



HAL
open science

Perception du risque dépendance et demande d'assurance : une analyse à partir de l'enquête PATER

Roméo Fontaine, Manuel Plisson, Jérôme Wittwer, Nina Zerrar

► To cite this version:

Roméo Fontaine, Manuel Plisson, Jérôme Wittwer, Nina Zerrar. Perception du risque dépendance et demande d'assurance : une analyse à partir de l'enquête PATER. 34ème Journée des Economistes de la Santé Français (JESF), Dec 2012, Reims, France. hal-01686603

HAL Id: hal-01686603

<https://hal.science/hal-01686603v1>

Submitted on 17 Jan 2018

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

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

Perception du risque dépendance et demande d'assurance : une analyse à partir de l'enquête PATER

Roméo Fontaine ^{(1) (2) (3)}, Manuel Plisson ⁽⁴⁾, Jérôme Wittwer ^{(4) (5)} et Nina Zerrar ^{(2) (4)}

⁽¹⁾ *LEG, Université de Bourgogne*

⁽²⁾ *Fondation Médéric Alzheimer*

⁽³⁾ *Institut de recherche et de documentation en économie de la santé (IRDES)*

⁽⁴⁾ *LEDa-LEGOS, Université Paris-Dauphine*

⁽⁵⁾ *Université Bordeaux Segalen, ISPED*

Novembre 2012, présenté aux JESF 2012

Résumé :

Dans la littérature économique, de nombreux travaux tentent d'expliquer pourquoi les individus s'assurent aussi peu contre la dépendance mais très peu d'études empiriques permettent de tester les différents mécanismes limitant la demande de couverture. Les travaux empiriques existants sont généralement menés sur données américaines. Dans cet article nous mettons à profit des données françaises issues de l'enquête PATER qui étudie les comportements d'épargne et de couverture face au risque dépendance des ménages. Cet article vise à enrichir la littérature existante en étudiant empiriquement le rôle de la perception du risque dans la décision de se couvrir contre le risque dépendance et en se fondant sur l'observation directe des préférences individuelles (aversion pour le risque et préférence pour le présent) que permet par l'enquête PATER. Les estimations économétriques menées conduisent à mettre en évidence, outre l'effet des caractéristiques sociodémographiques, le rôle des préférences à l'égard du risque et du temps dans les comportements de couverture. La préférence pour le présent aurait un rôle important dans la perception du risque dépendance tandis que l'aversion au risque expliquerait le fait de souscrire une assurance dépendance parmi ceux envisageant la possibilité d'être un jour dans une situation de dépendance.

* Nous remercions Luc Arrondel, André Masson et les membres de la Fondation Médéric Alzheimer pour leurs commentaires et suggestions sur une précédente version de cet article.

1. Introduction

La question de l'organisation et du financement de la prise en charge des personnes âgées dépendantes est inscrite dans l'agenda politique français depuis maintenant plusieurs années. Durant le premier semestre 2011, un débat national préalable à une réforme du système de protection sociale était organisé afin de mieux cerner les enjeux entourant la prise en charge du grand âge. Le débat a incontestablement permis d'enrichir l'analyse du système actuel de prise en charge, des difficultés auxquelles l'exposent les évolutions démographiques et des pistes de réformes envisageables.

Des trois producteurs ou financeurs de soins de longue durée traditionnellement identifiés, i.e. la famille, l'Etat et le marché, l'entourage familial apparaît aujourd'hui comme la clé de voute du système de prise en charge. Selon l'enquête Handicap-Santé auprès des aidants informels, on estimait en 2008 à 4,3 millions le nombre d'individus aidant régulièrement un proche âgé de 60 ans ou plus à domicile en raison d'un problème de santé ou d'un handicap. En volume horaire, l'implication de la famille serait 2 à 5 fois plus importante que l'implication des professionnels (Petite et Weber, 2006). Comme l'illustrent les essais de valorisation monétaire, cette production domestique mobilise d'ores et déjà d'importantes ressources, souvent sous-estimées dans les débats publics car difficilement observables (cf. Davin *et al.*, 2009 pour un essai de valorisation). D'ores et déjà en première ligne dans la production de soins de longue durée, les familles connaissent par ailleurs d'importantes évolutions sociodémographiques questionnant nécessairement la capacité des solidarités privées à répondre aux besoins croissants de prise en charge induits par le vieillissement de la population.

Les coûts strictement financiers associés à la prise en charge de la dépendance apparaissent aujourd'hui largement sociabilisés. Evalué à 24 milliards d'euros en 2010, soit 1,4 % du PIB français, l'effort public en faveur des personnes âgées dépendantes représentait, suivant les conventions de périmètre retenues, entre 68 et 77% du coût financier global de la prise en charge des personnes âgées dépendantes. L'étude des restes à charge et de leur distribution par niveau de vie et niveau d'incapacité ont permis de pointer un certain nombre de réformes nécessaires, touchant par exemple les critères d'éligibilités et les plafonds de l'APA ou encore la possibilité d'instaurer une récupération partielle sur succession. Néanmoins, au regard des contraintes pesant sur les finances publiques, il semble difficile d'envisager une couverture publique du risque dépendance plus large que celle existant actuellement.

L'aide publique étant insuffisante par rapport au coût de la prise en charge, le marché de l'assurance dépendance peut être amené à jouer un rôle complémentaire. A l'heure actuelle, le développement du marché de l'assurance dépendance apparaît néanmoins relativement limité au regard du risque financier induit par l'entrée en dépendance. Au niveau individuel, la dépendance peut représenter un coût financier très important. Le coût moyen de la dépendance en institution oscille entre 2 200 € et 2 900 € selon les zones géographiques (Rosso-Debord, 2010). L'aide à domicile représente un coût moyen de 1 800 € par mois en

2010 (Ennuyer, 2006)¹. Malgré ce constat, seuls 3 millions de personnes seraient couvertes en France par un produit d'assurance dépendance (Plisson, 2011). Le taux d'individus couverts par un produit d'assurance dépendance se limiterait donc à 8% de la population âgée de 40 ans ou plus.

Notre projet de recherche s'inscrit dans les réflexions questionnant le rôle que pourrait jouer à l'avenir le marché de l'assurance privée dans la couverture du risque dépendance. Faire reposer une partie de la prise en charge sur un système assurantiel privé nécessite de s'interroger sur la demande de couverture et en particulier sur la perception qu'ont les individus du risque d'avoir besoin d'aide dans la réalisation des activités de la vie quotidienne lorsqu'ils seront âgés et sur les stratégies qu'ils mettent en œuvre pour anticiper ce risque : est-ce un risque que les individus anticipent et évaluent ? Adoptent-ils spontanément des comportements de couverture spécifique ?

L'originalité du projet est double. Elle tient d'abord à l'étude empirique du rôle de la perception du risque dans la décision de se couvrir contre le risque dépendance. Elle est ensuite fondée sur l'observation directe des préférences individuelles : aversion pour le risque et préférences pour le présent. Ces nouvelles perspectives de recherche sont autorisées par l'exploitation des données inédites de l'enquête PATER sur le risque dépendance.

La suite de l'article est organisée de la manière suivante. La Section 2 présente une revue de la littérature permettant de mettre en avant les mécanismes pouvant expliquer la faible disposition des individus à souscrire à une assurance dépendance. La Section 3 présente les données de l'enquête PATER utilisées dans cette étude. La Section 4 présente le cadre d'analyse théorique et l'approche empirique retenus tandis que la Section 5 présente la méthodologie retenue pour évaluer empiriquement la préférence pour le présent et l'aversion des individus. La Section 6 présente les résultats et la Section 7 conclue.

2. Revue de littérature

Dans la littérature économique, de nombreux travaux tentent d'expliquer pourquoi les individus s'assurent aussi peu contre la dépendance. Les explications peuvent être regroupées en trois catégories. Le premier type d'explications repose sur l'irrationalité des individus face au risque dépendance. Une autre explication consiste à considérer que la fonction d'utilité des individus diffère selon leur état de santé (dépendant/non dépendant). La troisième explication est l'existence de substituts à l'assurance dépendance.

Connaissance limitée des produits financiers ou irrationalité des individus

Lusardi et Mitchell (2007a) ont remarqué que le niveau de connaissances en finance était très faible chez de nombreux individus. Ils constatent qu'une grande partie de la population étudiée, provenant de pays industrialisés, est incapable de réaliser des calculs financiers simples et ne dispose que d'une faible connaissance des produits financiers courants. A l'aide

¹ Ces montants sont à comparer avec le montant moyen des retraites qui s'élève à 1 588 € pour les hommes et à 1 102 € pour les femmes et au montant mensuel moyen de l'allocation personnalisée d'autonomie qui est de 409 euros.

du Recensement Santé et Retraite réalisé en 2004 aux Etats-Unis, ils observent par exemple que parmi ceux qui étaient capables de faire correctement un calcul de pourcentage ou une division, seulement 18% ont su calculer un intérêt composé sur 2 ans.

[Lusardi et Mitchell \(2007b\)](#) ont également observé que disposer de connaissances en finance avait un impact important sur la planification de la retraite. Ce travail reprend les idées de [Bernheim \(1998\)](#) qui suggérait que le niveau de connaissance en finance de la majorité des ménages était trop faible pour prendre les bonnes décisions en matière d'épargne.

Ce type d'explication met en avant la faible rationalité des individus face au risque dépendance. Or comme il n'existe pas à notre connaissance de recherche sur les comportements dans le domaine de l'assurance dépendance de long terme, il est a priori impossible de connaître l'effet d'une rationalité limitée sur la demande d'assurance. Ce dernier pourrait être positif comme négatif.

Utilité fonction de l'état de dépendance

Quand la fonction d'utilité est identique au cours du temps, un individu retire la même utilité du revenu peu importe la période. Dans ce cas-là, les produits d'assurance sont bénéfiques puisqu'ils permettent de lisser les revenus entre les périodes. Cependant, si un individu retire davantage d'utilité du revenu en état de non dépendance qu'en état de dépendance alors ce dernier ne verra pas l'intérêt d'un produit financier permettant de transférer de la richesse de la période non-dépendant vers la période dépendant. Ceci correspond au fait que l'utilité marginale croisée entre le revenu et la santé soit positive. Ce phénomène qui consiste à n'accorder qu'une faible valeur aux pertes financières associées à l'entrée en dépendance pourrait limiter la demande d'assurance dépendance ([Assous et Mahieu, 2002](#) ; [Finkelstein et al., 2009](#) ; [Bien et al., 2012](#)).

Existence de substituts à l'assurance dépendance

L'existence d'une assurance implicite fournie par l'entourage peut évincer la demande de couverture adressée au marché. La présence du conjoint exerce de ce point de vue deux effets potentiellement opposés sur la demande d'assurance. D'un côté les dépenses de dépendance peuvent appauvrir le conjoint et notamment diminuer le patrimoine dont celui-ci héritera. Dans ces conditions, un individu altruiste devrait s'assurer pour protéger son conjoint. Cela est surtout vrai lorsque l'assuré est un homme dans la mesure où en moyenne ils vivent moins longtemps que les femmes. D'un autre côté, une personne mariée a une probabilité moindre de rentrer en établissement de soins, car son conjoint peut s'occuper d'elle ([Sloan, Hoerger & Picone 2000](#)). L'aide du conjoint permet donc de diminuer le risque financier supporté par l'individu. Il est donc moins incité à s'assurer. La présence d'enfants exerce les mêmes effets contraires que celle du conjoint. Soit le parent compte sur ses enfants pour s'occuper de lui en cas de dépendance et donc diminuer le coût de sa prise en charge professionnelle, soit le parent peut décider de s'assurer afin d'éviter à ses enfants de le prendre en charge. On peut également envisager des comportements d'aléa moral intergénérationnel ([Zweifel et Struwe, 1998](#)). Dans ce cas les enfants s'occupent moins de leurs parents lorsque ceux-ci sont couverts contre le risque dépendance. Les parents peuvent alors décider de ne pas s'assurer afin d'inciter leurs enfants à s'occuper d'eux en cas de dépendance. Cependant, les seules estimations connues sur données françaises ne valident pas cette théorie ([Courbage et Roudaut, 2008](#)).

A ce jour, faute de données d'enquête, très peu d'études empiriques permettent de tester ces différents mécanismes limitant la demande de couverture. Les travaux empiriques existants sont généralement menés sur données américaines. A notre connaissance, seuls [Courbage et Roudaut \(2008\)](#) et [Plisson et Legal \(2011\)](#) étudient les comportements de couverture sur données françaises. Face à ce constat, ce projet de recherche vise à enrichir la littérature existante en identifiant empiriquement, dans le cas français, les principaux mécanismes structurant les comportements de couverture face au risque dépendance.

3. Données : Préférences et patrimoine face au temps et au risque (PATER, 2011)

Nous proposons ici d'étudier les comportements de couverture face au risque dépendance à partir de l'enquête Préférences et patrimoine face au temps et au risque (PATER). Portée par Luc Arrondel (CNRS, PSE) et André Masson (CNRS, PSE) depuis 2002, l'enquête PATER est une enquête en population générale, représentative des personnes de 18 ans ou plus résidant sur le territoire français.

Son principal objectif est d'étudier les comportements patrimoniaux au regard les caractéristiques sociodémographiques et économiques traditionnelles des individus mais aussi et surtout des préférences individuelles face au risque et au temps. Pour cela, l'enquête propose de nombreuses questions permettant d'évaluer les deux composantes essentielles des préférences guidant les comportements patrimoniaux : l'aversion au risque et le taux de dépréciation du futur ([Arrondel et al., 2004](#)).

En 2011, la Fondation Médéric Alzheimer s'est associé au projet afin d'intégrer à l'enquête un module spécifiquement dédié aux comportements de couverture face au risque dépendance, les enquêtés étant interrogés sur leur perception du risque dépendance, sur les comportements de couverture adoptés ou encore sur les raisons les incitant à ne pas se prémunir contre ce risque. Cette enquête permet ainsi d'étudier les stratégies de couverture au regard des préférences des agents (aversion au risque, préférence pour le présent) et du contexte dans lequel elles s'inscrivent (patrimoine, revenu, configurations familiales etc.).

L'échantillon initial comporte près de 3600 observations. Après exclusion des individus de moins de 40 ans et de ceux déclarant être atteint d'une perte d'autonomie physique ou cognitive, l'échantillon mobilisé dans notre analyse comporte 1 999 observations.

L'analyse de la perception du risque dépendance et de la demande d'assurance dépendance sera effectuée grâce à deux questions du module dépendance. La première permet d'identifier les individus ayant envisagé la possibilité d'être un jour dans une situation de dépendance : (question E29) "*Vous-même, avez-vous envisagé qu'un jour vous pourriez être dépendant(e) ?*". Le tableau 1 présente la distribution des individus selon les 5 modalités de réponses proposées.

**Tableau 1 : Modalités de réponse à la question E29 et distribution des individus
« Vous-même, avez-vous envisagé qu'un jour vous pourriez être dépendant(e) ? »**

	Effectifs (Fréquence)
(1) Oui, je l'ai envisagé et j'ai pris des dispositions pour faire face à cette situation	204 (10,2%)
(2) Oui, je l'ai envisagé mais je n'ai pas encore pris de dispositions	789 (39,5%)
(3) Oui, je l'ai envisagé et je n'ai pas l'intention de prendre des dispositions	173 (8,6%)
(4) Non, je n'ai pas envisagé que je pourrai être dépendant	539 (27,0%)
(5) Non, je ne souhaite pas en parler	294 (14,7%)

La seconde question permet d'identifier parmi les individus ayant déclaré avoir envisagé le risque et pris des dispositions ceux qui déclarent disposer d'une assurance dépendance, qu'elle soit individuelle ou collective : (Question E31) « *Concrètement, quelles dispositions spécifiques avez-vous prises pour assurer ce risque ?* ». Le tableau 2 présente les modalités de réponses proposées.

**Tableau 2 : Modalités de réponse à la question E31 et distribution des individus
« Concrètement, quelles disposition spécifiques avez-vous prises pour assurer ce risque ? »**

	Parmi ceux ayant pris des dispositions (n=204)	Parmi ceux envisagent le risque dépendance (n=1166)	Ensemble de l'échantillon (n=1999)
(1) J'ai pris une assurance dépendance à titre individuel (n=138)	70.4%	11.8%	6.9%
(2) J'ai une assurance dépendance dans le cadre d'un contrat collectif proposé par mon employeur (n=18)	9.2%	1.5%	0.9%
(3) J'ai fait des aménagements spécifiques dans mon logement (=27)	13.8%	2.3%	1.3%
(4) J'ai une épargne ou des compléments qui pourront être utilisées (n=63)	32.1%	5.4%	3.1%

Note : Les modalités de réponses ne sont pas exclusives. Seuls ont répondu à la question les individus ayant déclaré à la question E29 « (1) Oui, je l'ai envisagé et j'ai pris des dispositions pour faire face à cette situation ».

A partir de ces questions, deux variables dichotomiques ont été créées. Ces dernières constituent les variables d'intérêt de l'étude. La première distingue les individus suivant qu'ils envisagent ou non le risque d'être un jour dépendant :

$$ENV_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu } i \text{ envisage le risque d'être un jour dépendant (modalité (1),} \\ & \text{(2) ou (3) de la question E29)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$$ASS_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu } i \text{ déclare disposer d'une assurance dépendance (modalité (1)} \\ & \text{ou (2) de la question E31)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Dans notre échantillon (n=1999), 1166 individus, soit 58%, envisagent le risque d'être un jour dépendant. Parmi ceux, seulement 204 individus, soit 17%, déclarent avoir pris des dispositions pour y faire face. Cela représente un peu plus d'un individu sur 10 dans l'échantillon. La principale disposition prise correspond à la souscription à une assurance dépendance.

Afin d'étudier la perception du risque dépendance et la demande d'assurance à travers les variables *ENV* et *ASS*, l'enquête PATER nous permet de disposer des principales caractéristiques individuelles sociodémographiques et économiques. Celles-ci sont présentées dans le tableau 3. L'enquête nous offre en plus la possibilité de mesurer deux composantes clés des préférences au regard de notre objet d'étude : la préférence pour le présent et l'aversion au risque. Ces différentes questions sont ici utilisées pour construire des scores individuels de préférence pour le présent et d'aversion au risque (cf. Section 5 pour une présentation de la méthodologie ayant servi à la construction des scores).

Tableau 3 : Distribution des variables explicatives mobilisées dans l'analyse économétrique

		Envisager le risque dépendance			Souscrire à une assurance parmi ceux qui envisagent	
		Ensemble	ENV=0	ENV=1	ASS=1/ENV= 1	ASS=0/ENV=1
N		1 999	833	1 166	204	962
<u>Age :</u>						
	<i>Age</i>	62,22	60,64	63,36	67,49	62,48
			(< 0,001)		(< 0,001)	
<u>Sexe :</u>						
	<i>Femme</i>	52,83 %	49,82 %	54,97 %	58,82 %	54,16 %
	<i>Homme</i>	47,17 %	50,18 %	45,03 %	41,18 %	45,84 %
			(0,023)		(0,224)	
<u>Configuration familiale :</u>						
	<i>Célibataire sans enfant</i>	23,11 %	22,21 %	23,76 %	26,47 %	23,18 %
	<i>Célibataire avec enfant(s)</i>	14,26 %	12,24 %	15,69 %	13,73 %	13,11 %
	<i>En couple sans enfant</i>	4,90 %	5,64 %	4,37 %	3,43 %	4,57 %
	<i>En couple avec enfant(s)</i>	55,88 %	57,62 %	54,63 %	54,41 %	54,68 %
	<i>Non répondant</i>	1,85 %	2,28 %	1,54 %	1,96 %	1,46 %
			(0,079)		(0,706)	
<u>Niveau d'éducation :</u>						
	<i>Ens. secondaire ou inférieur</i>	23,36 %	25,45 %	21,87 %	25,00 %	21,21 %
	<i>Technique court</i>	31,37 %	34,21 %	29,33 %	27,94 %	29,63 %
	<i>Niveau BAC ou brevet pro</i>	22,01 %	20,53 %	23,07 %	24,02 %	22,87 %
	<i>Technique supérieur</i>	8,95 %	8,04 %	9,61 %	10,78 %	9,35 %
	<i>Supérieur</i>	14,31 %	11,76 %	16,12 %	12,25 %	16,94 %
			(0,004)		(0,403)	
<u>Revenu :</u>						
	<i>]- ; 12 000[</i>	30,26 %	33,85 %	27,70 %	26,47 %	27,96 %
	<i>[12 000 ; 20 000[</i>	30,41 %	29,05 %	31,39 %	34,31 %	30,77%
	<i>[20 000 ; 40 000[</i>	31,62 %	29,29 %	33,28 %	31,86 %	33,58 %
	<i>[40 000 ; +[</i>	4,85 %	5,04 %	4,72 %	4,41 %	4,78 %
	<i>Non répondant</i>	2,85 %	2,76 %	2,91 %	2,94 %	2,91 %
			(0,049)		(0,909)	
<u>Patrimoine :</u>						
	<i>]- ; 8 000[</i>	6,65 %	9,00 %	4,97 %	4,90 %	7,99 %
	<i>[8 000 ; 75 000[</i>	9,25 %	9,48 %	9,09 %	9,80 %	8,94 %
	<i>[75 000 ; 300 000[</i>	38,12 %	34,09 %	40,99 %	40,20 %	41,16 %
	<i>[300 000 ; +[</i>	26,91 %	23,77 %	29,16 %	27,94 %	29,42 %
	<i>Non répondant</i>	19,06%	23,65 %	15,78 %	17,16 %	15,49 %
			(<0,001)		(0,963)	

Suite du tableau à la page suivante

Tableau 3 : suite

	Ensemble	Envisager le risque dépendance		Souscrire à une assurance parmi ceux qui envisagent	
		ENV=0	ENV=1	ASS=1/ENV= 1	ASS=0/ENV=1
N	1 999	833	1 166	N	1 999
Santé autodéclarée :					
<i>Très bon ou bon</i>	39,77 %	43,94 %	36,79 %	44,12 %	35,24 %
<i>Satisfaisant</i>	52,23 %	50,06 %	53,77 %	47,55 %	55,09 %
<i>Mauvais ou très mauvais</i>	7,45 %	5,28 %	9,01 %	7,84 %	9,25 %
		(0,001)		(0,123)	
Exposition à la dépendance :					
<i>Père dépendant</i>	13,81 %	8,88 %	32,76 %	34,80 %	32,33 %
		(< 0,001)		(0,496)	
<i>Mère dépendante</i>	27,81 %	20,89 %	17,32 %	25,69 %	17,67 %
		(< 0,001)		(0,494)	
<i>Conjoint dépendant</i>	3,45 %	2,04 %	4,46 %	4,41 %	4,47 %
		(0,003)		(0,971)	
<i>Grand-parent dépendant</i>	9,20 %	9,48 %	9,01 %	7,35 %	9,36 %
		(0,715)		(0,364)	
<i>Autre</i>	28,11 %	24,13 %	30,96 %	29,90 %	31,19 %
		(0,001)		(0,719)	
Activité sportive :					
<i>Oui, souvent</i>	17,96 %	17,17 %	18,52 %	19,123 %	18,40 %
<i>De temps en temps</i>	37,92 %	38,90 %	37,22 %	36,27 %	37,42 %
<i>Non, jamais</i>	43,12 %	42,86 %	43,31 %	43,14 %	43,35 %
<i>Non répondant</i>	1,00 %	1,08 %	0,94 %	1,47 %	0,83 %
		(0,808)		(0,841)	
Consommation d'alcool :					
<i>Elevée</i>	1,30 %	0,72 %	1,72 %	0,98 %	1,87 %
<i>Moyenne</i>	8,10 %	8,40 %	7,89 %	9,80 %	7,48 %
<i>Modérée/faible</i>	65,68 %	65,79 %	65,61 %	67,65 %	65,18 %
<i>Inexistante</i>	24,36 %	24,13 %	24,53 %	21,57 %	25,16 %
<i>Non répondant</i>	0,55 %	0,96 %	0,26 %	0,00 %	0,31 %
		(0,083)		(0,463)	

Note : Entre parenthèses figurent les P-value associées aux tests d'indépendance du Chi-deux (à l'exception de l'âge qui correspond à la P-value associé à un test d'égalité des moyennes).

4. Modélisation

Comme nous l'avons déjà précisé, la perception individuelle du risque dépendance est selon nous un paramètre déterminant pour comprendre les comportements de couverture. Afin de préciser cette notion nous commençons par en proposer une interprétation théorique simple. Nous détaillerons la démarche empirique dans un second temps.

4.1. Cadre d'analyse théorique

Afin de définir plus précisément les notions de myopie, de préférence pour le présent et d'aversion face au risque, nous pouvons utiliser un modèle simple d'espérance d'utilité sur deux périodes² :

$$U(w) = u(w_0) + \rho Eu(w_1 - \tilde{c}) \quad (1)$$

Avec :

w : la richesse

w_0 : la richesse en première période

w_1 : la richesse de seconde période

\tilde{c} : variable aléatoire qui représente le coût de la dépendance en seconde période. Elle prend la valeur c si l'individu est dépendant avec une probabilité θ et 0 si l'individu n'est pas dépendant avec une probabilité $(1-\theta)$.

ρ : préférence pour le présent

Si on raisonne de manière discrète l'espérance d'utilité de deuxième période peut donc s'écrire de la manière suivante :

$$U(w) = u(w_0) + \rho [\theta u_d(w_1 - c) + (1-\theta)u(w_1)] \quad (2)$$

u_d définissant l'utilité de la richesse en situation de dépendance telle qu'elle est perçue individuellement au moment du choix de se couvrir contre le risque dépendance.

La perception du risque

On parlera de myopie quand la perception du risque est altérée par une mauvaise connaissance du risque de la part des agents. Elle se traduit de deux manières. Soit les agents sous-estiment la probabilité θ d'être dépendant, soit ils sous-estiment c le coût de prise en charge en cas de dépendance. Dans les deux cas elle ne dépend pas en soi des préférences individuelles mais d'une mauvaise information sur les paramètres θ et c . Les individus peuvent en effet soit sous-estimer la probabilité de devenir dépendant car ils ont une mauvaise information soit la sur estimer car ils pensent qu'on devient tous dépendant un jour. Ils peuvent également penser qu'ils mourront avant de devenir dépendant, ce qui revient à sous-estimer le paramètre θ . Ils peuvent aussi croire qu'en cas de dépendance, ils seront pris en charge à 100% par le système public de protection sociale et ainsi penser que

² Se reporter à [Gollier et al. \(2005\)](#) pour une présentation détaillée de cette littérature. On trouve également application de ce corpus théorique au risque dépendance dans [Bien et al. \(2012\)](#).

$c=0$ même en cas de dépendance. A titre d'exemple, la probabilité de devenir dépendant (GIR 1 et 2) avant de mourir pour une cohorte âgée de 65 ans est d'environ 15% (Rosso-Debort, 2010).

La perception de l'utilité de la richesse en situation de dépendance, représentée par u_d dans l'équation (2), participe également à la perception du risque. On comprend qu'il est très délicat d'identifier empiriquement ce qui relève de la déformation des probabilités (ou du coût financier de la dépendance), i.e. la myopie dans notre vocabulaire, des effets d'une dévalorisation anticipée de l'utilité de la richesse en situation de dépendance.

La préférence pour le présent

La préférence pour le présent renvoie à la dimension intertemporelle du risque dépendance. Si un agent décide de contracter une assurance dépendance à 50 ans, ce n'est que vers 80 ans que sa probabilité de devenir dépendant sera substantielle. L'éloignement temporel de la survenance du risque peut donc inciter les individus à ne pas transférer de la richesse entre les différentes périodes. En accordant davantage d'importance au présent, l'agent valorise moins son niveau de richesse futur. Ce coefficient de préférence pour le présent est propre à chaque individu. Dans le cas de la dépendance, la période entre le moment où l'individu prend sa décision d'assurance et le moment où son risque de devenir dépendant est significatif peut s'étaler sur 30 ans. Si on écrit le taux de préférence pour le présent ρ comme un facteur d'actualisation psychologique, le taux de préférence pour le présent entre la première période et la seconde période peut donc s'écrire $\rho = \frac{1}{(1+\tau)^{30}}$. Même si le taux de préférence annuel τ est relativement faible, le décalage temporel peut entraîner une dépréciation du niveau de richesse en seconde période conséquente.

La préférence pour le présent se distingue ici de la myopie face au risque dans la mesure où la myopie relève d'une mauvaise information alors que la préférence pour le présent est un paramètre psychologique, qui est propre à chaque individu. Dit autrement, si l'individu ne souhaite pas transférer de la richesse vers sa fin de vie, il ne cherchera pas davantage à s'assurer contre un risque susceptible de se produire en fin de vie.

L'aversion face au risque

En situation d'incertitude, les individus se distinguent quant à leur appétence face au risque. Un individu riscophile cherchera à lisser son niveau de revenu entre les différents états de la nature (ici entre l'état dépendant et l'état non dépendant). Il cherchera à diminuer les écarts de revenu entre les différentes situations aléatoires que lui réservent l'avenir. Ce degré d'aversion dépend uniquement dans ce modèle de la fonction d'utilité $u(w)$. L'approximation d'Arrow-Pratt mesure le degré d'aversion face au risque de la manière suivante :

$$A(w) = -\frac{u''(w)}{u'(w)}$$

On voit bien ici que le degré d'aversion face au risque dépend uniquement de la forme de la fonction d'utilité $u(w)$.

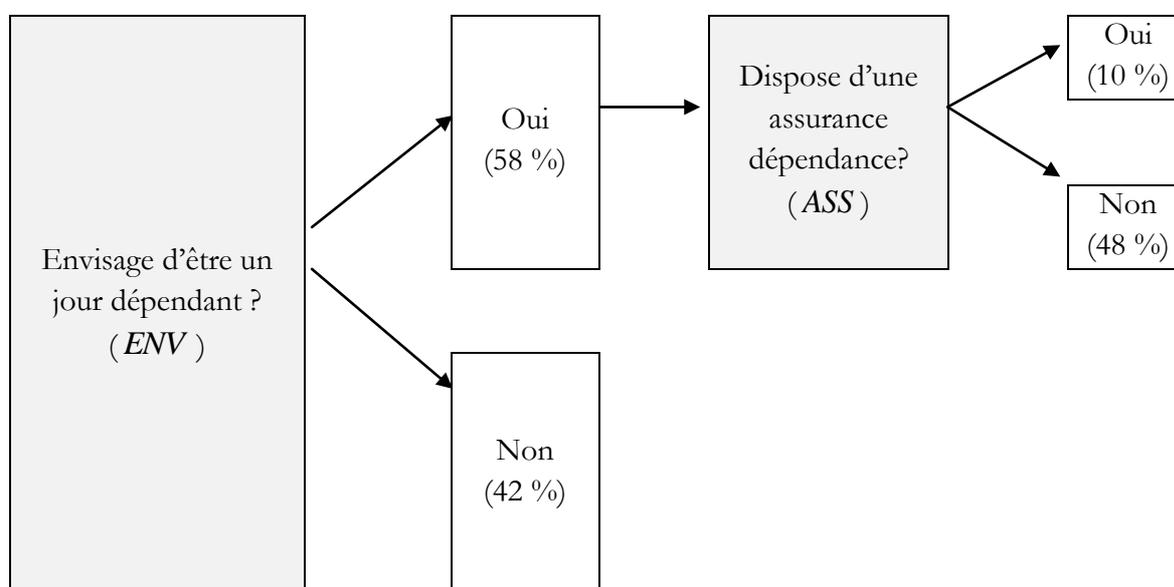
Pour résumer, la myopie porte sur les paramètres θ et c , la préférence pour le présent sur le paramètre ρ et l'aversion face au risque dépend de la fonction d'utilité $u(w)$.

4.2. Approche empirique

D'un point de vue empirique, la modélisation adoptée exploite la structure de la question relative à la couverture du risque dépendance dans les données PATER : "Vous-même, avez-vous envisagé qu'un jour vous pourriez être dépendant ?" (cf. tableau 1)

Ainsi, les personnes interrogées doivent elle répondre si elles envisagent d'être un jour dépendantes, et, si tel est le cas, si elles ont pris ou non des dispositions pour se couvrir contre les risques financiers associés. La structure de la question invite à comprendre le comportement de couverture comme une décision conditionnelle : (i) le risque est-il envisagé ? (ii) si oui, est-il couvert ?³ . La modélisation sous-jacente peut-être représentée par le graphique 1.

Graphique 1 : Une modélisation séquentielle



Cette modélisation a l'avantage de permettre d'identifier directement le rôle de la perception du risque dans le comportement de couverture du risque dépendance. Comprise au sens littéral la question « envisagez-vous d'être un jour dépendant ? » invite en effet à répondre sur l'éventualité de survenue d'un tel évènement. Ne pas envisager ce risque relèverait ainsi une déformation des probabilités objectives au sens entendu dans la section 4.1. sachant que le risque ne peut être écarté, ni même négligé, pour quiconque. En d'autres termes, répondre ne pas envisager d'être dépendant manifesterait une forte myopie aux deux sens précisés précédemment. Il nous sera possible de vérifier indirectement cette interprétation en termes de myopie en mesurant la corrélation entre la réponse à cette première question et le fait d'avoir connu dans son entourage des personnes dépendantes. Une forte association négative renforcerait l'interprétation en termes de myopie dans le sens où côtoyer la dépendance améliore certainement la connaissance du risque. Il rend par ailleurs plus

³ Voir la section 3 pour une définition précise des variables.

couteux une autre facette de la myopie, le déni, qui relève plus d'un mécanisme irrationnel de minimisation du risque que d'une information imparfaite.

Pour autant, on ne peut écarter le fait que les personnes déclarant ne pas envisager d'être dépendant ne réponde pas au sens littéral de la question mais à un sens détourné que nous pourrions ainsi transcrire : « vous préoccupez-vous du jour où vous pourriez être dépendant ? ». Dans ce cas, il faut s'attendre à ce que les personnes jeunes ou manifestant une forte préférence pour le présent répondent qu'ils n'envisagent pas la situation de dépendance⁴. On ne peut également exclure que myopie et préférence pour le présent soient très fortement intriquées, la myopie rendant moins « couteux » la préférence pour le présent : ne pas envisager le risque d'un hiver rigoureux rend le comportement court-termiste de la cigale plus facile à vivre. On esquisse ici une forme de rationalité limitée qui verrait la myopie se déduire de la préférence pour le présent. Enfin, on notera que l'une ou l'autre des deux interprétations proposées de la question « envisagez-vous d'être dépendant » (*ENV*) ne peut justifier que l'aversion au risque des individus influence leur réponse. Ce sera un moyen pour nous de tester indirectement la fiabilité de ces interprétations. En revanche, bien sûr, on s'attend à ce que l'aversion au risque influence le deuxième terme de la question « avez-vous pris des dispositions ? » et donc la souscription à une assurance.

L'une des principales hypothèses que nous formulons repose sur l'idée que les facteurs démographiques et socio-économiques identifiés dans la littérature comme source d'hétérogénéité dans les comportements de couverture (cf. [Courbage et Roudaut, 2008](#) ; [Plisson et Legal, 2011](#)) sont en fait en grande partie associés, en amont, au fait d'envisager le risque d'être un jour dépendant. Il est donc important d'identifier séparément les facteurs influençant la perception du risque de ceux influençant la décision de se couvrir (à perception du risque donnée). Pour tester cette hypothèse, les comportements de couverture sont appréhendés à travers un modèle économétrique séquentiel : (i) une première équation (équation de sélection) modélise à travers la variable dichotomique *ENV* le fait d'envisager ou non le risque d'être un jour dépendant :

$$ENV_i = \begin{cases} 1 & \text{si } ENV_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{avec } ENV_i^* = \beta_1 \cdot x_i + \alpha_{1T} \cdot S_{Ti} + \alpha_{1R} \cdot S_{Ri} + \varepsilon_{1i}$$

et (ii) une seconde équation modélise à travers la variable dichotomique *ASS* le fait d'avoir souscrit à une assurance dépendance :

$$ASS_i = \begin{cases} 1 & \text{si } ENV_i^* > 0 \text{ et } ASS_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{avec } ASS_i^* = \beta_2 \cdot x_i + \alpha_{2T} \cdot S_{Ti} + \alpha_{2R} \cdot S_{Ri} + \varepsilon_{2i}$$

⁴ Il faut ajouter que selon cette interprétation les personnes attribuant une très faible utilité à la situation de dépendance sont également censées répondre ne pas envisager d'être un jour dépendant. Notons également, plus largement, que ne pas se préoccuper des situations futures de dépendance peut supposer additionnellement un faible degré d'altruisme intergénérationnel (puisque le coût de la dépendance sera financièrement ou directement supporté par les proches si les ressources de la personne dépendante ne suffisent pas) ou l'absence de descendance.

où x_i correspondent aux variables sociodémographiques et économiques retenues comme déterminants potentiels du fait d'envisager le risque dépendance et de souscrire une assurance dépendance, S_{Ti} à un score individuel de préférence pour le présent, S_{Ai} à un score individuel d'aversion au risque⁵, β_j , α_{jT} et α_{jR} (pour $j = 1,2$) à des paramètres à estimer et enfin ε_{ji} (pour $j = 1,2$) aux résidus du modèle.

La première équation permet d'étudier les déterminants du fait d'envisager ou non le risque d'être un jour dépendant. Cette étape de l'analyse est cruciale car le fait d'envisager le risque d'être un jour dépendant est une condition nécessaire à l'adoption d'un comportement de couverture. Elle doit être considérée comme une équation de sélection. La seconde équation permet d'étudier les déterminants de la souscription à une assurance dépendance conditionnellement au fait d'envisager le risque dépendance. C'est équation est donc estimé sur le sous-échantillon des individus déclarant avoir envisagé le risque d'être un jour dépendant ($ENV = 1$).

Les deux équations sont estimées simultanément par la méthode du maximum de vraisemblance, en faisant l'hypothèse que les résidus des deux équations sont supposés suivre une loi normale bivariée $N(0, 0, 1, 1, \rho)$. Le modèle est dans un premier temps estimé sous l'hypothèse que la sélection ne se fait que sur les caractéristiques observables (hypothèse : $\rho = 0$). Dans un deuxième temps, nous relâchons cette hypothèse en considérant que certaines caractéristiques inobservables impactant la perception du risque peuvent aussi influencer le fait de souscrire une assurance dépendance. Les résultats sont quasiment identiques. Néanmoins, l'absence de variables identifiantes dans l'équation de sélection conduit à un manque de précision dans l'estimation du coefficient de corrélation entre les résidus : celui-ci n'apparaît pas significatif, que l'on tienne compte ou non des préférences face au risque et au temps.

5. Construction d'un score d'aversion au risque et d'un score de préférence pour le présent

La littérature propose deux types de méthodes permettant de mesurer empiriquement les préférences des individus face au risque et au temps (Arrondel *et al.*, 2004).

Une première approche, indirecte, vise à révéler le taux de dépréciation du futur ou d'aversion au risque à partir de l'étude d'un comportement individuel reposant sur les préférences face au risque ou au temps (par exemple le choix de portefeuille, le choix de consommation intertemporelle, l'exposition aux risques professionnels etc., cf. par exemple Spector, 1991). Basée sur l'exploitation de données d'enquêtes, cette approche empirique de nature structurelle nécessite de spécifier *a priori* une forme fonctionnelle de la fonction d'utilité permettant de relier les choix des individus enquêtés à leurs paramètres de préférence face au risque et au temps. Les conditions d'identification sont exigeantes et mal

⁵ La construction des deux scores est présentée dans la section suivante.

adaptées au cadre d'analyse qui est le notre qui présuppose une influence importante de la déformation de la perception du risque et de ses conséquences.

Une seconde approche vise à directement évaluer le paramètre d'intérêt, i.e. taux de dépréciation du futur ou aversion au risque, à partir d'un protocole expérimental (Barsky *et al.*, 1997). L'idée est de proposer aux sujets un certain nombre de loteries et de tester empiriquement les implications de la théorie standard. Comparée aux approches économétriques structurelles précédentes, cette approche permet de ne pas imposer *a priori* une fonction d'utilité rigide. En plaçant les individus dans une situation contrôlée, bien que fictive ou abstraite, elle permet par ailleurs de mieux tenir compte des facteurs confondants pouvant biaiser l'analyse. Les résultats obtenus à travers les expériences proposées apparaissent néanmoins très variables d'une étude à l'autre et peinent à rendre compte des choix patrimoniaux effectifs sur le long terme.

L'enquête PATER, élaborée dès son origine pour estimer les préférences des individus face au risque et au temps, propose une méthodologie à mi-chemin entre ces deux approches⁶. Elle se rapproche de la démarche visant à estimer indirectement les préférences face au risque et au temps des individus à partir d'une enquête questionnant un échantillon représentatif de la population. L'enquête PATER ne vise cependant pas estimer un paramètre structurel de la fonction d'utilité (aversion au risque, taux de dépréciation du futur). Son objectif se limite à la construction d'*indicateurs qualitatifs ordinaux* permettant de classer les individus enquêtés selon leurs degrés d'aversion au risque et de dépréciation du futur. Pour cela, elle incorpore des questions se rapprochant des protocoles expérimentaux en interrogeant les individus sur des situations hypothétiques du type : « *Supposons qu'on vous assure à l'âge de 20 ans d'avoir une vie sans aucun problème de santé. En contrepartie, vous aurez une durée de vie plus courte. Acceptez-vous ce pacte ?* ». Ces questions abstraites sont complétées par des questions concrètes de toute nature, ciblant un grand nombre de situations et de domaines, renvoyant aussi bien à des projets de vie qu'à des décisions anecdotiques et aussi bien à des questions factuelles qu'à des questions d'opinion. A titre d'exemple, il est par exemple demandé aux individus : « *Lorsque vous souhaitez vous offrir un article dont vous avez très envie, que faites-vous le plus souvent ? Vous l'achetez tout de suite/ Vous attendez les soldes/Cela dépend du prix* » ou « *La prévoyance fait-elle partie des trois principales valeurs que vous cherchez ou chercheriez à transmettre en priorité à vos enfants ? Oui/non* ».

Considérées séparément, ces questions renseignent toutes en partie sur les préférences face au risque ou au temps mais offrent une information brouillée par des facteurs confondants non contrôlés (contrainte de liquidité, impatience à court terme, altruisme familial etc.). Chaque question peut en effet être interprétée de différentes manières car elles font intervenir en plus de la préférence pour le présent ou de l'aversion au risque d'autres dimensions liées aux préférences des individus ou au contexte dans lequel s'exprime ces préférences.

L'originalité de la méthodologie développée par Luc Arrondel et André Masson dans l'enquête PATER est de multiplier le type de questions en s'intéressant à un large éventail de comportements. L'approche repose alors sur l'hypothèse que toutes les questions qui renseignent *a priori* sur les préférences face au risque et au temps ont une composante

⁶ Le lecteur pourra se reporter au numéro spécial de la revue *Economie et Statistique* (n°374-375, 2004) pour une présentation détaillée de l'enquête PATER.

commune correspondant à la dimension que nous souhaitons mesurée, i.e. préférence pour le présent ou aversion au risque. En multipliant les questions de toutes natures et en rapprochant les réponses des enquêtés à chacune d'entre elles, on est alors amené à supposer que les facteurs confondants propres à chaque question, peu corrélés entre eux au regard de la diversité des questions posées, se compensent pour donner lieu à une mesure synthétique des préférences face au risque ou au temps.

Afin d'évaluer l'effet de l'aversion au risque et de la préférence pour le présent sur le fait d'envisager le risque dépendance d'une part et sur le fait de souscrire une assurance dépendance d'autre part, nous avons adoptée la même méthode que celle adoptée par [Arrondel et al. \(1994\)](#) pour évaluer l'effet des préférences individuelles sur les comportements patrimoniaux. Nous avons dans premier temps sélectionné un ensemble de questions, qui de notre point de vue renvoie ou bien à de l'aversion pour le risque ou bien à de la préférence pour le présent.

Ces variables sont dans un second temps considérés comme des items permettant de construire deux scores, un score d'aversion au risque et un score de préférence pour le présent. Ces scores sont égaux à la somme des items initialement sélectionnées, l'agrégation permettant de révéler la dimension latente recherchée et d'éliminer les aspects propres à chaque item.

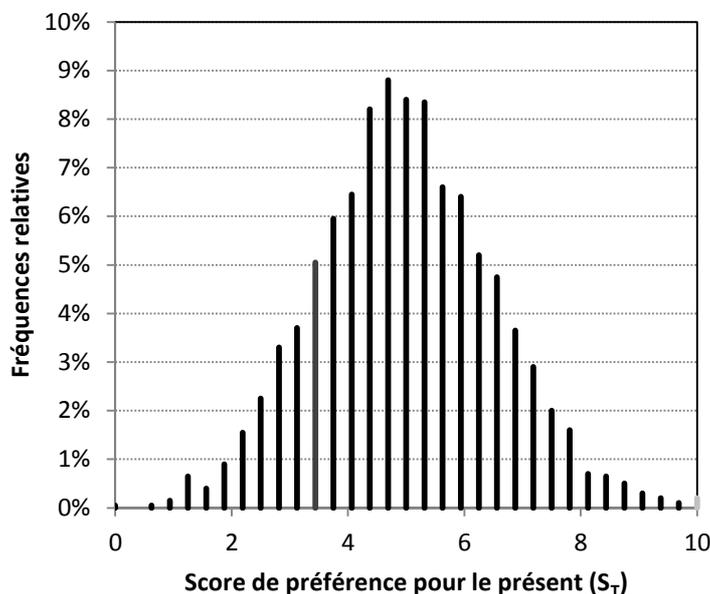
Pour mesurer la cohérence interne de chaque score, i.e. la capacité de chaque item du score à mesurer une même dimension latente, nous avons utilisé l'« item-rest correlation » ([Arrondel et al., 1994](#) ; [Spector, 1991](#)). Cette statistique correspond au coefficient de corrélation entre chaque item et le score formé à partir des autres items. Afin de renforcer la cohérence interne de chacun des deux scores nous avons adopté une procédure pas à pas visant à exclure à chaque étape l'item le moins corrélé au score formé par les autres items. La sélection s'arrête lorsque chaque item est caractérisé par un item-rest corrélation supérieur à 5%. Sur les 40 items initialement sélectionnés pour construire le score de préférence pour le présent, cette procédure nous a conduits à conserver 29 items et à en exclure 11. De la même manière, sur les 45 items initialement sélectionnés pour construire le score d'aversion au risque, cette procédure nous a conduits à conserver 36 items et à en exclure 9. L'item T3 (« *Etes-vous plutôt du genre à consacrer beaucoup de temps à établir des plans ou projets financiers sur le long terme ?* ») apparaît comme le plus contributif au score de préférence pour le présent, tandis que l'item R27 (« *Avez-vous déjà eu l'impression d'avoir pris des risques inconsidérés dans vos pratiques sexuelles* ») apparaît comme le plus contributif au score d'aversion au risque.

Nous avons finalement normalisé les deux scores de manière à ce que ceux-ci puissent prendre uniquement des valeurs entre 0 et 10. Un score de préférence pour le présent, S_T , proche de 0 correspondra à un individu prévoyant, caractérisé par une faible préférence pour le présent. Au contraire, un score proche de 10 correspondra à un individu non prévoyant, caractérisé par une forte préférence pour le présent. De manière similaire, un score d'aversion au risque, S_R , proche de 0, correspondra à un individu imprudent, caractérisé par une faible aversion au risque. Au contraire, un score proche de 10 correspondra à un individu prudent, caractérisé par une forte aversion au risque.

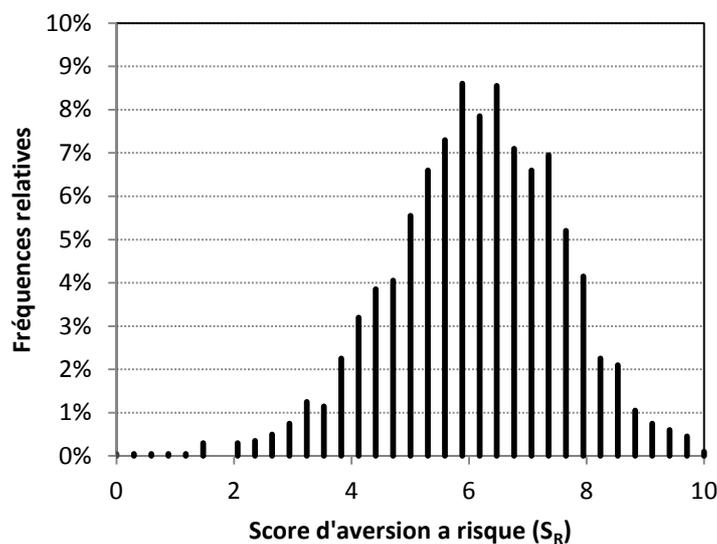
Les graphiques 2 et 3 présentent respectivement la distribution du score de préférence pour le présent et d'aversion au risque dans notre échantillon. Dans l'échantillon, 50% des

individus ont un score de préférence pour le présent compris entre 4.06 et 5.93 et 50% sont caractérisés par un score d'aversion au risque compris entre 5.29 et 7,06

Graphique 2 : Distribution du score de préférence pour le présent S_T dans l'échantillon



Graphique 3 : Distribution du score d'aversion au risque S_R dans l'échantillon

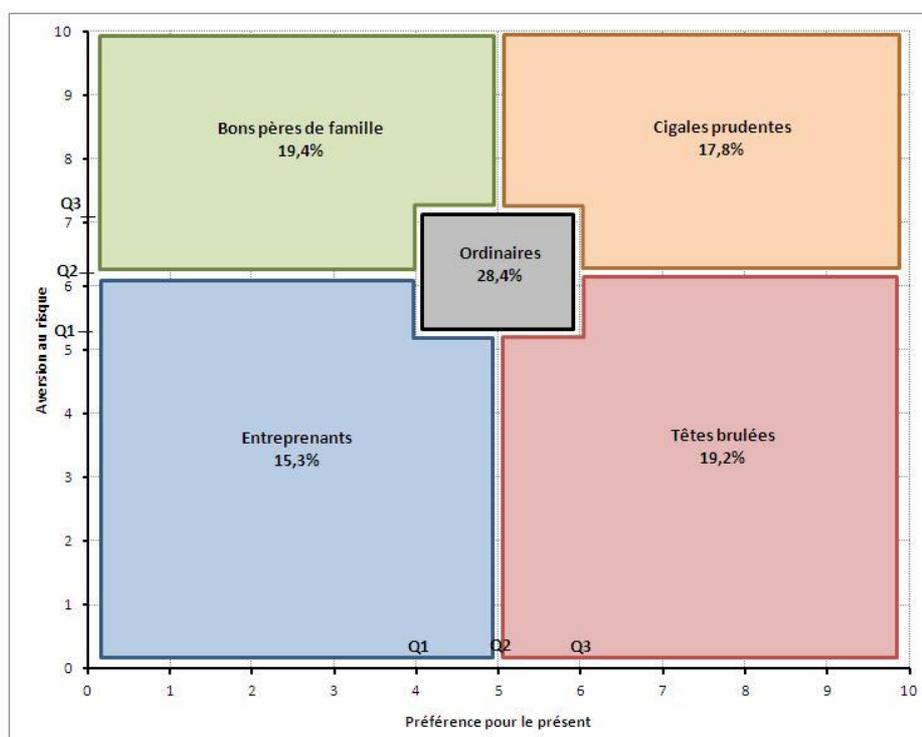


Au niveau individuel, les scores de préférences pour le présent et d'aversion au risque apparaissent négativement corrélés (coefficient de corrélation égal à -0.12, p-value < 1%) : les individus les plus prévoyants tendent à être les plus prudents.

A l'instar des travaux de Luc Arrondel et André Masson sur les comportements patrimoniaux menés sur une vague précédente de l'enquête PATER, nous avons construits une typologie permettant de capturer de potentiel effet croisé entre préférence pour le présent et aversion au risque sur les comportements de couverture. La typologie est

construite à partir des quartiles de la distribution des deux scores comme l'illustre le graphique 4.

Graphique 4 : Distribution des individus selon leur profil à l'égard du risque et du temps



Nous distinguons en particulier :

- Les bons pères de familles (19,4% des individus de l'échantillon), regroupant les individus les plus prévoyants (faible préférence pour le présent) et prudents (riscophobes). Ce sont *a priori* les meilleurs candidats à la souscription à une assurance dépendance.
- Les entrepreneurs (15,3% des individus de l'échantillon), regroupant les individus prévoyant mais ayant un certain goût pour la prise de risque (riscophiles)
- Les cigales prudentes (17,8% des individus de l'échantillon), regroupant les individus peu prévoyants (forte préférence pour le présent) mais prudents.
- Les têtes brûlées (19,2% des individus de l'échantillon), correspondant aux individus caractérisés par une forte préférence pour le présent et une faible aversion au risque. Ce sont *a priori* les moins bons candidats à la souscription à une assurance dépendance.
- Les ordinaires (28,4% des individus de l'échantillon), qui représente les individus médians au regard de la préférence pour le présent et de l'aversion au risque.

Afin d'étudier le profil des individus au regard de leurs préférences à l'égard du risque et du temps, nous avons estimé un logit multinomial visant à étudier la corrélation entre l'appartenance à l'une ou l'autre des catégories de la typologie et les caractéristiques

sociodémographiques. L'annexe A présente les résultats d'estimation. Les individus les plus âgés tendent par exemple à être plus souvent prévoyant que les plus jeunes (ils sont plus souvent bons pères de famille ou entrepreneurs), tandis que les femmes apparaissent plus prudentes que les hommes (elles sont plus souvent bon « pères » de famille ou cigales prudentes). Au regard des configurations familiales, les individus en couple sont plus fréquemment de bons pères de famille et plus rarement des têtes brûlés⁷. Le niveau d'éducation et le revenu seraient par ailleurs associés au profil à l'égard du risque et du temps : les individus les plus éduqués seraient plus souvent des bons pères de famille et moins souvent des têtes brûlées, tandis que les individus ayant les revenus les plus faibles seraient plus souvent des têtes brûlées et moins souvent des bon pères de famille. L'état de santé auto-déclaré serait assez peu corrélé au profil à l'égard du risque et du temps : seuls les individus se déclarant en mauvais ou très mauvais état de santé se distingueraient par une plus faible probabilité d'être cigales prudentes. Les individus exposés à la dépendance d'un proche tendent quant à eux à être plus prévoyants que les autres. Enfin, la pratique d'une activité sportive et la consommation d'alcool (y compris le fait de ne pas répondre à ces questions) apparaissent aussi comme des comportements corrélés aux préférences à l'égard du risque et du temps : les entrepreneurs pratiquent par exemple plus souvent une activité sportive tandis que les bons pères de familles déclarent plus souvent ne jamais consommer d'alcool.

Ces résultats montrent que si les préférences face au risque et au temps sont, de manière attendue, partiellement corrélées aux caractéristiques sociodémographiques, la distribution au sein de la population du degré de préférence pour le présent et du degré d'aversion au risque ne recouvre pas parfaitement la distribution de l'une ou l'autre des caractéristiques sociodémographiques. Dans l'étude des comportements de couverture face au risque dépendance, les préférences face au risque et au temps apportent donc une information supplémentaire par rapport aux seules caractéristiques sociodémographiques.

6. Résultats

Nous présentons dans un premier temps les résultats d'estimation lorsque nous retenons uniquement comme variables explicatives du comportement de couverture les caractéristiques sociodémographiques. Nous présentons par la suite les résultats d'estimation lorsque les scores de préférence pour le présent et d'aversion au risque sont intégrés à l'analyse.

6.1. Analyse des déterminants sociodémographiques du comportement de couverture

Les résultats d'estimation sont présentés dans le tableau 4. La colonne (1) présente les résultats d'estimation d'un Probit simple modélisant la probabilité de s'assurer parmi l'ensemble de notre échantillon, sans distinguer ceux qui déclarent envisager le risque

⁷ Il convient de remarquer la catégorie « bon pères de familles », n'a été construite qu'à partir de l'aversion au risque et de la préférence pour le présent. Elle n'intègre donc pas ici la dimension d'altruisme intergénérationnel qu'on aurait naturellement envie de lui associer.

dépendance de ceux qui ne l'envisage pas. Les colonnes (2)-(5) présentent les résultats d'estimation du modèle présenté précédemment où l'on modélise dans un premier temps le fait d'envisager le risque dépendance et dans un deuxième temps le fait d'avoir souscrit une assurance conditionnellement au fait d'envisager le risque dépendance. Le modèle est tout d'abord estimé sous l'hypothèse que les résidus des deux équations ne sont pas corrélés (colonnes (2) et (3)). Les colonnes (4) et (5) présentent les résultats d'estimation lorsque l'on relâche l'hypothèse d'indépendance des résidus. Comme nous l'avons souligné précédemment, l'absence de variables identifiantes, i.e. expliquant le fait d'envisager le risque dépendance mais pas la souscription à une assurance dépendance conditionnellement au fait d'envisager le risque dépendance, conduit à une estimation très peu précise du coefficient de corrélation entre les résidus des deux équations. Les résultats apparaissent néanmoins très stables que l'on suppose ou non l'indépendance des résidus.

La comparaison des résultats d'estimation du Probit simple et du Probit en deux étapes démontrent l'intérêt d'identifier de manière spécifique ce qui renvoie à la perception du risque dépendance. Alors que le Probit simple montre que les femmes ont plus tendance à souscrire à une assurance dépendance toutes choses égales par ailleurs, la décomposition permise par le « Probit en deux étapes » montre que cet effet n'est en réalité qu'indirect : les femmes envisagent d'avantage que les hommes être un jour atteintes d'une perte d'autonomie alors que leurs probabilités de souscrire à une assurance dépendance conditionnellement au fait d'envisager le risque dépendance ne sont pas significativement différentes de celles des hommes.

Nous observons par ailleurs que les individus ayant un niveau d'éducation « supérieur » envisagent davantage la perte d'autonomie mais parmi ceux qui envisagent, ils font partie de ceux qui recourent le moins souvent à une assurance dépendance. Ces deux effets étant opposés, le « Probit simple » conclue à l'absence d'effet de ce niveau d'éducation sur la probabilité de s'assurer contre le risque dépendance.

D'une manière générale, le niveau d'éducation a un effet positif sur la perception du risque, tout comme la présence dans son entourage d'une personne atteinte de perte d'autonomie. Le fait d'avoir un proche dans une situation de dépendance réduisant nécessaire la méconnaissance du risque (et vraisemblablement des coûts qui y sont associés), ce dernier résultat confirme l'importance de la myopie comme facteur expliquant la faible disposition des individus à s'assurer. On note également sans surprise que déclarer un mauvais état de santé augmente la probabilité d'envisager le risque dépendance.

L'âge exerce un effet non-linéaire sur la probabilité d'envisager le risque dépendance et la probabilité de souscrire une assurance dépendance : l'effet marginal de l'âge apparaît positif mais décroissant aux deux étapes. Les graphiques B.1, B.2 et B.3 de l'annexe B présentent à chaque âge les probabilités prédites par les modèles d'envisager le risque dépendance et de souscrire une assurance dépendance. Les courbes en pointillé représentent les bornes inférieures et supérieures de l'intervalle de confiance à 95% de chaque probabilité simulée. La probabilité d'envisager d'être dépendant varierait de 50% pour les individus âgés de 50 ans à 65% pour les âges les plus avancés. Notons que cette probabilité semble stagner à partir de 70 ans. Parmi ceux qui envisagent le risque dépendance, l'effet de l'âge sur la probabilité de s'assurer serait semblable, cette dernière passant de 5% chez les individus de 50 ans à près de 20% chez les plus de 70 ans. Les individus s'assureraient donc davantage

avec la proximité du risque dépendance mais passé un certain âge, la menace du risque dépendance pourrait leur apparaître moins crédible et les individus seraient donc moins enclins à recourir à une assurance dépendance. Ce résultat s'explique par ailleurs vraisemblablement par un effet prix, le prix des contrats d'assurance étant croissant avec l'âge des individus.

Au regard de la configuration familiale, les individus sans conjoint et sans enfant ont toutes choses égales par ailleurs une plus forte propension à envisager le risque dépendance mais ne s'assureraient pas plus que les autres individus.

D'une manière générale, les caractéristiques sociodémographiques ont un pouvoir explicatif réduit quand il s'agit d'expliquer spécifiquement la souscription à une assurance dépendance que ce soit sur l'ensemble de la population (« Probit simple ») ou sur la population restreinte aux individus qui envisagent le risque dépendance (deuxième étape du « Probit en deux étapes »). On note néanmoins que les patrimoines supérieurs à 300 000€ souscrivent moins fréquemment à une assurance dépendance, ce qui atteste l'idée que les patrimoines sont considérés par certains individus comme une couverture contre le risque dépendance. On remarque enfin que les individus déclarant les meilleurs états de santé recourent plus souvent à une assurance dépendance. Ce résultat rejoint certains résultats mettant en évidence des phénomènes de sélection avantageuse en assurance dépendance (Finkelstein et Mac Garry, 2006). Les gens prudents sont également ceux qui font la plus attention à leur santé.

Tableau 4 : Effets marginaux estimés à partir de 3 modèles alternatifs ayant pour seules variables explicatives les caractéristiques sociodémographiques individuelles

		Probit simple P(ass=1) (1)	Probit en deux étapes (p=0) P(env=1) P(ass=1/env=1) (2) (3)		Probit avec sélection (p≠0) P(env=1) P(ass=1/env=1) (4) (5)	
<u>Age :</u>						
	<i>Age</i>	0,02*** (<0,01)	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,03*** (0,01)	0,03*** 0,01
	<i>Age²</i>	<-0,01*** (<0,01)	<-0,01*** (<0,01)	-0,0002** (<0,01)	<-0,02*** (<0,01)	<-0,02** (<0,01)
<u>Sexe :</u>						
	<i>Femme</i>	0,02* (0,01)	0,06*** (0,02)	0,02 (0,02)	0,06*** (0,02)	0,02 (0,02)
	<i>Homme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<u>Configuration familiale :</u>						
	<i>Célibataire sans enfant</i>	<0,01 (0,02)	0,09*** (0,04)	-0,002 (0,03)	0,09*** (0,04)	-0,002 (0,03)
	<i>Célibataire avec enfant(s)</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	<i>En couple sans enfant</i>	-0,02 (0,03)	-0,05 (0,05)	-0,02 (0,05)	-0,05 (0,05)	-0,02 (0,05)
	<i>En couple avec enfant(s)</i>	<-0,01 (<0,01)	<-0,01 (0,03)	0,01 (0,03)	-0,005 (0,03)	<0,01 (0,02)
	<i>Non répondant</i>	-0,01 (0,04)	-0,10 (0,08)	0,03 (0,09)	-0,10 (0,08)	0,02 (0,09)
<u>Niveau d'éducation :</u>						
	<i>Ens. secondaire ou inférieur</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	<i>Technique court</i>	<-0,01 (0,02)	0,04 (0,03)	-0,01 (0,03)	0,04 (0,03)	-0,01 (0,03)
	<i>Niveau BAC ou brevet pro</i>	<0,01 (0,02)	0,08** (0,03)	-0,01 (0,03)	0,07** (0,03)	-0,01 (0,03)
	<i>Technique supérieur</i>	0,05 (0,03)	0,11*** (0,04)	0,04 (0,05)	0,11*** (0,04)	0,04 (0,05)
	<i>Supérieur</i>	-0,03 (0,02)	0,14*** (0,04)	-0,07*** (0,03)	0,14*** (0,04)	-0,07*** (0,03)
<u>Revenu :</u>						
	<i>]- ; 12 000[</i>	-0,02 (0,01)	-0,07** (0,03)	-0,02 (0,02)	-0,07*** (0,03)	-0,02 (0,02)
	<i>[12 000 ; 20 000[</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	<i>[20 000 ; 40 000[</i>	<-0,01 (0,02)	-0,02 (0,03)	<0,01 (0,03)	-0,02 (0,03)	0,003 (0,03)
	<i>[40 000 ; +[</i>	-0,02 (0,03)	-0,09 (0,06)	-0,01 (0,06)	-0,09 (0,06)	-0,01 (0,06)
	<i>Non répondant</i>	-0,03 (0,03)	<0,01 (0,07)	-0,05 (0,05)	<0,01 (0,07)	-0,04 (0,05)

Suite du tableau à la page suivante

	Probit simple P(ass=1) (1)	Probit en deux étapes ($\rho=0$)		Probit avec sélection ($\rho\neq 0$)	
		P(env=1) (2)	P(ass=1/env=1) (3)	P(env=1) (4)	P(ass=1/env=1) (5)
Patrimoine :					
]- ; 8 000[< -0,01 (0,03)	-0,07 (0,05)	0,02 (0,05)	-0,07 (0,05)	0,01 (0,03)
[8 000 ; 75 000[Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
[75 000 ; 300 000[< -0,01 (0,02)	0,06 (0,04)	-0,02 (0,03)	0,06 (0,04)	-0,02 (0,03)
[300 000 ; +[-0,03* (0,02)	0,06 (0,04)	-0,07** (0,03)	0,07 (0,04)	-0,07** (0,03)
Non répondant	-0,03 (0,02)	-0,08* (0,04)	-0,03 (0,04)	-0,08* (0,04)	-0,02 (0,04)
Santé autodéclarée :					
Très bon ou bon	0,03** (0,01)	-0,06*** (0,02)	0,07*** (0,02)	-0,06*** (0,02)	0,06*** (0,02)
Satisfaisant	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Mauvais ou très mauvais	< 0,01 (0,02)	0,13*** (0,04)	-0,01 (0,04)	0,13*** (0,04)	-0,01 (0,04)
Exposition à la dépendance :					
Père dépendant	0,01 (0,02)	0,13*** (0,03)	-0,002 (0,03)	0,13*** (0,03)	-0,003 (0,03)
Mère dépendante	<0,01 (0,01)	0,10*** (0,02)	-0,007 (0,02)	0,10*** (0,02)	-0,007 (0,02)
Conjoint dépendant	0,01 (0,03)	0,15*** (0,05)	-0,01 (0,04)	0,15*** (0,05)	-0,01 (0,04)
Grand-parent dépendant	0,02 (0,03)	0,01 (0,04)	0,04 (0,04)	0,01 (0,04)	0,03 (0,04)
Autre	< 0,01 (0,01)	0,06*** (0,02)	-0,02 (0,02)	0,06*** (0,02)	-0,02 (0,02)
Activité sportive :					
Oui, souvent	< 0,01 (0,02)	0,05* (0,03)	-0,01 (0,03)	0,05 (0,03)	-0,01 (0,03)
De temps en temps	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Non, jamais	< -0,01 (0,01)	< 0,01 (0,02)	-0,01 (0,02)	0,005 (0,02)	-0,01 (0,02)
Non répondant	< -0,01 (0,06)	0,08 (0,11)	0,01 (0,10)	0,08 (0,11)	0,04 (0,12)
Consommation d'alcool :					
Elevée	-0,04 (0,04)	0,20** (0,08)	-0,08 (0,06)	0,20** (0,08)	-0,08 (0,6)
Moyenne	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Modérée/faible	-0,01 (0,02)	-0,005 (0,04)	-0,01 (0,04)	-0,005 (0,04)	-0,02 (0,04)
Inexistante	-0,03 (0,02)	0,02 (0,04)	-0,05 (0,04)	0,02 (0,04)	-0,05 (0,04)
Non répondant	- (0,06)	-0,22 (0,16)	- (0,10)	-0,22 (0,16)	-0,14*** (0,01)
N	1 999	1 999	1 166	1 999	1 166
Log-vraisemblance	-519,48	-1 251,17	-434,97	-1 685,56	
ρ estimé	-	-	-	0,15 (1,14)	

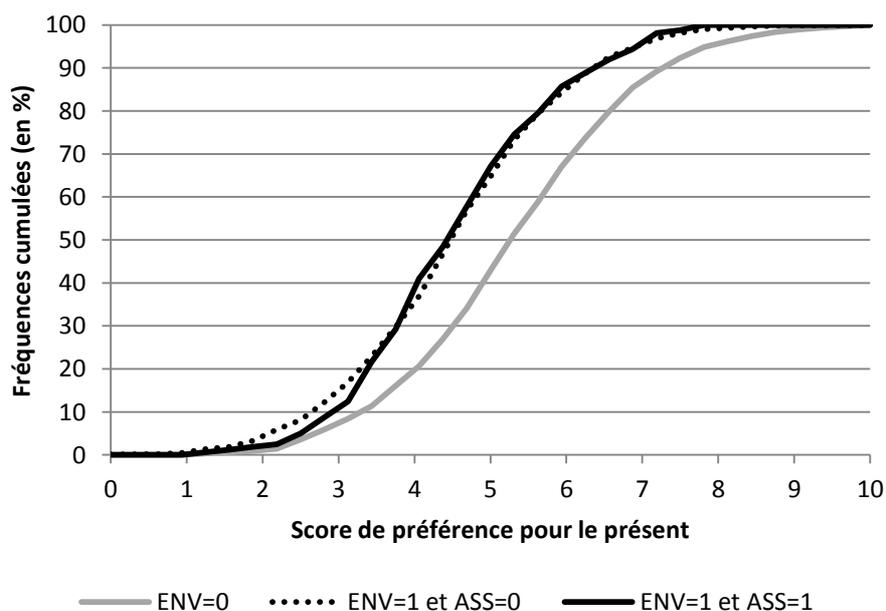
6.2. Effet des préférences face au risque et au temps sur les comportements de couverture

Une analyse bivariée brute nous permet d'apporter un premier éclairage sur l'impact de la préférence pour le présent et l'aversion au risque sur les comportements de couvertures. Cette analyse est menée en comparant la distribution respective des deux scores au sein de 3 sous-populations : (i) ceux qui n'envisagent pas le risque dépendance, (ii) ceux qui envisagent le risque d'être un jour dépendant mais qui n'ont pas souscrit d'assurance (iii) ceux qui envisagent le risque d'être dépendant et qui ont souscrit une assurance

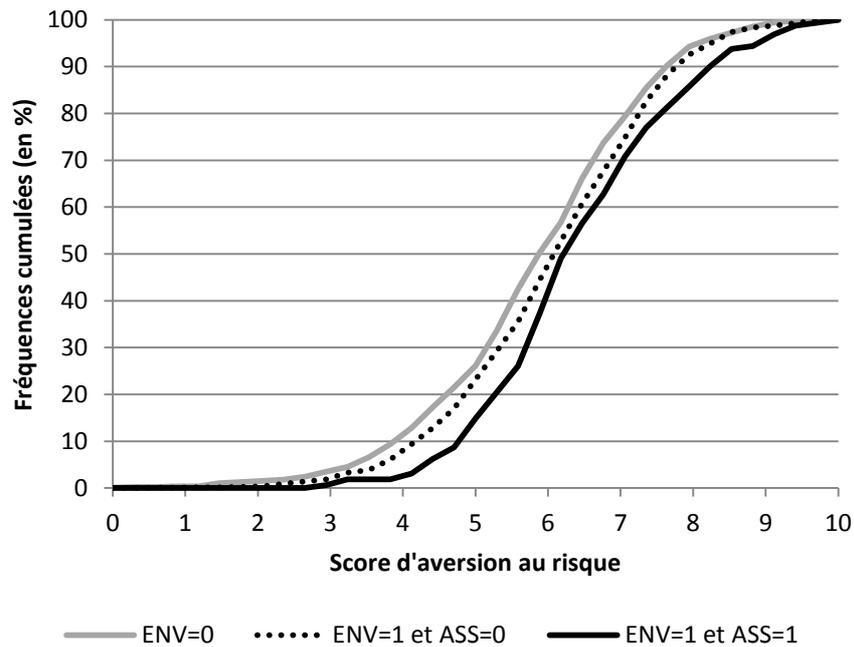
Les graphiques 5 et 6 présentent les distributions cumulées des scores de préférence pour le présent et d'aversion au risque au sein de ces 3 sous-populations. Les dominances stochastiques (à l'ordre 1) observées sur les deux graphiques sont toutes significatives. Seules les distributions des scores de préférence pour le présent (i) au sein de la population de ceux qui envisagent le risque dépendance sans avoir souscrit d'assurance et (ii) au sein de ceux qui envisagent le risque dépendance et qui ont souscrit une assurance dépendance ne sont pas significativement différentes l'une de l'autre.

De manière attendue, cela suggère que la préférence pour le présent influence négativement le fait d'envisager le risque dépendance mais qu'elle serait en revanche sans effet significatif sur la souscription à une assurance dès lors que les individus envisagent le risque d'être dépendant. L'aversion au risque aurait quant à elle un effet aux deux niveaux mais semble influencer davantage le second, i.e. la souscription à une assurance parmi ceux qui envisage le risque dépendance que le premier, i.e. la perception du risque.

Graphique 5 : Distribution cumulée du score de préférence pour le présent S_T dans les trois sous-échantillons



Graphique 6 : Distribution cumulée du score d'aversion au risque S_R dans les trois sous-échantillons



Ces résultats bruts nécessitent d'être confrontés à ceux obtenus après contrôle des caractéristiques sociodémographiques. Pour cela, les préférences face au risque et au temps ont été introduites dans l'analyse économétrique à travers à travers deux approches, en introduisant comme variables explicatives soit le scores de préférence pour le présent et le score d'aversion au risque, soit la typologie présentée précédemment.

Les résultats d'estimation sont présentés dans le tableau 5. Seuls les résultats relatifs aux préférences sont présentés. Bien que les préférences à l'égard du risque et du temps soit en partie associées aux caractéristiques sociodémographiques des individus, leur introduction comme variables explicatives ne bouleverse pas les résultats précédemment (tableau 4) : les effets marginaux associés aux variables sociodémographiques restent qualitativement identiques mais sont généralement plus faibles quantitativement. La seule exception concerne l'effet du revenu : les individus ayant les plus hauts revenus tendent à moins envisager le risque dépendance lorsque l'on contrôle par les préférences individuelles.

Ici encore, le modèle Probit avec sélection livre des résultats identiques à ceux du Probit en deux étapes, avec une corrélation entre les résidus des deux équations estimée de manière peu précise, quelle que soit la manière dont les préférences sont introduites.

La préférence pour le présent a un effet marginal négatif et significatif (estimé à -0,01) sur la probabilité de souscrire une assurance dépendance. Les résultats du modèle en deux étapes précisent que cet effet est uniquement dû à l'incidence de la préférence pour le présent sur la perception du risque dépendance, l'effet étant non significatif lorsque l'on s'intéresse à la probabilité conditionnelle de recourir à une assurance dépendance.

L'aversion au risque à quant à elle un effet positif et significatif au seuil de 10% sur la propension à souscrire une assurance dépendance. L'aversion au risque n'aurait cependant aucun effet significatif sur la probabilité d'envisager le risque. Elle interviendrait uniquement

sur le comportement de couverture face au risque, l'effet marginal étant positif et significatif sur la probabilité de souscrire à une assurance dépendance conditionnellement au fait d'envisager le risque.

Le graphique 8 présente les probabilités simulées d'envisager le risque dépendance et de souscrire une assurance dépendance en fonction des scores de préférence pour le présent et d'aversion au risque. On retrouve le fort pouvoir explicatif de la préférence pour le présent sur le fait d'envisager le risque dépendance : toutes choses égales par ailleurs, les individus les plus prévoyants (faible score de préférence pour le présent) ont une probabilité moyenne d'envisager le risque dépendance de l'ordre de 90%, contre une probabilité d'environ 20% pour les individus les moins prévoyants (graphiques 8.1). L'aversion au risque n'expliquait en revanche pas significativement la probabilité d'envisager le risque dépendance : elle serait en moyenne égale à 55% et ce quelque soit le degré d'aversion au risque. Lorsque l'on s'intéresse à la souscription à une assurance dépendance conditionnellement au fait d'envisager le risque, le rôle de la préférence pour le présent et de l'inversion au risque s'inverse (graphiques 8.2). La préférence pour le présent ne modifie pas significativement la probabilité conditionnelle de souscrire une assurance dépendance tandis que l'aversion au risque accroît de 7% à près de 20% cette probabilité. Les graphiques 8.3 synthétisent l'effet cumulé en s'intéressant à la probabilité de s'assurer sur l'ensemble de l'échantillon, que les individus envisagent ou non le risque dépendance. La préférence pour le présent a globalement, via la probabilité d'envisager le risque dépendance, un pouvoir explicatif plus important que l'aversion au risque.

L'introduction de la typologie en lieu et place des scores confirme ces résultats. Ceux-ci sont cependant moins significatifs étant donné que cette spécification atténue l'hétérogénéité entre individus au regard de leurs préférences face au risque et au temps. La typologie se révèle plutôt bonne pour expliquer la perception du risque mais relativement décevante pour expliquer la souscription à une assurance dépendance. Nous retrouvons les résultats précédents puisque les deux catégories rassemblant les individus les plus prévoyants de l'échantillon (les bons pères de famille et les entrepreneurs) ont des probabilités moyennes d'envisager un jour la dépendance supérieures à celles des individus ordinaires (individus médians au regard de leur préférence pour le présent et de leur aversion au risque). Les individus les moins prévoyants, i.e. les cigales prudentes et les têtes brûlées, ont quant à eux des probabilités plus faibles d'envisager le risque dépendance. La typologie ne parvient en revanche pas à mettre en exergue l'effet de l'aversion au risque sur les probabilités de s'assurer.

Tableau 5 : Résultats d'estimation relatifs aux préférences face aux risques et aux temps (effet marginaux)

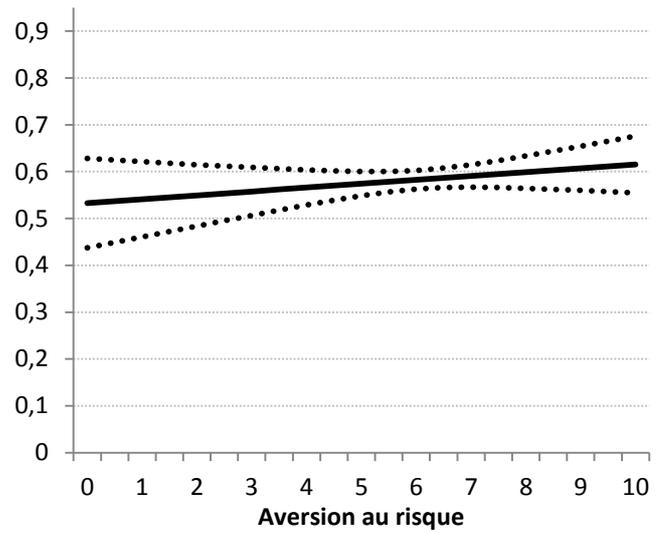
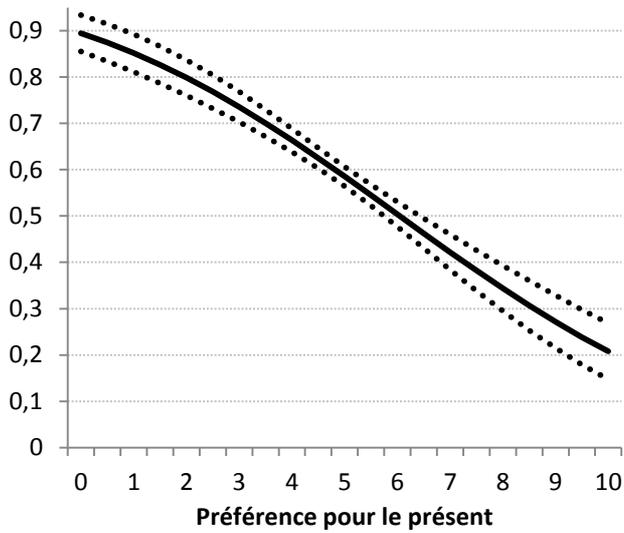
	Probit simple	Probit en deux étapes ($\rho=0$)		Probit avec sélection ($\rho\neq 0$)	
	P(ASS=1) (1)	P(ENV=1) (2)	P(ASS=1/ENV=1) (3)	P(ENV=1) (4)	P(ASS=1/ENV=1) (5)
(i) Modèles intégrant les scores de préférences en plus des variables sociodémographiques					
Préférence pour le présent	-0,01*** (<0,01)	-0,08*** (<0,01)	-0,004 (<0,01)	-0,08*** (<0,01)	-0,004 (<0,01)
Aversion au risque	0,01* (<0,01)	0,008 (<0,01)	0,01* (<0,01)	0,008 (<0,01)	0,01* (<0,01)
N	1 999	1 999	1 166	1 999	1 166
Log-vraisemblance	-512,48	-1 197,49	-433,15	-1 631,17	
ρ	-	-	-	0,24 (0,96)	
(ii) Modèles intégrant la typologie en plus des variables sociodémographiques					
Les bons pères de famille	0,01 (0,02)	0,11*** (0,03)	0,01 (0,02)	0,11*** (0,03)	0,01 (0,03)
Les entrepreneurs	0,01 (0,02)	0,06* (0,03)	0,004 (0,03)	0,06*** (0,03)	0,003 (0,03)
Les ordinaires	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Les cigales prudentes	-0,03 (0,02)	-0,13*** (0,03)	-0,008 (0,03)	-0,13*** (0,03)	-0,008 (0,03)
Les têtes brûlées	-0,05** (0,02)	-0,12*** (0,03)	-0,04 (0,04)	-0,12*** (0,03)	-0,04 (0,03)
N	1 999	1 999	1 166	1 999	1 166
Log-vraisemblance	-513,76	-1 217,47	-433,80	-1 651,26	
ρ estimé	-	-	-	-0,05 (0,90)	

Note : Les modèles estimés intègrent les mêmes variables sociodémographiques que celles présentées dans le tableau 4. Sont uniquement reportés dans ce tableau les effets marginaux associés aux préférences face au risque et au temps. Entre parenthèse figurent les écart-types.

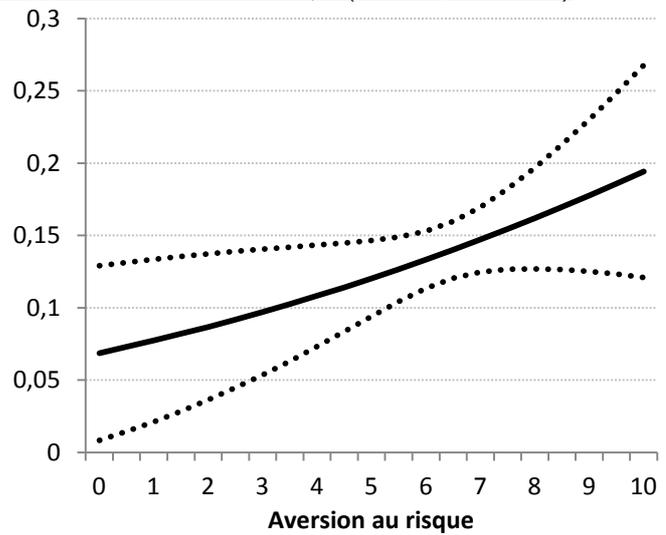
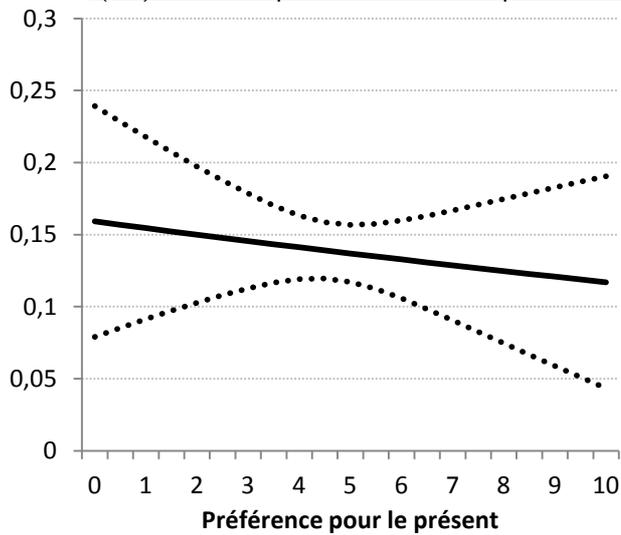
Les probabilités simulées pour chaque catégorie de la typologie d'envisager le risque dépendance et de souscrire une assurance dépendance sont présentées dans les graphiques 9.1, 9.2 et 9.3. Ces résultats confirment l'importance de la préférence pour le présent : toutes choses égales par ailleurs, les bons pères de famille et les entrepreneurs ont une probabilité moyenne d'envisager le risque dépendance supérieur à 70 % contre moins de 50% pour les cigales prudents et les têtes brûlées (graphiques 9.1). Lorsque l'on s'intéresse à la probabilité conditionnelle de souscrire à une assurance dépendance, la typologie est moins clivante : seules les têtes brûlées se démarquent par une probabilité plus faible (graphiques 9.2). L'effet sur la probabilité de souscrire une assurance dépendance permet de tenir compte de l'effet cumulé de la préférence pour le présent sur le fait d'envisager le risque dépendance et de l'aversion au risque sur le fait de souscrire une assurance : les plus prévoyants et les plus prudents, i.e. les bons pères de famille ont une probabilité moyenne égale à 10% de souscrire une assurance dépendance contre un peu moins de 5% chez les moins prévoyants et les moins prudents, i.e. les têtes brûlées.

Graphique 8 : Probabilités simulées moyennes en fonction des préférences

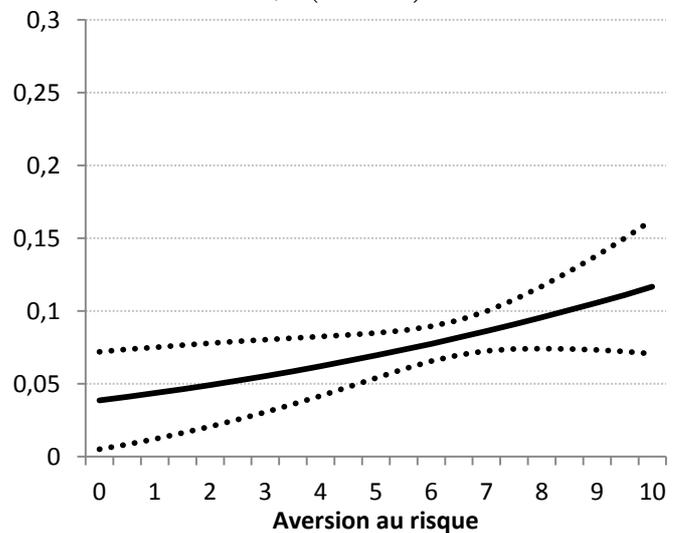
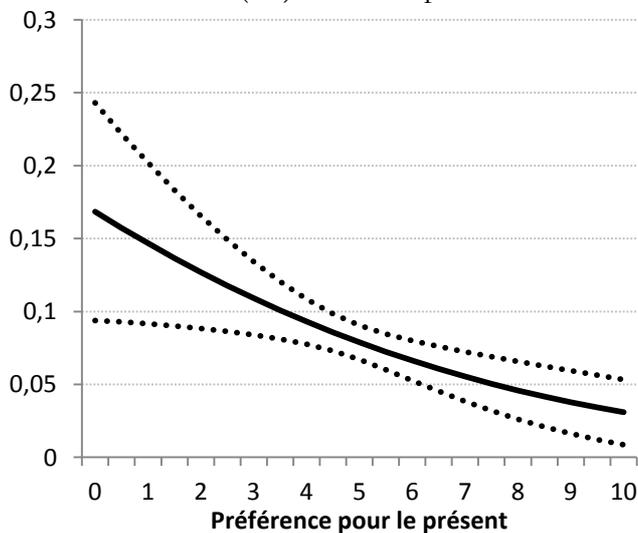
(8.1) Effet des préférences sur la probabilité d'envisager le risque dépendance, $P(ENV=1)$



(8.2) Effet des préférences sur la probabilité conditionnelle de s'assurer, $P(ASS=1/ENV=1)$

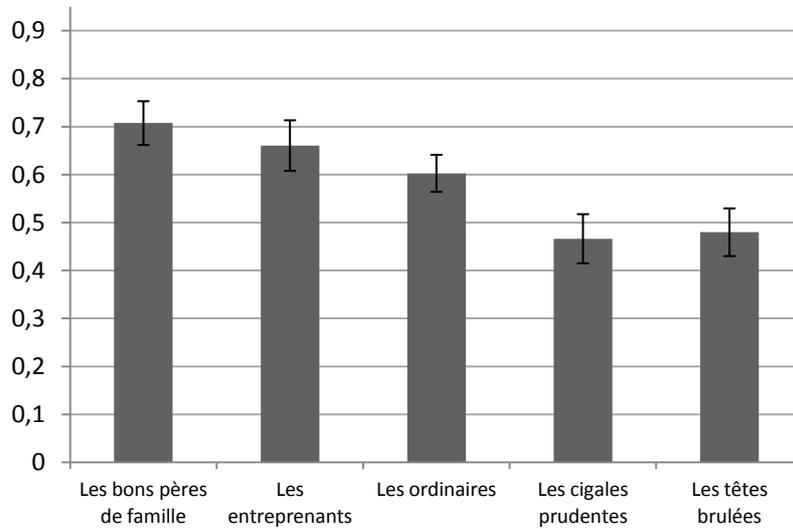


(8.3) Effet des préférences sur la probabilité de s'assurer, $P(ASS=1)$

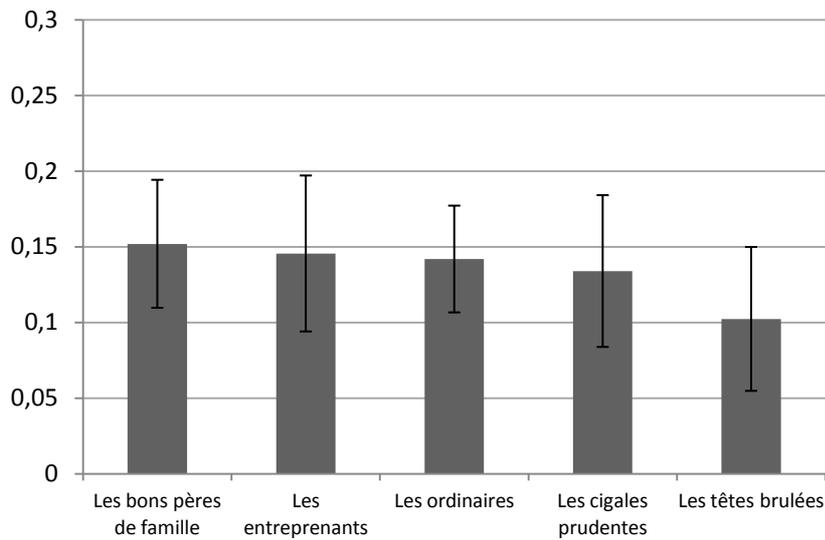


Graphique 9 : Probabilités simulée moyenne pour chaque catégorie de la typologie

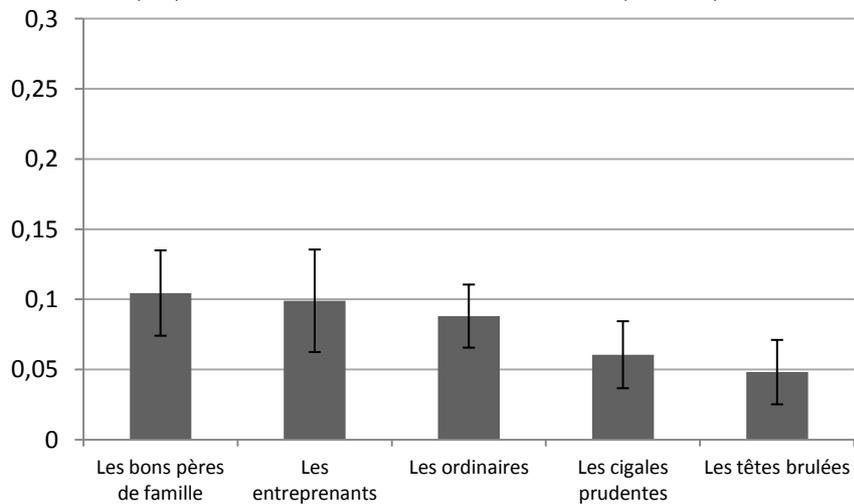
(9.1) Probabilité simulée d'envisager le risque dépendance, $P(ENV=1)$



(9.2) Probabilité simulée conditionnelle de s'assurer, $P(ASS=1/ENV=1)$



(9.3) Probabilité simulée de s'assurer, $P(ASS=1)$



7. Conclusion

Pour étudier le rôle que pourrait à l'avenir jouer le marché de l'assurance dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes, cet article propose une analyse empirique des comportements de couverture face au risque dépendance. L'exploitation des données inédites de l'enquête PATER permet de ce point de vue d'enrichir la littérature existante à deux niveaux.

L'analyse menée permet tout d'abord de mettre en lumière le rôle crucial de la perception du risque. Une part importante des individus n'envisagent pas le risque dépendance et ne développent en conséquence aucune stratégie de couverture. Ce résultat met en exergue l'importance de la myopie comme facteur explicatif de la faible disposition des individus à souscrire à une assurance dépendance, myopie pouvant par exemple être réduite par le fait de connaître dans son entourage une personne âgée dépendante. Faire reposer une partie croissante de la prise en charge des personnes âgées dépendantes sur un système assurantiel privé passe donc vraisemblablement en premier lieu par une communication accrue sur le risque dépendance et les coûts associés.

Outre la mise en évidence du rôle majeur de la perception du risque sur les comportements de couvertures, l'enquête PATER permet d'intégrer directement dans l'analyse les préférences des individus à l'égard du risque et du temps. La construction de scores nous permet de ce point de vue d'appréhender l'hétérogénéité des individus au regard de deux dimensions clés des préférences : la préférence pour le présent et l'aversion au risque. Cette méthodologie permet de mettre en évidence l'impact direct des préférences sur les comportements de couverture face au risque dépendance : de manière attendue, les individus les plus prévoyants et les plus prudents ont une plus grande propension à s'assurer face au risque dépendance. Les deux dimensions n'ont cependant pas le même pouvoir explicatif. L'éloignement temporel de survenance du risque dépendance rend l'incidence de la préférence pour le présent prépondérante, l'aversion pour le risque ne jouant qu'un rôle secondaire. Plus précisément, l'estimation d'un modèle en deux étapes montre que la préférence pour le présent explique le fait d'envisager le risque dépendance tandis que l'aversion au risque explique le fait de s'assurer parmi ceux envisageant le risque dépendance.

L'analyse menée ne tient pas compte d'une autre dimension majeure des préférences fréquemment mise en avant pour expliquer les comportements de couverture face au risque dépendance : l'altruisme familial. L'une des spécificités du risque dépendance est que sa survenance implique une prise en charge faisant intervenir des aidants informels. L'aide informelle, apportée en premier lieu par les conjoints et les enfants, constitue une alternative très peu coûteuse à l'aide professionnelle. Elle s'accompagne néanmoins de coûts indirects, généralement non monétaires, pour les aidants informels. Les individus les plus altruistes seraient dès lors incités à s'assurer pour couvrir leur proche du risque d'être aidant. Une prochaine étape de ce travail vise à enrichir l'étude de l'impact des préférences en intégrant l'altruisme. L'enquête PATER permet en effet d'adopter une méthodologie semblable à celle utilisée pour la préférence pour le présent et l'aversion au risque.

Références bibliographiques

- Arrondel L., Masson, A. et Verger D. (2004)**, “Les comportements de l'épargnant à l'égard du risque et du temps”, *Economie et Statistiques*, n°374-375, p. 9-19.
- Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2004)**, « De la théorie à une enquête méthodologique originale », *Economie et Statistique*, n°374-375, p. 21-51.
- Assous L. et Mahieu R. (2002)**, “L'assurabilité de la dépendance et sa prise en charge par le secteur privé”, *Revue économique*, vol. 53, p. 887-912.
- Barsky R.B., Kimball M.S., Juster F.T. et Shapiro M.D. (1997)**, « Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Survey », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, n° 2, pp. 537-580.
- Bien F., Chassagnon A. et Plisson M. (2012)**, « Est-il rationnel de ne pas s'assurer contre la dépendance ? », *Revue Française d'Economie*, n°26, p.31-61
- Brown J. R. et Kinkelstein A. (2009)**, “The Private Market for Long-Term Care Insurance in the United States: A Review of the Evidence”, *The Journal of Risk and Insurance*, vol. 76, p. 5-29.
- Courbage C. et Roudaut N. (2008)**, “Empirical evidence on Long-term Care Insurance Purchase in France”, *The Geneva Paper*, n°33, 645-658.
- Davin, B., Paraponaris, A. et Verger, P. (2009)**, “Entre famille et marché : déterminants et coûts monétaires de l'aide informelle reçue par les personnes âgées en domicile ordinaire”, *Revue Management & Avenir*, 2009/6 – no. 26.
- Finkelstein A., Erzo F., Luttmer P. et Notowidigdo M.J. (2009)**, “Approaches to estimating the health dependence of the Utility function”, *American Economic Review: Papers & Proceeding*, n°99-2, p. 116-221.
- Finkelstein A. et MacGarry K. (2006)**, “Multiple Dimensions of Private Information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market”, *American Economic Review*, n°96(4), p.938-958.
- Pauly M. V. (1990)**, “The Rational Nonpurchase of Long-Term-Care Insurance”, *Journal of Political Economy*, vol. 98, n°1, p. 153-168.
- Petite S. et Weber A. (2006)**, “Les effets de l'allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées”, *Etudes et résultats*, n°459, DREES.
- Plisson M. et Legal R. (2011)**, “Who is willing to pay for Long-Term Care Insurance in France?”, mimeo.
- Plisson M. (2011)**, “Pourquoi les Français ne souscrivent pas davantage de contrats d'assurance dépendance ? ”, *Scor Papers*, n°15.
- Sloan F. A. et Norton E. C. (1997)**, “Adverse Selection, Bequests, Crowding Out, and Private Demand for Insurance: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market”, *Journal of Risk and Uncertainty*, n°15, p. 201-219.
- Gollier L., Eeckhoudt C. et Sclessinger H. (2005)**, “Economic and Financial Decision under Risk”, Princeton University Press
- Rosso-Debord V. (2010)**, Rapport d'information sur la prise en charge des personnes âgées dépendantes, Rapport de l'Assemblée Nationale.
- Spector P.E. (1991)**, Summated Rating Scale Construction: An Introduction, Newbury Park, CA: Sage Publications.

Annexe A: Analyse du profil des individus au regard de leur préférences face au risque

Tableau A.1 : Résultats d'estimation d'un Logit Multinomial (effet marginaux)

		Les bons pères de famille	Les entrepreneurs	Les ordinaires	Les cigales prudentes	Les têtes brulées
<u>Age :</u>						
	<i>Age</i>	0,02* (<0,01)	0,02* (<0,01)	0,008 (0,01)	-0,02*** (<0,01)	-0,02** (<0,01)
	<i>Age²</i>	-0,0001 (<0,01)	-0,0002** (<0,01)	-0,0001 (<0,01)	0,0002*** (<0,01)	0,0001** (<0,01)
<u>Sexe :</u>						
	<i>Femme</i>	0,10*** (0,02)	-0,04** (0,02)	0,005 (0,02)	0,03* (0,02)	-0,10*** (0,02)
	<i>Homme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<u>Configuration familiale :</u>						
	<i>Célibataire sans enfant</i>	0,09** (0,04)	-0,01 (0,02)	-0,09*** (0,03)	0,04 (0,03)	-0,02 (0,03)
	<i>Célibataire avec enfant(s)</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	<i>En couple sans enfant</i>	0,14** (0,06)	-0,09*** (0,02)	-0,04 (0,05)	0,07 (0,05)	-0,08*** (0,03)
	<i>En couple avec enfant(s)</i>	0,08*** (0,02)	-0,04** (0,02)	-0,02 (0,03)	0,06*** (0,02)	-0,08*** (0,02)
	<i>Non répondant</i>	0,04 (0,08)	-0,12*** (0,03)	-0,04 (0,07)	0,03 (0,07)	0,09 (0,07)
<u>Niveau d'éducation :</u>						
	<i>Ens. secondaire ou inférieure Technique court</i>	<i>Réf.</i> 0,03 (0,03)	<i>Réf.</i> -0,008 (0,03)	<i>Réf.</i> -0,01 (0,03)	<i>Réf.</i> 0,01 (0,02)	<i>Réf.</i> -0,01 (0,02)
	<i>Niveau BAC ou brevet pro</i>	0,05 (0,03)	0,02 (0,03)	-0,04 (0,03)	-0,01 (0,02)	-0,01 (0,02)
	<i>Technique supérieur</i>	0,09** (0,04)	0,04 (0,04)	-0,05 (0,04)	-0,01 (0,04)	-0,01 (0,03)
	<i>Supérieur</i>	0,07* (0,04)	0,06 (0,04)	-0,14*** (0,03)	0,03 (0,03)	-0,06** (0,03)
<u>Revenu :</u>						
	<i>]- ; 12 000[</i>	-0,04* (0,02)	-0,006 (0,02)	-0,02 (0,03)	-0,02 (0,02)	0,08*** (0,02)
	<i>[12 000 ; 20 000[</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	<i>[20 000 ; 40 000[</i>	0,03 (0,02)	-0,03 (0,02)	0,02 (0,03)	-0,02 (0,02)	-0,01 (0,02)
	<i>[40 000 ; +[</i>	0,10* (0,05)	-0,002 (0,03)	0,06 (0,06)	-0,13*** (0,03)	-0,02 (0,05)
	<i>Non répondant</i>	0,07 (0,06)	-0,08** (0,04)	-0,02 (0,06)	-0,04 (0,04)	0,08 (0,06)

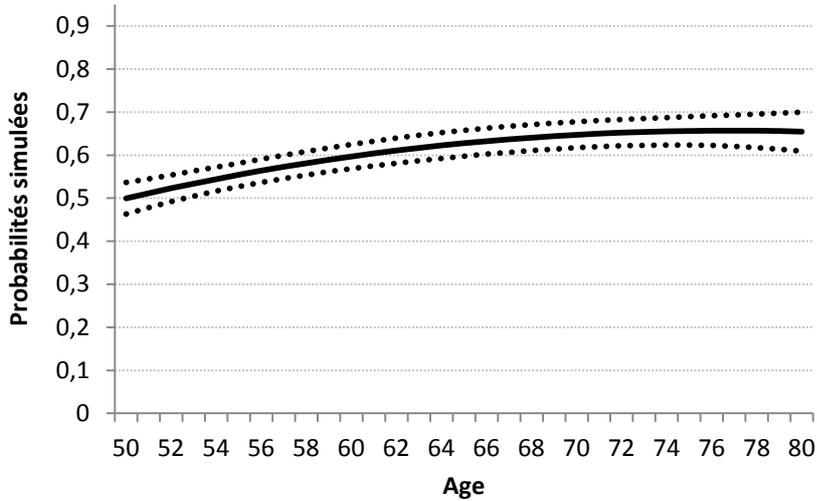
Suite du tableau à la page suivante

Tableau A.1 : suite

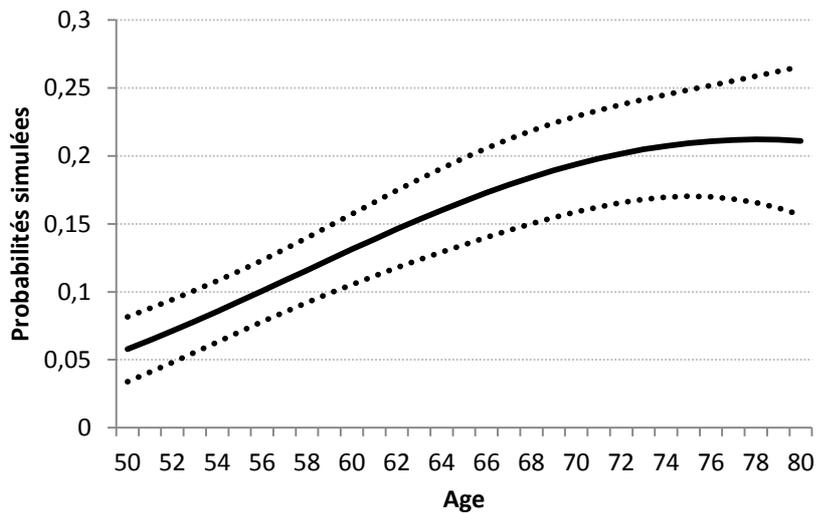
	Les bons pères de famille	Les entrepreneurs	Les ordinaires	Les cigales prudentes	Les têtes brulées
<u>Santé autodéclarée :</u>					
<i>Très bon ou bon</i>	-0,007 (0,02)	0,01 (0,02)	0,01 (0,02)	-0,004 (0,02)	-0,01 (0,02)
<i>Satisfaisant</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Mauvais ou très mauvais</i>	0,01 (0,03)	-0,02 (0,04)	0,06 (0,04)	-0,06*** (0,03)	0,01 (0,03)
<u>Exposition à la dépendance :</u>					
<i>Père dépendant</i>	0,003 (0,02)	0,04 (0,02)	-0,04 (0,03)	0,02 (0,03)	-0,03 (0,02)
<i>Mère dépendante</i>	0,008 (0,02)	0,01 (0,02)	0,02 (0,02)	0,01 (0,02)	-0,05*** (0,02)
<i>Conjoint dépendant</i>	-0,06 (0,04)	0,11* (0,06)	0,04 (0,06)	-0,04 (0,04)	-0,05 (0,04)
<i>Grand-parent dépendant</i>	0,07** (0,03)	0,008 (0,03)	-0,05 (0,04)	-0,03 (0,03)	0,003 (0,03)
<i>Autre</i>	0,04* (0,02)	0,02 (0,02)	-0,01 (0,04)	-0,03* (0,02)	-0,014 (0,02)
<u>Activité sportive :</u>					
<i>Oui, souvent</i>	0,003 (0,03)	0,07*** (0,02)	0,01 (0,03)	-0,04 (0,03)	-0,04* (0,02)
<i>De temps en temps</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Non, jamais</i>	0,1 (0,02)	-0,07*** (0,02)	-0,03 (0,02)	0,08*** (0,02)	0,004 (0,02)
<i>Non répondant</i>	-0,15*** (0,05)	-0,02 (0,09)	0,05 (0,11)	0,06 (0,10)	0,05 (0,10)
<u>Consommation d'alcool :</u>					
<i>Elevée</i>	-0,05 (0,09)	0,034 (0,08)	0,03 (0,10)	-0,04 (0,07)	0,02 (0,07)
<i>Moyenne</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<i>Modérée/faible</i>	0,08*** (0,03)	0,05* (0,03)	0,02 (0,04)	-0,07** (0,03)	-0,08*** (0,03)
<i>Inexistante</i>	0,13*** (0,05)	0,01 (0,03)	-0,03 (0,04)	-0,03 (0,03)	-0,08*** (0,03)
<i>Non répondant</i>	-0,19*** ($<0,01$)	-0,15*** ($<0,01$)	-0,11 (0,15)	-0,005 (0,12)	0,46*** (0,17)
N	1 999				
Log-vraisemblance	-2 870,96				

Annexe B : Probabilités simulées moyennes en fonction de l'âge

(B.1) Effet de l'âge sur la probabilité d'envisager le risque dépendance, $P(\text{ENV}=1)$



(B.2) Effet de l'âge sur la probabilité conditionnelle de s'assurer, $P(\text{ASS}=1/\text{ENV}=1)$



(B.3) Effet de l'âge sur la probabilité de s'assurer, $P(\text{Ass}=1)$

