l'idée que, si les différences de perception du risque dépendance sont dues à une myopie probabiliste accrue des femmes, la survie déclarée et le risque dépendance perçu ne sont pas le fruit du même processus cognitif. Autrement dit, si le genre contient de l'information privée, cet effet doit se retrouver sur la probabilité de survie.

Avant toute chose, nous nous assurons que le risque dépendance perçu dans les trente prochaines années et ses deux dimensions (objective et subjective) peuvent être étudiés sans distinction de sexe. Pour cela, nous testons l'égalité des distributions de chaque mesure entre les sous-échantillons formés par le genre. Le tableau 5 présente les résultats des tests du Wilcoxon-ranksum mis en œuvre dans ce but.

	Somme des rangs		Probabilité critique	Conclusion sur les distributions
	masculins	féminins		
Risque perçu	1 211 431	1 617 200	0,51	Égales
Risque objectif	1 212 489	1 616 142	0,51	Égales
Risque subjectif	1 119 689	1 628 942	0,50	Égales
Somme attendue	1 199 016	1 629 615		

Tableau 5: Tests d'égalité des distributions des risques dépendance entre les sous-échantillons du genre

Le risque dépendance et ses deux dimensions ont bien la même distribution chez les hommes et chez les femmes. L'étude du risque dépendance peut se faire sans distinction de genre et l'effet du genre ne reflète pas une sous-estimation systématique du risque dépendance de la part des femmes. Nous poursuivons en nous intéressant aux effets des facteurs de risque objectifs sur la survie déclarée dans les trente prochaines années et plus particulièrement

8. Aider un proche dépendant est une exposition importante au risque dépendance qui permet de découvrir ce nouveau risque.

à l'effet du sexe. Le tableau 6 présente les coefficients estimés sur la survie⁹ auto-déclarée et le risque dépendance perçu¹⁰.

TABLEAU 6 - Résultats d'estimation sur les croyances			
		Survie	Dépendance
ÂGE APRÈS 50 ANS			
	<i>en niveau</i>	0,08 *** (0,01)	0,07*** (0,01)
	<i>au carré</i>	<0,01 (<0,01)	-0,001*** (<0,01)
SEXE (réf : Homme)			
	<i>Femme</i>	-0,13*** (0,05)	-0,08* (0,05)
NOMBRE DE MALADIES CHRONIQUES			
	<i>Nombre de maladies chroniques</i>	0,03* (0,02)	0,02 (0,02)
	<i>Non réponse</i>	0,10 (0,14)	0,25* (0,13)
SCORE DE FRAGILITÉ (réf. : Individus non-fragiles)			
	<i>Modérée(1 ou 2)</i>	0,03 (0,05)	0,08 (0,05)
	<i>Forte (3 à 5)</i>	0,27 (0,18)	-0,07 (0,15)
	<i>Fragilité inconnue</i>	-0,01 (0,08)	-0,11 (0,08)
SURPOIDS (réf. : Non)			
	<i>Oui</i>	0,22* (0,12)	0,29** (0,12)
SYMPTÔMES DÉPRESSIFS			
	<i>Échelle EURO-D moyen</i>	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,01)
	<i>Non réponse</i>	0,29*** (0,09)	0,17** (0,08)
PARENT(S) DÉPENDANT(S) (réf. : Oui, actuellement)			
	<i>Oui, dans le passé</i>	0,05 (0,07)	-0,06 (0,07)
	<i>Non</i>	-0,09 (0,07)	-0,35*** (0,07)

(suite à la page suivante)

9. Précisons qu'ici la question a été formulée en chance de survie et non en risque de décès. Les échelles de réponses étant inversées, les résultats sont attendus dans le même sens. Nous choisissons cependant de conserver ce code puisque l'interprétation des résidus estimés se fera aussi dans le même sens.

10. Pour mener cette analyse, nous excluons les individus non répondant aux questions sur les chances de survie. Au total, 2 249 observations participent aux analyses présentées dans cette section

			<i>(suite)</i>	
		Survie	Dépendance	
ÉTAT DE SANTÉ AUTO-DÉCLARÉ (réf. : Très bon)				
	<i>Bon</i>	0,35*** (0,07)	0,31*** (0,07)	
	<i>Assez bon</i>	0,66*** (0,09)	0,45*** (0,08)	
	<i>Mauvais</i>	0,95*** (0,13)	0,77*** (0,12)	
	<i>Très mauvais</i>	0,82*** (0,30)	1,44*** (0,29)	
	<i>Non réponse</i>	0,24 (0,32)	0,53*** (0,30)	
MÉTHODE D'ENQUÊTE (réf. : Téléphone)				
	<i>Face-à-face</i>	-0,24*** (0,05)	-0,50*** (0,05)	
CONSTANTES				
	<i>c1</i>	-0,87 [-1, 10; -0, 65]	-1,13 [-1, 35; -0, 92]	
	<i>c2</i>	-0,11 [-0, 32; 0, 11]	-0,37 [-0, 58; -0, 16]	
	<i>c3</i>	0,87 [0, 65; 1, 08]	0,60 [0, 39; 0, 81]	
	<i>c4</i>	1,59 [1, 37; 1, 80]	1,28 [1, 07; 1, 49]	
	<i>c5</i>	2,12 [1, 90; 2, 35]	1,79 [1, 57; 2, 01]	
	N	2 229	2 229	
	Log-vraisemblance	-3 157,92	-3 550,66	
	Pseudo-R ²	0,13	0,05	

Tableau 6: Coefficients estimés des facteurs de risque objectifs sur les croyances de survie et d'entrée en dépendance

Note :*,**,*** : significativité à respectivement 10%,5 % et 1%. Sous chaque coefficient, se trouve l'écart-type estimé correspondant entre parenthèses. Quant aux seuils estimés, ils sont accompagnés de leur intervalle de confiance à 95 % entre crochets.

Les facteurs de risque objectifs ont bien les effets attendus. La probabilité de déclarer de faibles probabilités de survie dans les trente prochaines années augmente avec l'âge, le nombre de maladies chroniques, le surpoids, les symptômes dépressifs et les moins bons états de santé déclarés. Nous vérifions aussi que l'exposition à la perte d'autonomie au travers de la dépendance des parents n'a pas d'effet sur la survie perçue. En effet, si les autres facteurs de risque objectifs sont communs aux deux risques, la dépendance des parents est spécifique à la perte d'autonomie.

L'effet du genre demeure significatif. Les femmes déclarent des probabilités de survie plus grandes que celles des hommes. Ce résultat tend à confirmer l'hypothèse de « rationalité » des déclarations de risque dépendance perçue puisque les femmes ont aussi une espérance de vie et une espérance de vie sans incapacité plus grandes que celles des hommes. Le fait que le genre soit significatif dans les deux croyances tend à confirmer que cet effet traduit le décalage temporel entre les femmes et les hommes de la survenue des deux risques.

Nous questionnons cependant cet effet quant à son impact sur notre typologie. Plus particulièrement, il convient de s'assurer que les femmes ne sont pas systématiquement catégorisées parmi les optimistes et les hommes parmi les

pessimistes. À l’instar des croyances d’entrée en dépendance, nous créons une typologie au regard de la survie au sein de chaque sous-échantillon ainsi que sur l’échantillon global. Le tableau 7 permet d’apprécier la distribution des typologies ainsi créées ainsi que la concordance entre les différentes dimensions des croyances de survie et d’entrée en dépendance.

	Hommes	Femmes	Ensemble
TYPOLOGIE AU REGARD DE LA SURVIE :			
Les optimistes	26,56 %	23,81 %	24,99 %
Les réalistes	48,55 %	51,05 %	49,98 %
Les pessimistes	24,90 %	25,14 %	25,03 %
χ^2	(0,31)		
TYPOLOGIE AU REGARD DE LA DÉPENDANCE :			
Les optimistes	24,17 %	22,02 %	22,94 %
Les réalistes	48,13 %	53,07 %	50,96 %
Les pessimistes	27,70 %	24,90 %	26,10 %
χ^2	(0,067)		
COMPARAISON DES TYPOLOGIES :			
Paires concordantes	75,10 %	73,77 %	74,34 %
Paires discordantes	24,90 %	26,23 %	25,66 %
χ^2	(0,48)		
Corrélation entre les dimensions objectives	0,79 ***	0,83***	0,82***
Corrélation entre les dimensions subjectives	0,89 ***	0,88***	0,88***
N	964	1 285	2 249

Tableau 7: Lien entre croyances de survie et d’entrée en dépendance

Note :*, **, *** : significativité à respectivement 10 %, 5 % et 1 %.

Alors que la typologie au regard de la survie est indépendante du sexe du répondant, celle de la dépendance l’est. Cependant, lorsque l’on regarde la distribution de cette dernière de plus près, il s’avère que les femmes sont plus souvent classées parmi « les réalistes » et ce au détriment à la fois des optimistes et des réalistes. L’effet négatif du genre ne les fait pas sous-estimer l’occurrence de la perte d’autonomie plus que la moyenne au regard de leurs caractéristiques observables.

Par ailleurs, les deux typologies classent environ 75 % des individus dans les mêmes catégories sans distinction de genre comme le montre le non-rejet de l’hypothèse d’indépendance par le test du χ^2 . Les dimensions objectives et subjectives sont très fortement corrélées ce qui pourrait refléter la proximité temporelle de ces deux risques sanitaires et donc l’existence de facteurs de risques communs.

Nous nous intéressons désormais aux conséquences sur l’équation de demande d’assurance. L’étude des croyances de survie nous a permis de construire une typologie analogue à partir de ces croyances et de repérer les individus concordants quant à leurs perceptions de ces deux risques. Nous intégrons tour à tour ces informations dans notre modèle de demande d’assurance aux côtés de la typologie au regard de la typologie de l’assurance dépendance. Les effets marginaux estimés sur la probabilité de posséder une assurance dépendance avec certitude sont présentés dans le tableau 8.

L’effet marginal des « optimistes » semble peu sensible à l’introduction de ces informations bien qu’il s’amoin-drisse et perde en significativité, particulièrement à l’introduction de la concordance des deux typologies. La dimension subjective du risque perçu d’entrée en dépendance construites sur les répondants aux questions portant sur les chances de survie révèle un effet désormais significatif qu’à 13 %. L’introduction de la typologie au regard de la survie impacte le plus sérieusement l’effet des optimistes ; cela était à prévoir compte tenu de la forte corrélation entre ces deux croyances. Cependant, l’introduction de l’indicateur de concordance des typologies permet de retrouver l’effet observé sur notre échantillon global.

	Probabilité d'être assuré(e) avec certitude			
	(1)	(2)	(3)	(4)
TYPOLOGIE AU REGARD DE LA DÉPENDANCE				
Les optimistes	-0,04** (0,02)	-0,03 (0,02)	-0,02 (0,02)	-0,03* (0,02)
Les réalistes	réf.	réf.	réf.	réf.
Les pessimistes	-0,02 (0,02)	- 0,02 (0,02)	< 0,01 (0,02)	-0,01 (0,02)
TYPOLOGIE AU REGARD DE LA SURVIE				
Les optimistes	-	-	-0,02 (0,02)	-
Les réalistes	-	-	réf.	-
Les pessimistes	-	-	-0,03 (0,02)	-
Concordance des deux typologies	-	-	-	0,04** (0,02)
N	2 378	2 249	2 249	2 249

Tableau 8: Effets marginaux de la typologie au regard de la dépendance estimés sur la probabilité d'être couvert avec certitude avant et après introduction de la survie

Note :*,**,*** : significativité à respectivement 10 %,5 % et 1 %.

(1) : Estimation sur l'échantillon global. (2) : Estimation sur l'échantillon des répondants aux questions sur les chances de survie. (3) : (2) + introduction de la typologie au regard de la survie. (4) : (2)+ introduction de la concordance des deux typologies.

Sous l'hypothèse que les déclarations de survie sont plus fiables que celles relatives à la dépendance, cet indicateur nous permet d'une certaine manière de contrôler de l'information privée des enquêtés¹¹. L'insensibilité de l'effet marginal des « optimistes » à l'introduction de cet indicateur plaiderait en faveur de l'hypothèse selon laquelle cette catégorie regroupe les individus myopes.

4.2 L'effet de la méthodologie d'enquête

Que ce soit dans l'étape de décomposition de la perception du risque ou dans l'étude la demande d'assurance dépendance, le mode d'enquête revêt un important pouvoir explicatif. Pour rappel, les individus interrogés par téléphone déclarent un risque plus élevé d'être dépendant et ont une probabilité supérieure d'être assuré avec certitude. Ces résultats sont déjà présents en analyse bi-variée (voir tableau 2 à la page 7), les individus enquêtés en face à face déclarent massivement être sûr de ne pas être couvert contre la dépendance à 75 % contre 44 % pour les individus interrogés par téléphone à proportion d'individus couverts quasi-égale (13,5 % contre 12,25 %). Pour ce qui est du risque perçu, les individus enquêtés par téléphone déclarent plus souvent des niveaux de risque de dépendance élevés (voir tableau 3 à la page 11). Dans cette section, nous étudions deux biais possiblement induits par des modes de passation différenciés : (i) les réponses des enquêtés sont impactés par la méthode d'enquête, (ii) l'effet du mode de passation de l'enquête reflète une population spécifique.

Afin de tenir compte du biais de désirabilité sociale décrit dans la section précédente, nous introduisons la variable méthode d'enquête dans nos résultats dans l'idée que cette variable purge les résidus de ces deux équations. Le mode de passation de l'enquête n'aurait qu'un effet moyen global et n'affecterait pas les effets des régresseurs ; ce qui nous autorise à faire des régressions « *poolées* ». Nous proposons ici de relâcher cette hypothèse en répliquant

11. Les effets de cet indicateur sur les autres modalités de la variable dépendante vont dans ce sens. En effet, les individus sont plus souvent certains d'être couvert contre le risque dépendance et moins souvent non-couverts avec certitude. Comme si, en moyenne Cette variable n'a pas d'effet sur la probabilité de ne pas connaître sa couverture. D'autant plus que son effet annihile l'effet de la typologie sur les autres modalités de la variable endogène. Les résultats complets de cette régression sont présentés à l'annexe 21 à la page 37.

nos régressions dans les sous-groupes. Nous comparons ensuite les coefficients ainsi estimés¹².

Seuls les paramètres de facteurs de risque objectifs observés par l'assureur ont des effets différenciés sur la perception du risque dépendance dans ces deux sous-populations. Cette première étape ne servant qu'à ordonner les individus les individus au regard de leur risque subjectif, nous étudions ensuite l'impact de ces résultats sur notre classification. Nous redécomposons le risque perçu sur ces deux sous-échantillons dans le but d'effectuer des comparaisons à la classification sur l'échantillon global.

Le tableau 9 présente le nombre de paires discordantes entre la typologie utilisée dans l'étude et les typologies alternatives permises par la décomposition du risque perçu sur les sous-échantillons formés par le mode de passation de l'enquête : chaque sous-échantillon et l'« Union » de ceux-ci¹³.

<i>Nombre de paires discordantes</i>	<i>Typologies sur chaque sous-échantillon</i>		
	<i>Téléphone</i>	<i>Face-à-Face</i>	<i>Union</i>
<i>Typologie sur l'échantillon global</i>	54 (5,99 %)	45 (2,69 %)	156 (6,06 %)
<i>N</i>	902	1 673	2 575

Tableau 9: Comparaison de la typologie utilisée aux typologies alternatives selon le mode de passation de l'enquête
Lecture : 5,99 % des individus sondés par téléphone n'appartiennent pas à la même catégorie que la typologie ait été créée sur l'échantillon total ou sur le sous-échantillon des répondants par téléphone.

L'étude des paires discordantes ne fait apparaître que peu de différences entre les typologies créées. Nous ne sommes pas surpris de voir d'avantage de paires discordantes dans l'échantillon des répondants par téléphone puisque ces observations ne représentent que 35 % de l'échantillon. Nous nous assurons cependant que celles-ci peuvent être étudiées conjointement aux répondants par téléphone au regard de leur subjectivité vis-à-vis du risque dépendance en testant l'égalité des distributions du risque perçu et du risque subjectif sur les deux sous-échantillons¹⁴. Dans les deux cas, le test ne rejette pas l'hypothèse d'égalité des distributions. Nous ne pouvons pas non plus rejeter l'indépendance de la typologie construite et le mode de passation de l'enquête. Ce dernier ne déforme pas notre typologie du risque subjectif.

Nous estimons ensuite l'équation d'assurance sur chaque sous-échantillon et nous intéressons à l'effet de la typologie. Bien que les coefficients estimés soient proches et de l'ordre de l'estimation sur l'échantillon global, ils ne sont pas significatifs. Nous suspectons un problème de puissance dû à la décomposition en deux sous-échantillons de taille réduite. En effet, les écart-types estimés sont importants aux effets marginaux estimés et encore une fois très proches.

Dis moi ton mode de passation d'enquête, je te dirais qui tu es...

L'enquête Santé et protection sociale tire son échantillon parmi les bénéficiaires de l'assurance maladie. À partir des adresses des bénéficiaires, la société d'enquête cherche les numéros de téléphone. L'enquêteur se déplace au domicile des ménages non-joignables par téléphone. De plus, les bénéficiaires de la couverture maladie universelle, les répondants âgés d'au moins 70 ans et les familles nombreuses sont systématiquement interrogés en face-à-face. Les effets observés de la méthode d'enquête pourraient alors s'expliquer par la sélection de populations à risque

12. Le tableau 20 disponible en annexe à la page 35 résume ces résultats sur la perception du risque.

13. La typologie « Union » est obtenue en attribuant à chaque individu le risque subjectif calculé à partir sous-échantillon auquel il appartient ; la typologie est ensuite créée en considérant la distribution du risque subjectif sur tout l'échantillon.

14. Pour cela, nous mettons en œuvre le Wilcoxon rank-sum test qui permet de tester de manière non-paramétrique l'égalité de deux distributions à partir des rangs de leurs observations.

dans les interrogés en face-à-face. La répartition des différents motifs d'enquête en face-à-face¹⁵ est décrite dans le tableau 10.

Motif	Effectif	Parmi les enquêtés en face-à-face	Échantillon total
<i>CMU</i>	60	3,20 %	2,07 %
<i>70 ans et plus</i>	575	30,63 %	19,85 %
<i>Familles nombreuses</i>	45	2,40 %	1,55 %
<i>Les injoignables</i>	1 197	63,77 %	41,32 %
N		1 877	2 897

Tableau 10: Répartition des motifs d'enquête en face-à-face dans l'échantillon

Les personnes interrogées en face-à-face sont, semblerait-il, des individus dont les enquêteurs n'ont pas réussi à trouver les coordonnées téléphoniques. Exception faite de l'âge, les motifs d'entretien à domicile ne semblent pas pointer de population particulièrement à risque. Une proportion non négligeable est âgée de plus de 70 ans, âge auquel nombre de contrats d'assurance dépendance ne sont plus accessibles. L'âge est introduit en niveau et au carrée dans chacune de nos équations. L'effet de la méthode d'enquête ne devrait pas refléter la proximité accrue du risque dépendance sur ce sous-groupe. Nous en assurons en intégrant la variable décrivant les motifs d'entretien en face-à-face dans les équations de notre étude. Le tableau 11 présente les coefficients estimés du mode de passation de l'enquête sur chacune de nos équations avant et après l'introduction des motifs de face-à-face.

Coefficients estimés dans le modèle du risque perçu						
MÉTHODE D'ENQUÊTE (réf. : Téléphone)						
<i>Face-à-face</i>	-0,47***	-0,48***				
	(0,05)	(0,05)				
MOTIF (réf. : Les injoignables)						
<i>CMU</i>	-	0,02				
		(0,16)				
<i>70 ans ou plus</i>	-	0,11				
		(0,12)				
<i>Famille nombreuse</i>	-	-0,06				
		(0,20)				
Effets marginaux estimés dans le modèle d'assurance dépendance						
	Oui	Non	Non	Ne sait pas	Ne sait pas	
MÉTHODE D'ENQUÊTE (réf. : Téléphone)						
<i>Face-à-face</i>	-0,04**	-0,04**	0,25***	0,24***	-0,20***	-0,20***
	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
MOTIF (réf. : Les injoignables)						
<i>CMU</i>	-	-0,01	-	0,03	-	0,02
		(0,14)		(0,13)		(0,11)
<i>70 ans ou plus</i>	-	-0,02	-	0,07	-	-0,06
		(0,04)		(0,06)		(0,06)
<i>Famille nombreuse</i>	-	-0,06	-	0,13	-	-0,07
		(0,09)		(0,10)		(0,08)

Tableau 11: Effet du mode de passation de l'enquête avec ou sans l'introduction des motifs d'entretiens en face-à-face
 Note : *, **, *** : significativité à respectivement 10 %, 5 % et 1 %. Sous chaque coefficient/effet marginal, se trouve l'écart-type estimé correspondant entre parenthèses.

Aucun des motifs d'entretien en face-à-face n'impacte significativement nos deux variables expliquées bien que les effets estimés ne soient pas négligeables ; ceux-ci sont associés à d'importants écart-types. Rappelons, qu'à l'exception des personnes âgées de plus de 70 ans et des injoignables pris pour référence, les motifs de face-à-face ont des faibles effectifs qui expliquent ces grands écart-types. Cependant, l'introduction de ces trois caractéristiques

15. Cette information a été reconstruite à partir des variables : CMU, âge, type de ménage et nombre de personnes dans le ménage. Nous supposons que chaque famille composée d'au moins trois personnes à charges (enfant ou autre) était considérée comme une famille nombreuse.

ne suffit pas à éliminer l'effet du mode de passation de l'enquête. L'effet du mode de passation est peu sensible à l'introduction des motifs d'entretien à domicile tant concernant sa significativité que son amplitude.

Ces résultats invitent à questionner une dernière hypothèse quant à l'impact de la méthode d'enquête : l'effet de la méthode d'enquête pourrait être le fruit de l'interaction enquêteur-enquêté. En effet, l'entretien en face-à-face ayant lieu au domicile du répondant, plusieurs facteurs peuvent impacter les réponses au questionnaire. D'une part, le répondant serait plus sujet au biais de désirabilité sociale puisqu'il ne dispose pas de suffisamment de distance objectivante. La proximité directe avec l'enquêteur l'inciterait à se construire un portrait favorable sans que cela ne soit forcément conscient.

D'autre part, les enquêteurs ont la liberté de vérifier les informations collectées. Au domicile de l'enquêté, ils disposent donc de tous les documents (fiche de paie, bilans de santé, contrats d'assurance, ...) pour confirmer les réponses de celui-ci¹⁶. Cela explique d'ailleurs qu'une proportion plus faible d'individus déclare ne pas connaître sa couverture assurantielle en face-à-face plutôt qu'au téléphone (12,79 % contre 42,65 %). Le face-à-face peut aussi rendre plus aisée la détection d'incompréhension de concept (ici, la dépendance) ou de questions. L'introduction d'effets fixes enquêteurs permettrait d'étudier un tel phénomène mais la variable méthode d'enquête ne pourrait pas entrer dans le vecteur des régresseurs d'un tel modèle. Nous ne pourrions donc pas constater l'effet de cette spécification sur l'effet de la méthode d'enquête. Nous pourrions alors nous tourner vers un modèle hiérarchique où le niveau 1 serait l'enquêté et le niveau 2 serait l'enquêteur. Il serait alors possible d'étudier si les comportements des enquêtés sont influencés par leurs enquêteurs à l'aide de coefficients aléatoires. Nous avons choisi de ne pas mettre en œuvre cette estimation car de nombreux enquêteurs n'avaient interrogé qu'un seul enquêté.

5 Discussion et conclusion

Cette étude menée sur le volet dépendance de l'enquête ESPS permet 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. Ce premier résultat s'explique très certainement par un accès plus facile à l'information pour les enquêteurs en face à face.

Néanmoins, ce taux de non réponse, élevé au regard de ce qui est observé sur la couverture complémentaire santé¹⁷, 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 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).

16. Cet argument pourrait d'ailleurs expliquer que les différences significatives d'effets des facteurs de risque objectifs sur la perception du risque (voir tableau 20)

17. 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.

Au regard des déterminants de la souscription à une assurance dépendance, cette étude tend à confirmer les résultats obtenus dans l'enquête PATER/PATED au regard du faible pouvoir explicatif des caractéristiques socio-démographiques. 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. ».

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'étude croisée des croyances de survie et d'entrée en dépendance conforte ce résultat.

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 ; en particulier, notre variable d'assurance est dichotomique. Il n'est donc pas possible d'observer si la sur-estimation du risque dépendance conduit à souscrire à une assurance plus complète (qui inclurait la dépendance légère par exemple). Par ailleurs, il est 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 celui de cette étude.

6 Références

- ALZHEIMER, A. F. (2010). Étude socio-économique : prendre en soin les personnes atteintes de la maladie d'alzheimer : le reste à charge. 2
- ARRONDEL, L., MASSON, A. et VERGER, D. (2004). Les comportements de l'épargnant à l'égard du risque et du temps. *Economie et statistique*, 374(1):9–19. 4
- BÉRARD, A., FONTAINE, R., PLISSON, M. et ZERRAR, N. (2014). Perception du risque dépendance et couverture au sein de la population. *Fondation Médéric Alzheimer, rapport d'étude*, (6). 4, 5, 13, 14, 23
- CUTLER, D. M. (1993). Why doesn't the market fully insure long-term care ?

- DAVIN, B., PARAPONARIS, A. et VERGER, P. (2009). Entre famille et marché : déterminants et coûts monétaires de l'aide formelle et informelle reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire. *Management & Avenir*, (6):190–204. 2
- DUÉE, M. et REBILLARD, C. (2006). La dépendance des personnes âgées : une projection en 2040. *Données sociales-La société française*, 7. 15
- FONTAINE, R. et ZERRAR, N. (2013). Comment expliquer la faible disposition des individus à se couvrir face au risque dépendance ? une revue de la littérature. *Questions d'économie de la santé*, (188):1–8. 2
- 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. Rapport technique, Ministère des Solidarités et de la Cohésion sociale. 2
- FRIED, L. P., TANGEN, C. M., WALSTON, J., NEWMAN, A. B., HIRSCH, C., GOTTDIENER, J., SEEMAN, T., TRACY, R., KOP, W. J., BURKE, G. et MCBURNIE, M. A. (2001). Frailty in older adults evidence for a phenotype. *The Journals of Gerontology : Medical Sciences*, 56(3):M146–M157. 5
- GOURIEROUX, C., MONFORT, A., RENAULT, É. et TROGNON, A. (1985). Résidus généralisés résidus simulés et leur utilisation dans les modèles non linéaires. *Annales de l'insee*, pages 71–96. 9
- HOLBROOK, A. L., GREEN, M. C. et 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. 14
- JELEVA, M. (2005). Croyances de survie et choix de contrat d'assurance décès une étude empirique. 71(1). 1, 3, 8, 11, 23
- LEGAL, R. et PLISSON, M. (2008). Assurance dépendance, effets de sélection et antisélection. Rapport technique, Paris Dauphine University. 11, 14
- PLISSON, M. (2011). Pourquoi les français ne souscrivent pas davantage de contrats d'assurance dépendance ? *Scor Papers*, (15). 2
- 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*, (50). 1
- SIRVEN, N. (2013). Fragilité et prévention de la perte d'autonomie une approche en économie de la santé. *Questions d'économie de la santé*, (184):1–6. 5
- VILLATTE, M. (2003). Dépendance : la réponse des assureurs. *Risque, les cahiers de l'assurance*, (55):99–105. 22

A Annexes

A.1 Résultats d'estimation complets de logit multinomial expliquant la couverture assurantielle

		Avez-vous une assurance dépendance ?		
		Oui	Non	Ne sait pas
<hr/>				
ÂGE APRÈS 50 ANS				
	<i>en niveau</i>	-0,01*	0,02**	-0,01
		(0,01)	(0,01)	(0,01)
	<i>au carré</i>	0,001**	-0,001	<0,001
		(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
	<i>au cube</i>	-<0,001**	<0,001	<0,001
		(<0,01)	(<0,01)	(<0,01)
SEXE (réf. : Homme)				
	<i>Femme</i>	0,02	-0,01	-0,01
		(0,01)	(0,02)	(0,02)
TYPE DE MÉNAGE (réf. : Célibataire sans enfant)				
	<i>Célibataire avec enfant(s)</i>	-0,002	-0,02	0,02
		(0,04)	(0,05)	(0,04)
	<i>Couple sans enfant</i>	-0,01	0,05**	-0,04*
		(0,02)	(0,02)	(0,02)
	<i>Couple avec enfant(s)</i>	-0,005	-0,02	0,02
		(0,03)	(0,03)	(0,03)
	<i>Autre</i>	0,03	-0,09	0,06
		(0,05)	(0,06)	(0,05)
REVENU PAR UNITÉ DE CONSOMMATION (réf. : [0; 1 100])				
]1 100; 1 500]	0,01	-0,05*	0,04
		(0,02)	(0,03)	(0,03)
]1 500; 2 115]	-0,02	0,01	0,1
		(0,02)	(0,03)	(0,03)
]2 115; +[0,005	-0,06*	0,05*
		(0,02)	(0,03)	(0,03)
	<i>Non réponse</i>	-0,02	-0,05	0,07**
		(0,07)	(0,03)	(0,02)
TYPE DE COUVERTURE COMPLÉMENTAIRE (réf. : Privée)				
	<i>Publique (CMUc)</i>	-0,13	0,20***	-0,07
		(0,08)	(0,08)	(0,06)
	<i>Aucune</i>	-0,24**	0,27***	0,03
		(0,11)	(0,09)	(0,06)
STATUT D'OCCUPATION PROFESSIONNELLE (réf. : Actifs)				
	<i>Retraités</i>	-0,001	-0,02	0,02
		(0,03)	(0,03)	(0,03)
	<i>Chômeurs</i>	-0,07	0,09*	-0,03
		(0,05)	(0,05)	(0,04)
	<i>Autres inactifs</i>	-0,03	-0,01	0,04
		(0,04)	(0,04)	(0,03)
NIVEAU D'ÉDUCATION (réf. : Inférieur au secondaire)				
	<i>BEPC//CAP/CEP/BEP</i>	0,05*	-0,02	-0,03
		(0,03)	(0,03)	(0,03)
N				2 378
				<i>Suite à la page suivante</i>

<i>Suite du tableau</i>			
	Avez-vous une assurance dépendance ?		
	Oui	Non	Ne sait pas
<i>Bac</i>	0,03 (0,03)	0,004 (0,04)	-0,04 (0,03)
<i>Supérieur</i>	0,03 (0,03)	-0,03 (0,04)	-0,01 (0,04)
<i>Autre</i>	0,07 (0,05)	-0,06 (0,07)	-0,01 (0,06)
NOMBRE DE MALADIES CHRONIQUES			
<i>Nombre de maladies chroniques</i>	0,01** (0,01)	-0,01* (0,01)	0,002 (0,01)
<i>Non réponse</i>	-0,01 (0,05)	0,03 (0,06)	-0,02 (0,05)
SCORE DE FRAGILITÉ (réf. : Individus non-fragiles)			
<i>Modérée(1 ou 2)</i>	-0,03* (0,02)	-0,002 (0,02)	0,03* (0,02)
<i>Forte (3 à 5)</i>	-0,05 (0,05)	-0,02 (0,07)	0,07 (0,06)
<i>Fragilité inconnue</i>	-0,01 (0,02)	-0,05 (0,03)	0,05** (0,03)
SURPOIDS (réf. : Non)			
<i>Oui</i>	-0,01 (0,04)	0,04 (0,05)	-0,03 (0,05)
SYMPTÔMES DÉPRESSIFS			
<i>Échelle EURO-D moyen</i>	-0,001 (<0,01)	0,002 (<0,01)	-0,001 (<0,01)
<i>Non réponse</i>	-0,01 (0,02)	0,03 (0,03)	0,004 (0,03)
PARENT(S) DÉPENDANT(S) (réf. : Oui, actuellement)			
<i>Oui, dans le passé</i>	0,02 (0,02)	-0,03 (0,03)	0,01 (0,02)
<i>Non</i>	0,02 (0,02)	-0,03 (0,03)	0,01 (0,02)
ÉTAT DE SANTÉ AUTO-DÉCLARÉ (réf. : Très bon)			
<i>Bon</i>	-0,02 (0,02)	0,01 (0,03)	0,01 (0,03)
<i>Assez bon</i>	-0,04 (0,03)	0,02 (0,03)	0,01 (0,03)
<i>Mauvais</i>	-0,11** (0,14)	0,10* (0,05)	0,01 (0,05)
<i>Très mauvais</i>	-0,11 (0,12)	0,15 (0,14)	-0,04 (0,12)
<i>Non réponse</i>	0,01 (0,08)	0,04 (0,13)	-0,05 (0,12)
N	2 378		

Suite à la page suivante

<i>Suite du tableau</i>			
	Avez-vous une assurance dépendance ?		
	Oui	Non	Ne sait pas
PRÉFÉRENCES			
<i>Score de prévoyance moyen</i>	0,02** (<0,01)	-0,01 (<0,01)	-0,01 (<0,01)
<i>Score d'aversion moyen</i>	0,01 (<0,01)	-0,01 (<0,01)	-0,003 (<0,01)
<i>Prévoyance × aversion</i>	-0,002 (<0,01)	0,002 (<0,01)	-<0,001 (<0,01)
MÉTHODE D'ENQUÊTE (réf. : Téléphone)			
<i>Face-à-face</i>	-0,04** (0,02)	0,25*** (0,02)	-0,20*** (0,02)
TYPLOGIE (réf. : Les réalistes)			
<i>Les optimistes</i>	-0,04** (0,02)	0,04* (0,02)	-0,002 (0,02)
<i>Les pessimistes</i>	-0,02 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,01 (0,02)
N			2 378
Log-vraisemblance			-1 871,72
Pseudo-R ²			0,11

Tableau 12: Effets marginaux estimés dans le logit multinomial expliquant la possession d'une assurance dépendance

Note :*,**,*** : significativité à respectivement 10%,5% et 1%. Sous effet marginal, se trouve l'écart-type estimé correspondant entre parenthèses.

A.2 La certitude de devenir dépendant et la demande d'assurance dépendance

Un premier aperçu de la relation entre la couverture assurantielle et la certitude de devenir dépendant dans les trente prochaines années est permis par l'étude de la distribution de la couverture assurantielle sur les deux sous-échantillons (tableau 13).

	En %	
	Certains	Autres
Est certain d'être couvert par une assurance dépendance	11,03	13,19
Est certain de ne pas être couvert par une assurance dépendance	66,67	63,79
Ne connaît pas sa couverture	22,31	23,02
N	399	2 176
Probabilité critique du test du χ^2		0,42

Tableau 13: Couverture assurantielle selon la certitude d'être dépendant dans les trente prochaines années

Note : La première colonne donne la distribution de notre variable de couverture assurantielle parmi tous les individus déclarant un risque certain d'être dépendant dans les trente prochaines années. La deuxième colonne présente cette même variable parmi tous les individus ayant déclaré un risque perçu inférieur à certain.

Lecture : 11,03% des individus certains de devenir dépendant dans les trente prochaines années sont assurés avec certitude contre la perte d'autonomie.

Bien que les individus certains d'être dépendant dans les trente prochaines semblent moins enclins à être couverts avec certitude et plus souvent non-couverts avec certitude contre la perte d'autonomie que le reste de l'échantillon, l'analyse bivariée ne permet pas de conclure à une différence de comportement de couverture entre ces deux sous-échantillons.

Nous nous intéressons ensuite aux raisons de détention ou non d'un tel contrat assurantielle dans notre échantillon. Les individus certains de devenir dépendant sont-ils bien informés sur le risque ? Sont-ils exclus du marché ? En effet, si l'assurance dépendance est spontanément demandée par les assurés, les assureurs sélectionnent les individus qu'ils assurent à l'aide d'un questionnaire médical. Sans présumer de la chronologie entre un refus et la certitude de devenir dépendant, la plus grande proportion d'individus certain d'être non-couvert contre la dépendance lorsqu'ils sont surs d'être dépendant dans les trente prochaines années pourrait être la résultante d'un refus de l'assureur plutôt que d'une décision de l'assuré. Malheureusement, peu d'individus ont accepté de répondre aux questions sur les raisons de leur non-assurance ou le fait d'avoir été refusé par un assureur. Les échantillons d'études étant trop petits, nous ne pouvons pas inférer à partir de ceux-ci et ces derniers ne sont pas présentés dans cette annexe.

Une autre hypothèse que nous souhaitons tester est que lorsque l'occurrence d'un risque est certaine, il n'y a plus vraiment de risque ; le recours à l'assurance est sous-optimal. Si l'individu est certain de devenir dépendant, épargner chaque mois le montant de sa prime d'assurance peut aboutir à un meilleur financement de sa prise en charge dans un contexte de difficile mutualisation du risque (Cutler, 1993). L'individu peut choisir alors de s'auto-assurer et/ou de se reposer sur l'aide de son entourage. Le tableau 14 décrit les réponses des enquêtés sur la disponibilité d'aides familiales, aide financière ou non financière, selon que l'individu anticipe avec certitude ou non devenir dépendant dans les trente prochaines années.

	En %	
	Certains	Autres
AIDE FINANCIÈRE		
Oui, pour au moins une partie des dépenses	30,58	35,16
Oui, pour l'ensemble des dépenses	7,27	6,07
Non	50,13	42,92
Ne souhaite pas être aidé	9,02	12,04
Ne se prononce pas	3,01	3,81
Probabilité critique du test du χ^2	0,04	
AIDE NON-FINANCIÈRE		
Oui	57,89	67,37
Non	36,09	25,55
Ne souhaite pas être aidé	4,26	3,91
Ne se prononce pas	1,75	3,17
Probabilité critique du test du χ^2	<0,01	
N	399	2176

Tableau 14: Croyances sur la disponibilité d'aides familiales dans chaque sous-échantillon

Note : La première colonne décrit la distribution de la disponibilité d'aides familiales anticipée parmi tous les individus déclarant un risque certain d'être dépendant dans les trente prochaines années. La deuxième colonne présente ces mêmes variables parmi tous les individus ayant déclaré un risque perçu inférieur à certain.

Lecture : 30,58 % des individus certains de devenir dépendant dans les trente prochaines années pensent qu'ils seront aidés financièrement par leurs proches pour un financement partiel de leur prise en charge.

Nous observons que les individus certains de devenir dépendant dans les trente prochaines années comparés aux autres, anticipent plus souvent ne pas pouvoir compter sur l'aide de leur famille, qu'elle soit financière ou non. Cependant, ces différences semblent en réalité refléter des différences de niveaux de vie et de configuration familiale. En effet, les « certains » sont plus célibataires et lorsqu'ils sont en couple, ils ont moins souvent d'enfants. Ils ont aussi des revenus plus modestes¹⁸. Il reste cependant surprenant que ces individus ne recourent pas plus souvent

18. Résultats non présentés ici mais disponibles sur demande.

à une assurance dépendance. Nous introduisons donc une variable dichotomique indiquant la certitude de devenir dépendant dans nos régressions pour voir ce qu'il en est de l'association entre couverture assurantielle et certitude vis-à-vis du risque toutes choses égales par ailleurs. Nous vérifions aussi que l'effet de la typologie à l'égard du risque dépendance est insensible à l'introduction de cette variable.

Le tableau 15 compare les résultats présentés dans le corps de cette étude (colonne de gauche) à ceux obtenus en introduisant la variable indicatrice de la certitude de devenir dépendant dans les trente prochaines années (colonne de droite).

	Avez-vous une assurance dépendance ?			Avez-vous une assurance dépendance ?		
	Oui	Non	Ne sait pas	Oui	Non	Ne sait pas
TYPOLOGIE (réf. : Les réalistes)						
<i>Les optimistes</i>	-0,04** (0,02)	0,04* (0,02)	-0,002 (0,02)	-0,04** (0,02)	0,05** (0,02)	-0,003 (0,02)
<i>Les pessimistes</i>	-0,02 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,01 (0,02)	-0,01 (0,02)	0,02 (0,02)	-0,005 (0,02)
CERTAIN DE DEVENIR DÉPENDANT (réf. : Non)						
<i>Oui</i>				-0,04** (0,02)	0,25*** (0,02)	-0,20*** (0,02)

Tableau 15: Effets marginaux estimés dans le logit multinomial expliquant la couverture assurantielle avec ou sans l'introduction de la certitude de devenir dépendant dans les trente prochaines années.

Note :*,**,*** : significativité à respectivement 10 %,5 % et 1 %. Sous chaque effet marginal, se trouve l'écart-type estimé correspondant entre parenthèses.

L'introduction de la variable indiquant si l'individu perçoit un risque certain de devenir dépendant dans les trente prochaines années n'impacte pas l'effet de notre typologie bien que celle-ci revêt un fort pouvoir explicatif de la couverture assurantielle. Dans le même temps, l'effet des variables informant sur le revenus et la configuration familiale demeurent inchangés. Ces résultats confirmeraient l'hypothèse selon laquelle, dans ce contexte, il est préférable d'assurer soit même le financement de sa perte d'autonomie. En effet, ceux-ci sont moins souvent assurés avec certitude ou ignorants de leur couverture au profit de l'assertion « Non, je suis sur(e) » à contrainte de revenu et d'aidants informels disponibles donnés.

Si la certitude d'être dépendant dans les trente prochaines années n'impacte pas la couverture assurantielle, elle peut néanmoins être le signe d'une mauvaise perception de la perte d'autonomie. Nous exploitons les réponses aux questions relatives aux coûts anticipés par les répondants d'une prise en charge à domicile ou en institution (tableau 16) pour explorer cette hypothèse dans l'idée qu'une myopie concernant les coûts de la perte d'autonomie pourrait expliquer leurs comportements de couvertures assurantielles.

Sans présumer de la qualité des anticipations des coûts d'une prise en charge de la perte d'autonomie de chacun des sous-groupes, nous pouvons affirmer que la certitude de devenir dépendant dans les trente prochaines années n'est pas le reflet d'une méconnaissance accrue du risque dépendance, ou du moins du risque financier induit par la perte d'autonomie. En effet, qu'il s'agisse d'une prise en charge à domicile ou en institution, les individus certains de devenir dépendant dans les trente prochaines années ne se démarquent pas du reste de l'échantillon concernant l'évaluation du coût de la prise en charge.

Nous nous assurons cependant que la conservation de ces individus dans notre échantillon ne biaise pas nos échantillons. Pour cela, nous comparons nos résultats à ceux obtenus par l'exclusion des « certains » dans le tableau 17.

L'exclusion des individus certains de devenir dépendant dans les trente prochaines années confirme l'effet de

	En %	
	Certains	Autres
COÛT MENSUEL ANTICIPÉ À DOMICILE		
]−; 500[5,51	4,60
[500; 1 000[24,31	24,22
[1 000; 1 500[29,07	26,01
[1 500; 2 000[16,29	14,84
[2 000; 2 500[5,26	7,67
[2 500; 3 000[1,75	2,67
[3 000; +[2,26	2,90
<i>Ne serait pas</i>	15,54	17,10
Probabilité critique du test du χ^2	0,43	
COÛT MENSUEL ANTICIPÉ EN INSTITUTION		
]−; 1 000[3,51	3,31
[1 000; 1 500[10,03	8,82
[1 500; 2 000[27,57	28,63
[2 000; 2 500[34,59	31,02
[2 500; 3 000[12,28	12,55
[3 000; +[5,26	8,13
<i>Ne serait pas</i>	6,77	7,54
Probabilité critique du test du χ^2	0,43	
N	399	2 176

Tableau 16: Croyances sur les coûts de prises en charge à domicile et en institution déclarés par les répondants dans chaque sous-échantillon

Note : La première colonne décrit la distribution des coûts anticipés parmi tous les individus déclarant un risque certain d'être dépendant dans les trente prochaines années. La deuxième colonne présente ces mêmes variables parmi tous les individus ayant déclaré un risque perçu inférieur à certain.

Lecture : 5,51 % des individus certains de devenir dépendant dans les trente prochaines années pensent qu'une prise en charge à domicile coûte moins de 500 euros par mois.

TYPOLOGIE (réf. : Les réalistes)	« Certains » inclus			« Certains » exclus		
	Avez-vous une assurance dépendance ?					
	Oui	Non	Ne sait pas	Oui	Non	Ne sait pas
<i>Les optimistes</i>	-0,04** (0,02)	0,04* (0,02)	-0,002 (0,02)	-0,05*** (0,02)	0,05** (0,02)	0,001 (0,02)
<i>Les pessimistes</i>	-0,02 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,01 (0,02)	-0,03 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,001 (0,02)
N	2 378			2 075		

Tableau 17: Effets marginaux estimés dans le logit multinomial expliquant la couverture assurantielle selon que les individus certains de devenir dépendant dans les trente prochaines années aient été exclus de l'échantillon ou non.

Note :*,**,*** : significativité à respectivement 10%,5% et 1%. Sous chaque effet marginal, se trouve l'écart-type estimé correspondant entre parenthèses.

notre typologie. Ces effets demeurent inchangés bien qu'un peu accentués (± 1 point de probabilité). Ce résultat n'est pas étonnant puisque seule la sous-estimation du risque dépendance a un effet dans nos résultats. Il semblerait étonnant que ces individus sous-estiment leur risque bien qu'ils aient un comportement similaire aux « optimistes ». Précédemment, seuls les « certains » privilégiaient le non-recours à l'assurance dépendance. Ces faibles variations dans les effets estimés sont la résultante du fait que désormais les « optimistes » sont comparés à des individus dont le comportement différent davantage (après l'exclusion des « certains »).

A.3 Que sait-on de ceux qui ne connaissent pas leur couverture du risque ?

Dans cette étude du rôle de la perception du risque, il peut être troublant d'observer une si grande part d'individus ne connaissant pas leur couverture assurantielle. Dans cette section, nous explorons le profil de ceux qui semblent ignorer beaucoup de la perte d'autonomie à commencer par leur couverture assurantielle. Pour cela, nous estimons un modèle probit où nous expliquons le fait de connaître ou non sa couverture par l'ensemble des variables entrant dans notre analyse. Le tableau 18 présente les effets marginaux ainsi estimés.

		Ignorance de sa couverture
<hr/>		
ÂGE APRÈS 50 ANS		
	<i>en niveau</i>	-0,01*** (0,01)
	<i>au carré</i>	<0,001 (<0,001)
SEXE (réf : Homme)		
	<i>Femme</i>	-0,01 (0,02)
TYPE DE MÉNAGE (réf. : Célibataire sans enfant)		
	<i>Célibataire avec enfant(s)</i>	0,02 (0,04)
	<i>Couple sans enfant</i>	-0,04* (0,02)
	<i>Couple avec enfant(s)</i>	0,02 (0,03)
	<i>Autre</i>	0,05 (0,05)
REVENU PAR UNITÉ DE CONSOMMATION (réf. : [0; 1 100])		
]1 100; 1 500]	0,04 (0,03)
]1 500; 2 115]	0,01 (0,03)
]2 115; +[0,05 (0,03)
	<i>Non réponse</i>	0,07** (0,03)
TYPE DE COUVERTURE COMPLÉMENTAIRE (réf. : Privée)		
	<i>Publique (CMUc)</i>	-0,10* (0,05)
	<i>Aucune</i>	-0,09 (0,05)
STATUT D'OCCUPATION PROFESSIONNELLE (réf. : Actifs)		
	<i>Retraités</i>	0,017 (0,03)
	<i>Chômeurs</i>	-0,03 (0,04)
	<i>Autres inactifs</i>	0,04 (0,03)
NIVEAU D'ÉDUCATION (réf. : Inférieur au secondaire)		
	<i>BEPC//CAP/CEP/BEP</i>	-0,03 (0,03)
	<i>Bac</i>	-0,03
<hr/>		
	N	2 378
<hr/>		
<i>Suite à la page suivante</i>		

<i>Suite du tableau</i>	
Ignorance de sa couverture	
	(0,03)
<i>Supérieur</i>	0,004
	(0,03)
<i>Autre</i>	-0,01
	(0,06)
<hr/>	
NOMBRE DE MALADIES CHRONIQUES	
<i>Nombre de maladies chroniques</i>	0,001
	(0,01)
<i>Non réponse</i>	-0,02
	(0,05)
SCORE DE FRAGILITÉ (réf. : Individus non-fragiles)	
<i>Modérée(1 ou 2)</i>	0,03*
	(0,02)
<i>Forte (3 à 5)</i>	0,07
	(0,06)
<i>Fragilité inconnue</i>	0,05
	(0,03)
SURPOIDS (réf. : Non)	
<i>Oui</i>	-0,03
	(0,04)
SYMPTÔMES DÉPRESSIFS	
<i>Échelle EURO-D moyen</i>	-0,001
	(<0,01)
<i>Non réponse</i>	0,01
	(0,03)
PARENT(S) DÉPENDANT(S) (réf. : Oui, actuellement)	
<i>Oui, dans le passé</i>	-0,01
	(0,02)
<i>Non</i>	0,01
	(0,02)
ÉTAT DE SANTÉ AUTO-DÉCLARÉ (réf. : Très bon)	
<i>Bon</i>	0,01
	(0,03)
<i>Assez bon</i>	0,02
	(0,03)
<i>Mauvais</i>	0,001
	(0,05)
<i>Très mauvais</i>	-0,05
	(0,11)
<i>Non réponse</i>	-0,05
	(0,11)
<hr/>	
PRÉFÉRENCES	
<i>score de prévoyance moyen</i>	-0,01
	(0,01)
<i>score d'aversion moyen</i>	-0,003
	(0,008)
<i>prévoyance × aversion</i>	<0,0001
	(0,001)
<hr/>	
MÉTHODE D'ENQUÊTE (réf. : Téléphone)	
<i>Face-à-face</i>	-0,21***
N	2 378
<hr/>	
<i>Suite à la page suivante</i>	

		<i>Suite du tableau</i>
		Ignorance de sa couverture
		(0,02)
TYPOLOGIE (réf. : Les réalistes)		
<i>Les optimistes</i>		-0,003 (0,02)
<i>Les pessimistes</i>		-0,008 (0,02)
N		2 378
Log-vraisemblance		-1 871,72
Pseudo-R ²		0,11

Tableau 18: Effets marginaux estimés dans le logit multinomial expliquant la possession d'une assurance dépendance

Note :*,**,*** : significativité à respectivement 10%,5% et 1%. Sous l'effet marginal, se trouve l'écart-type estimé correspondant entre parenthèses.

Les résultats d'estimation du probit expliquant l'ignorance de sa couverture assurantielle ne permettent pas de dégager un profil net des individus concernés. Les facteurs explicatifs de l'ignorance de la couverture assurantielle ont les mêmes effets que dans le logit multinomial estimé dans notre étude en raison de l'hypothèse des alternatives non-pertinentes imposées par le modèle logit multinomial utilisé dans notre étude. Peu des variables mobilisées dans notre étude impactent cette variable. Nous ne sommes pas surpris de découvrir que ces individus sont en moyenne plus jeunes et n'ont pas d'enfants bien qu'ils soient en couple. Ces deux caractéristiques font que la pression du risque dépendance est moindre puisque le résultat est plus lointain et qu'aucun descendant ne souffrira des coûts induits par la prise en charge d'un parent dépendant (financiers et temps d'aide). Ils sont aussi moins souvent couverts par la couverture publique concernant leurs dépenses de santé. Cela pourrait se traduire par la sur-estimation des dépenses couvertes par les complémentaires santé classiques. Enfin, ces individus ont plus souvent été interrogés par téléphone. Ce dernier point pourrait refléter le fait que l'enquêteur, à domicile, a à sa disposition les contrats d'assurance de l'enquêté et peut donc vérifier le statut assurantiel de celui-ci.

Cependant, nous pouvons nous inquiéter d'apprendre que ces individus sont plus souvent atteints d'une fragilité modérée puisque la fragilité est un facteur prédictif de la perte d'autonomie. Par ailleurs, ces individus ont souvent choisi de ne pas renseigner leurs revenus. Nous comparons donc les résultats présentés dans notre étude à ceux obtenus après exclusion de ceux qui ne connaissent pas leur couverture (tableau 19).

	« Ne sait pas » inclus			« Ne sait pas » exclus
	Avez-vous une assurance dépendance ?			
	Oui	Non	Ne sait pas	Oui
TYPOLOGIE (réf. : Les réalistes)				
<i>Les optimistes</i>	-0,04** (0,02)	0,04* (0,02)	-0,002 (0,02)	-0,04* (0,02)
<i>Les pessimistes</i>	-0,02 (0,02)	0,03 (0,02)	-0,01 (0,02)	-0,02 (0,02)
N		2 378		1 832

Tableau 19: Effets marginaux estimés de la typologie dans le logit multinomial expliquant la couverture assurantielle selon que les individus ignorant leur couverture aient été exclus de l'échantillon ou non.

Note :*,**,*** : significativité à respectivement 10%,5% et 1%. Sous chaque effet marginal, se trouve l'écart-type estimé correspondant entre parenthèses.

Nous vérifions ici que l'effet de notre méthodologie d'enquête n'est pas affecté par l'exclusion des individus ne connaissant pas leur couverture assurantielle. L'effet observé sur « les optimistes » est désormais à peine significatif à 10 %. Cela s'explique par la perte de 538 observations et donc une perte de puissance induite par cette exclusion.

A.4 L'effet de la méthodologie d'enquête

A.5 Étude du risque perçu sur les sous-échantillons formés par la méthode d'enquête

Mode de passation	Risque perçu d'entrer en dépendance à 30 ans		
	Téléphone	Face-à-face	Différence
ÂGE APRÈS 50 ANS			
<i>en niveau</i>	0,12*** (0,03)	0,05*** (0,01)	0,07** (0,03)
<i>au carré</i>	-0,004 *** (<0,01)	<0,001 (<0,01)	-0,004** (<0,01)
SEXE (réf : Homme)			
<i>Femme</i>	-0,22*** (0,07)	-0,01 (0,06)	-0,21** (0,09)
NOMBRE DE MALADIES CHRONIQUES			
<i>Nombre de maladies chroniques</i>	0,10*** (0,03)	0,01 (0,02)	0,04** (0,04)
<i>Non réponse</i>	0,58*** (0,21)	0,13 (0,17)	0,45 * (0,27)
SCORE DE FRAGILITÉ (réf. : Individus non-fragiles)			
<i>Modérée(1 ou 2)</i>	0,05 (0,08)	0,10 (0,06)	-0,05 (0,10)
<i>Forte (3 à 5)</i>	1,15 (0,70)	-0,08 (0,15)	1,23 (0,71)
<i>Fragilité inconnue</i>	-0,17 (0,14)	-0,11 (0,09)	-0,06 (0,17)
SURPOIDS (réf. : Non)			
<i>Oui</i>	0,01 (0,23)	0,29** (0,13)	-0,28 (0,27)
SYMPTÔMES DÉPRESSIFS			
<i>Échelle EURO-D</i>	0,03*** (0,01)	0,02** (0,01)	0,01 (0,01)
<i>Non réponse</i>	0,16 (0,14)	0,09 (0,10)	0,07 (0,17)
PARENT(S) DÉPENDANT(S) (réf. : Oui, actuellement)			
<i>Oui, dans le passé</i>	-0,10 (0,11)	0,03 (0,09)	-0,13 (0,14)
<i>Non</i>	-0,33*** (0,09)	-0,30*** (0,09)	-0,04 (0,13)
ÉTAT DE SANTÉ AUTO-DÉCLARÉ (réf. : Très bon)			
<i>Bon</i>	0,23** (0,10)	0,32*** (0,10)	-0,09 (0,15)
<i>Assez bon</i>	0,38*** (0,13)	0,47*** (0,11)	-0,08 (0,17)
<i>Mauvais</i>	0,64*** (0,26)	0,82*** (0,15)	-0,18 (0,30)
<i>Très mauvais</i>	4,04 (129,97)	1,42*** (0,29)	2,62 (129,97)
<i>Non réponse</i>	1,11 (0,82)	0,45 (0,31)	0,65 (0,87)

Suite à la page suivante

		<i>Suite du tableau</i>		
Mode de passation		Risque perçu d'entrer en dépendance à 30 ans		
		Téléphone	Face-à-face	Différence
CONSTANTES				
	<i>c1</i>	-1,14 [-1, 47; -0, 82]	-0,60 [-0, 89; -0, 31]	-0,55 [-0, 98; -0, 11]
	<i>c2</i>	-0,31 [-0, 61; 0, 003]	0,13 [-0, 15; 0, 42]	-0,44 [-0, 86; -0, 02]
	<i>c3</i>	0,76 [0, 45; 1, 08]	1,02 [0, 73; 1, 31]	-0,25 [-0, 68; 0, 17]
	<i>c4</i>	1,45 [1, 13; 1, 76]	1,68 [1, 39; 1, 97]	-0,23 [-0, 67; 0, 20]
	<i>c5</i>	1,81 [1, 49; 2, 13]	2,28 [1, 988; 2, 58]	-0,46 [-0, 90; -0, 02]
	N	865	1 513	
	Log-vraisemblance	-1 327,78	-2 432,11	
	Pseudo-R ²	0,06	0,05	

Tableau 20: Déterminants du risque perçu sur les sous-échantillons formés par le mode de passation de l'enquête
Note :***, **, * : significativité statistique à respectivement 1 %, 5 % et 10 %. Les deux premières colonnes donnent les coefficients estimés dans chaque sous-échantillons. La dernière colonne donne l'estimation de la différence. Chaque estimation est suivie de son écart-type entre parenthèses.

A.6 Résultats complets de l'estimation du logit multinomial expliquant la couverture assurantielle en incluant la concordance entre les typologies de croyances

		TABLEAU 21 - Résultats d'estimation		
		Avez-vous une assurance dépendance ?		
		Oui	Non	Ne sait pas
ÂGE APRÈS 50 ANS				
	<i>en niveau</i>	-0,02** (0,01)	0,02** (0,01)	-0,01 (0,01)
	<i>au carré</i>	0,002** (<0,01)	-0,001 (<0,01)	<0,001 (<0,01)
	<i>au cube</i>	<-0,001** (<0,01)	<0,001 (<0,01)	<0,001 (<0,01)
SEXE (réf : Homme)				
	<i>Femme</i>	0,02 (0,02)	-0,01 (0,02)	-0,01 (0,02)
TYPE DE MÉNAGE (réf. : Célibataire sans enfant)				
	<i>Célibataire avec enfant(s)</i>	0,002 (0,04)	-0,03 (0,05)	0,03 (0,04)
	<i>Couple sans enfant</i>	-0,01 (0,02)	0,06** (0,03)	-0,04** (0,02)
	<i>Couple avec enfant(s)</i>	-0,02 (0,03)	0,001 (0,03)	0,01 (0,03)
	<i>Autre</i>	0,04 (0,05)	-0,06 (0,07)	0,03 (0,06)
REVENU PAR UNITÉ DE CONSOMMATION (réf. : [0; 1 100])				
]1 100; 1 500]	0,04 (0,02)	-0,05* (0,03)	0,03 (0,03)
]1 500; 2 115]	-0,02 (0,02)	0,01 (0,03)	0,002 (0,03)
]2 115; +[0,01	-0,06*	0,05*
	N			2 378

Suite à la page suivante

<i>Suite du tableau</i>			
	Avez-vous une assurance dépendance ?		
	Oui	Non	Ne sait pas
	(0,02)	(0,03)	(0,03)
<i>Non réponse</i>	-0,01 (0,03)	-0,05 (0,04)	0,07** (0,03)
TYPE DE COUVERTURE COMPLÉMENTAIRE (réf. : Privée)			
<i>Publique (CMUc)</i>	-0,12 (0,08)	0,26*** (0,08)	-0,14*** (0,07)
<i>Aucune</i>	-0,24** (0,11)	0,28*** (0,09)	-0,03 (0,06)
STATUT D'OCCUPATION PROFESSIONNELLE (réf. : Actifs)			
<i>Retraités</i>	-0,01 (0,03)	-0,03 (0,04)	0,02 (0,03)
<i>Chômeurs</i>	-0,06 (0,05)	0,08 (0,05)	-0,02 (0,04)
<i>Autres inactifs</i>	-0,03 (0,04)	-0,03 (0,04)	0,05 (0,04)
NIVEAU D'ÉDUCATION (réf. : Inférieur au secondaire)			
<i>BEPC//CAP/CEP/BEP</i>	0,05* (0,03)	-0,02 (0,03)	-0,03 (0,03)
<i>Bac</i>	0,04 (0,03)	-0,01 (0,04)	-0,03 (0,04)
<i>Supérieur</i>	0,04 (0,03)	-0,04 (0,04)	-0,01 (0,04)
<i>Autre</i>	0,10* (0,06)	-0,09 (0,08)	-0,01 (0,07)
NOMBRE DE MALADIES CHRONIQUES			
<i>Nombre de maladies chroniques</i>	0,01** (0,01)	-0,02** (0,01)	0,004 (0,01)
<i>Non réponse</i>	-0,03 (0,05)	0,05 (0,06)	-0,01 (0,05)
SCORE DE FRAGILITÉ (réf. : Individus non-fragiles)			
<i>Modérée(1 ou 2)</i>	-0,03* (0,02)	-0,001 (0,02)	0,03 (0,02)
<i>Forte (3 à 5)</i>	-0,03 (0,05)	-0,03 (0,07)	0,06 (0,06)
<i>Fragilité inconnue</i>	-0,01 (0,02)	-0,05 (0,03)	0,05** (0,03)
SURPOIDS (réf. : Non)			
<i>Oui</i>	-0,02 (0,04)	0,05 (0,05)	-0,03 (0,05)
SYMPTÔMES DÉPRESSIFS			
<i>Échelle EURO-D moyen</i>	-0,001 (<0,01)	<0,001 (<0,01)	0,001 (<0,01)
<i>Non réponse</i>	-<0,001 (0,03)	-0,02 (0,04)	0,02 (0,03)
PARENT(S) DÉPENDANT(S) (réf. : Oui, actuellement)			
<i>Oui, dans le passé</i>	0,03 (0,02)	-0,02 (0,03)	-0,01 (0,03)
<i>Non</i>	0,02 (0,02)	-0,03 (0,03)	0,02 (0,02)
ÉTAT DE SANTÉ AUTO-DÉCLARÉ (réf. : Très bon)			
<i>Bon</i>	-0,01 (0,02)	0,01 (0,03)	0,002 (0,03)
<i>Assez bon</i>	-0,03 (0,03)	0,02 (0,04)	0,02 (0,03)
N			2 378

Suite à la page suivante

<i>Suite du tableau</i>			
	Avez-vous une assurance dépendance ?		
	Oui	Non	Ne sait pas
<i>Mauvais</i>	-0,11** (0,05)	0,11* (0,06)	0,001 (0,05)
<i>Très mauvais</i>	-0,11 (80,67)	0,15 (58,46)	-0,04 (22,21)
<i>Non réponse</i>	0,01 (0,08)	-0,01 (0,13)	-0,002 (0,12)
PRÉFÉRENCES			
<i>Score de prévoyance moyen</i>	0,02* (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)
<i>Score d'aversion moyen</i>	0,01 (0,01)	-0,01 (0,01)	-0,002 (0,01)
<i>Prévoyance × aversion</i>	-0,001 (<0,01)	0,002 (<0,01)	-<0,001 (<0,01)
MÉTHODE D'ENQUÊTE (réf. : Téléphone)			
<i>Face-à-face</i>	-0,05** (0,02)	0,25*** (0,02)	-0,20*** (0,02)
TYPOLOGIE (réf. : Les réalistes)			
<i>Les optimistes</i>	-0,03* (0,02)	0,02 (0,02)	0,01 (0,02)
<i>Les pessimistes</i>	-0,01 (0,02)	0,01 (0,02)	0,002 (0,02)
CONCORDANCE DES DEUX TYPOLOGIES (réf. : Non)			
Oui	0,04** (0,02)	-0,05** (0,02)	0,01 (0,02)
N			2 249
Log-vraisemblance			-1 761,22
Pseudo-R ²			0,12

Tableau 21: Effets marginaux estimés dans le logit multinomial expliquant la possession d'une assurance dépendance en incluant la concordance entre les typologies de croyance

Note :*, **, *** : significativité à respectivement 10%, 5% et 1%. Sous chaque coefficient, se trouve l'écart-type estimé correspondant entre parenthèses.