

Dans quelle mesure les préférences individuelles contraignent-elles le développement du marché de l'assurance dépendance ?

Roméo Fontaine *, Manuel Plisson ** et Nina Zerrar ***

Dans un contexte de vieillissement de la population, différents *scenarii* sont envisagés pour réformer l'organisation et le financement de la prise en charge des personnes âgées dépendantes. La place de la prévoyance individuelle dans le financement de la dépendance est à ce titre largement débattue. À l'heure actuelle, malgré des restes à charge potentiellement conséquents, peu d'individus disposent d'une couverture assurantielle.

Cet article vise à enrichir la littérature existante en évaluant dans quelle mesure les préférences observées dans la population limitent cette couverture. Nous mobilisons pour cela l'enquête *Patrimoine et préférences vis-à-vis du temps et du risque (Pater)* de 2011. À la demande de la Fondation Médéric Alzheimer, la vague 2011 de l'enquête *Pater* a intégré un questionnaire complémentaire relatif à la perception du risque dépendance et aux comportements d'assurance (*Pated*). L'enquête *Pater* permet la construction de scores quantifiant quatre dimensions des préférences susceptibles d'influencer la perception du risque et la probabilité de souscrire une assurance parmi les individus percevant le risque : la préférence pour le présent, l'aversion au risque, l'altruisme familial et le goût présumé pour l'aide informelle.

Les résultats des estimations montrent le rôle significatif de chacune de ces dimensions dans la demande d'assurance. Néanmoins, même au sein d'une population présentant les préférences les plus favorables à la souscription d'une assurance, les simulations montrent que le taux d'équipement ne dépasserait pas 20 %. Le recours accru à la prévoyance individuelle par le biais d'une généralisation des couvertures assurantielles privées apparaît donc difficilement envisageable à moins d'une forte évolution de l'offre d'assurance ou d'une régulation publique incitant ou contraignant la souscription d'une assurance.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Codes JEL : C25, D91, G22, I12, I18, J14.

Mots-clés : dépendance, perte d'autonomie, assurance dépendance, demande d'assurance, préférence pour le présent, aversion du risque.

* Laboratoire d'économie de Dijon (LEDi – UMR 6307 – Université de Bourgogne – CNRS – U1200 Inserm), Fondation Médéric Alzheimer.

** Fondation Médéric Alzheimer, LEDa-LEGOS (PSL, Université Paris-Dauphine).

*** LEDa-LEGOS (PSL, Université Paris-Dauphine), Fondation Médéric Alzheimer.

Remerciements : l'enquête complémentaire *Pated* a été financée par la Fondation Médéric Alzheimer. La vague 2011 de l'enquête *Pater* a bénéficié du soutien financier du Cepremap, de l'Institut pour la recherche de la Caisse des Dépôts, du groupe Harvest et de la chaire Groupama « Les particuliers face au risque ». Nous remercions ces différents organismes pour leur soutien. Nous remercions chaleureusement Luc Arrondel et André Masson qui ont bien voulu intégrer à l'enquête *Pater* l'enquête complémentaire *Pated*, et qui ont conçu la méthodologie utilisée dans cet article pour mesurer les préférences. Nous remercions les membres du comité de pilotage de l'enquête *Pated* (Luc Arrondel, Alain Bérard, Frédéric Chassagne, Agnès Gramain, André Masson, Alain Rosenkier, Véronique Noiville) qui nous ont fait bénéficier de leur expertise dans la construction du questionnaire *Pated*. Nous remercions également Jérôme Wittwer pour ses commentaires et suggestions sur une précédente version de cet article, ainsi que les deux rapporteurs anonymes.

Selon la dernière évaluation de la Drees, les ressources financières consacrées au niveau national à la prise en charge des personnes âgées dépendantes étaient en 2011 évaluées à 28,3 milliards d'euros soit 1,41 points de PIB (Renoux et Roussel, 2014). Ces dépenses apparaissent aujourd'hui largement socialisées. Évalué à 21,1 milliards d'euros en 2011, soit 1,05 point de PIB, l'effort public en faveur des personnes âgées dépendantes représentait 75 % du coût financier global de la prise en charge. Les restes à charge n'en demeurent pas moins importants pour les personnes âgées ayant besoin d'une aide dans l'accomplissement des actes de la vie quotidienne. Au niveau national, le coût à la charge des ménages est estimé à 7,2 milliards d'euros¹. En effet, si les financements publics couvrent 99 % des dépenses de santé, ils ne couvrent que 83 % des dépenses médico-sociales et seulement 28 % des dépenses d'hébergement.

Rapporté au nombre de bénéficiaires de l'Allocation personnalisée d'autonomie² (Apa), cela représente approximativement un reste à charge individuel moyen de 396 euros par mois. Pour les personnes les plus dépendantes (GIR 1 et GIR 2), le reste à charge est estimé à environ 3,6 milliards d'euros au niveau national, soit au niveau individuel 692 euros par mois en moyenne³. Cette évaluation macroéconomique du reste à charge monétaire sous-estime néanmoins à double titre les véritables coûts privés induits par la prise en charge de la perte d'autonomie.

Tout d'abord, certaines dépenses échappent à cet exercice complexe de comptabilité, que ce soit par exemple les dépenses occasionnées par le recours à des aidants professionnels en dehors du cadre de l'Apa ou les dépenses associées aux aménagements du logement. Faute de données statistiques au niveau individuel, les restes à charge monétaires réels ainsi que leur distribution au sein de la population sont en fait relativement mal connus à ce jour. On sait malgré tout qu'ils peuvent atteindre des montants importants. Selon les estimations de la Drees, le reste à charge mensuel moyen en institution est estimé à 1 468 euros en 2007 (Fragonard, 2011). Dans le cas des personnes atteintes de la maladie d'Alzheimer, le reste à charge mensuel moyen est estimé à 570 euros à domicile et 2 300 euros en institution (Association France Alzheimer, 2010).

Par ailleurs, les coûts monétaires ne constituent qu'une partie des coûts privés. L'aide informelle représente en effet une ressource majeure dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes. Or celle-ci implique des coûts pour les

aidants, que ce soit en termes de réduction de l'offre de travail ou de détérioration de l'état de santé (Fontaine, 2011). Selon l'enquête *Handicap Santé Aidant* réalisée en 2008 (Drees et Insee), l'aide informelle serait au niveau national évaluée à 8,3 milliards d'euros (Davin *et al.*, 2014). Ajoutés aux coûts monétaires évalués par la Drees, on arrive à un coût global approximatif de 36,6 milliards d'euros (1,65 points de PIB), dont 42 % à la charge des ménages.

La loi d'orientation et de programmation « pour l'adaptation de la société au vieillissement » devant entrer en vigueur en 2015 a pour ambition de réduire les dépenses à la charge des ménages. Pour financer cette réforme globale, une nouvelle taxe a d'ores et déjà été instaurée sur les pensions des retraités imposables (à hauteur de 0,3 %) par la Loi de financement de la Sécurité sociale pour 2013. Entrée en vigueur le 1^{er} avril 2013, la Contribution additionnelle de solidarité pour l'autonomie (Casa) permettra en 2014 de dégager environ 600 millions d'euros. Si en 2013 et 2014, les produits de la Casa ont à titre dérogatoire été reversés au Fond de solidarité vieillesse, ils seront, dès la réforme actée, affectés au financement de la prise en charge des personnes âgées dépendantes. Les ressources publiques que la Casa permet de mobiliser sont cependant loin de couvrir les restes à charge actuels, si bien que les ménages devront compter sur leurs propres ressources pour faire face au coût d'une prise en charge à domicile ou en institution.

Le vieillissement de la population ne fait qu'accroître la difficulté des pouvoirs publics à réduire les restes à charge des ménages, le maintien de l'effort public actuel étant lui-même menacé. À l'horizon 2060, et en l'absence de réforme, les dépenses publiques en faveur des personnes âgées dépendantes devraient selon les dernières projections de la Drees s'établir à 1,77 point de PIB. Le maintien de la couverture publique nécessite donc de dégager des ressources publiques équivalentes à 0,72 point de PIB (Roussel et Zaidman, 2014). Si les besoins de financement seront, dans les vingt prochaines

1. Sur ces 7,2 milliards, la part financée par des assurances sous forme de prestation dépendance reste très faible : 173 millions d'euros en 2011 (FFSA, 2012). Cette faible participation des assurances s'explique par le faible taux de couverture mais aussi le manque de maturité du marché.

2. L'Apa est une allocation destinée aux personnes âgées dépendantes de 60 ans ou plus. Elle permet de financer des aides et des services nécessaires à l'accomplissement des actes de la vie quotidienne.

3. Ce montant est à comparer avec le montant moyen des pensions de retraite de droit direct qui en 2011 était de 1 256 euros (Drees, 2013).

années, nettement plus importants en matière de retraite, les besoins de financements du risque dépendance seront, selon toute vraisemblance, supérieurs à ceux du risque retraite après 2050. Au final, c'est vraisemblablement plus une augmentation des coûts à la charge des ménages qui est à redouter, tant un accroissement de la contribution publique est difficile à envisager.

Dans ce contexte, la prévoyance individuelle, *via* le recours à une assurance dépendance, peut être amenée à jouer un rôle important pour financer les restes à charge monétaires et réduire les coûts associés à l'aide informelle. Si la nécessité d'une réforme du système de protection sociale est globalement partagée, la place à accorder au marché est largement débattue⁴.

À l'heure actuelle, et malgré l'importance des restes à charge, relativement peu d'individus disposent en France d'une véritable couverture assurantielle sur le risque dépendance. Bien que près de 5,5 millions d'individus disposent en France d'une assurance dépendance souscrite auprès d'un organisme privé (sociétés d'assurance, mutuelles ou institutions de prévoyance), seuls 2 millions disposent d'une couverture viagère (cf. encadré 1). Cela représente moins de 10 % de la population des 50 ans et plus. Ce constat n'est pas propre à la France. Même aux États-Unis, qui présentent

4. Cf. par exemple le rapport Rosso-Debord (2011) ou le rapport Fragonard (2011) pour une discussion sur un scénario d'assurance privée universelle.

Encadré 1

LE MARCHÉ DE L'ASSURANCE DÉPENDANCE EN FRANCE

En 2010, selon la Fédération française des sociétés d'assurance (FFSA), 5,5 millions d'individus détenaient une couverture dépendance par le biais d'une société d'assurance, d'une mutuelle ou d'une institution de prévoyance. Les garanties sont néanmoins très variables suivant le type de contrat si bien que moins de 2 millions d'individus peuvent être considérés comme réellement couverts à long terme. Une majorité d'assurés dispose en fait d'une couverture renouvelable associée à un contrat santé et des garanties sous forme de rentes relativement modestes (FFSA, 2012).

En France, si les différents produits de couverture présents sur le marché proposent tous, en cas de dépendance, des indemnités sous forme de rente forfaitaire, ils se distinguent au regard de la durée de la garantie (Fontaine et Zerrar, 2013). Certains contrats proposent tout d'abord une couverture annuelle révisable. C'est le cas des garanties proposées par les mutuelles, qui couvrent deux tiers des individus disposant d'une couverture dépendance. La garantie dépendance, qui est généralement une garantie accessoire d'un contrat complémentaire santé, couvre alors uniquement l'année en cours, le contenu de la garantie pouvant potentiellement être remis en cause périodiquement par l'assureur. L'assuré n'a donc au final aucune garantie d'être couvert à long terme. La rente versée en cas de dépendance est de plus relativement modeste. Une mutuelle française couvrant près de 2 millions d'individus propose par exemple une rente forfaitaire mensuelle de 120 euros et ne couvre que la dépendance lourde.

D'autres contrats proposent des couvertures viagères, offrant ainsi des garanties jusqu'au décès de l'assuré. Près de 1,1 million d'individus disposent dans ce cadre d'une assurance individuelle par l'intermédiaire d'un contrat spécifique dépendance, contracté auprès d'une société d'assurance. Dans ce cas, l'assureur s'engage à verser à l'assuré en cas de dépendance

une rente forfaitaire d'un montant prédéterminé, et cela jusqu'au décès de l'assuré, en échange du versement d'une cotisation mensuelle. D'après la FFSA, la cotisation moyenne s'établissait en 2011 à 30 euros par mois en moyenne, la rente versée en cas d'entrée en dépendance étant quant à elle en moyenne de 583 euros par mois. Les montants de cotisations dépendent de l'âge de souscription tandis que les rentes forfaitaires dépendent de la couverture (dépendance lourde uniquement ou dépendance partielle comprise). Les sociétés d'assurance couvrent en plus un demi-million d'individus ayant souscrit une assurance principale dépendance via un contrat collectif obligatoire ou *via* une garantie accessoire couplée à une autre garantie (santé, décès, épargne). Ces couvertures sont beaucoup plus réduites, les cotisations associées au contrat collectif étant en moyenne de 7 euros par mois et ouvrant droit à des rentes mensuelles ne dépassant pas 200 euros. Les institutions de prévoyance proposent des couvertures semblables auprès d'environ 300 000 salariés.

Toujours d'après la FFSA, les prestations versées en 2010 aux personnes âgées dépendantes représentaient au total près de 166 millions d'euros, somme négligeable au regard du reste à charge total de 7,2 milliards d'euros évoqué précédemment. La population assurée est néanmoins relativement jeune, si bien qu'une partie importante des cotisations versées sert à provisionner les risques futurs. Fin 2010, près de 3,6 milliards avaient été provisionnés pour faire face aux engagements futurs des assureurs.

La faible prise en charge des dépenses financées par l'intermédiaire d'une couverture assurantielle privée n'est pas propre à la France. Même aux États-Unis, pays où le marché de l'assurance dépendance serait le plus développé, seuls 4 % des dépenses de prise en charge sont financées par le biais d'une assurance privée (Brown et Finkelstein, 2009).

un contexte institutionnel tout à fait différent, le marché peine à se développer (Brown et Finkelstein, 2009).

Ce faible taux d'équipement questionne nécessairement la capacité du marché à prendre en charge, parallèlement aux solidarités publiques et familiales, une partie du risque financier associé à la dépendance. Le marché étant relativement jeune, il est probable qu'en absence de défaillance de marché, celui-ci se développe progressivement sans régulation publique particulière. En revanche, si en raison des spécificités du risque dépendance, les individus sont majoritairement peu enclins à adopter spontanément des comportements de couverture, la question d'une régulation publique du marché se pose avec plus d'acuité. Celle-ci peut potentiellement prendre la forme d'une solvabilisation de la demande, d'une régulation accrue de l'offre, ou encore de l'instauration d'une assurance obligatoire. Comprendre les mécanismes à l'origine du faible recours aux assurances privées est donc important pour discuter de la nécessité d'une régulation publique.

Cet article propose une étude empirique de la demande d'assurance visant à mieux comprendre le faible taux d'équipement dans la population. Notre analyse empirique propose dans cette optique d'évaluer le rôle spécifique des préférences individuelles dans la souscription d'une assurance. Quatre dimensions des préférences individuelles susceptibles d'expliquer les comportements de couverture sont considérées dans l'analyse : la préférence pour le présent, l'aversion au risque, l'altruisme familial et le goût pour l'aide informelle. L'enjeu est en particulier d'évaluer dans quelle mesure le développement du marché de l'assurance dépendance bute sur la faible prédisposition des individus à recourir à des instruments permettant de couvrir et d'anticiper les coûts éventuels d'une entrée en dépendance. Les spécificités du risque dépendance laissent en effet présager que la souscription à une assurance implique des préférences particulières, peut-être peu fréquentes dans la population, associant à la fois un certain degré de prudence, d'altruisme familial et un goût limité pour l'aide informelle.

Pour évaluer dans quelle mesure les préférences observées dans la population contraignent la demande d'assurance, nous évaluons dans un premier temps le pouvoir explicatif de chacune de ces dimensions dans

le recours à une assurance. Dans un second temps, nous utilisons les résultats d'estimation obtenus pour simuler le taux de couverture dans une population fictive caractérisée par des préférences très favorables à la souscription d'une assurance, mais réalistes. S'il s'avère que cette population fictive s'assure peu, alors seules des préférences inobservables dans la population pourraient conduire dans le contexte actuel à un taux de couverture important. Un tel résultat démontrerait que le développement futur du marché de l'assurance dépendance est plus qu'incertain et que seule une régulation publique adaptée ou un renouvellement important des produits offerts sur le marché seraient en mesure d'accroître la couverture assurantielle privée.

Ces nouvelles perspectives de recherche sont autorisées par l'exploitation jointe des données de l'enquête *Patrimoine et préférences vis-à-vis du temps et du risque (Pater)* et de son module complémentaire dépendance *Pated* développé par la Fondation Médéric Alzheimer (cf. encadré 2). Nous nous appuyons en particulier sur le croisement des informations recueillies d'un côté *via* l'enquête *Pater* sur les caractéristiques sociodémographiques des individus (sexe, âge, niveau d'éducation, etc.), leurs préférences et le contexte dans lequel s'exprime ces préférences (patrimoine, revenu, configurations familiales, etc.), et d'un autre côté *via* l'enquête complémentaire *Pated* sur la perception du risque dépendance et les comportements de couverture.

Le reste de l'article s'organise de la manière suivante. Nous synthétisons dans un premier temps les différents arguments présentés dans la littérature pour rendre compte de la faible demande d'assurance dépendance. Nous proposons dans une seconde section un panorama descriptif de la perception du risque dépendance et des comportements de couverture au sein de notre échantillon. Une troisième section expose notre approche empirique en présentant la méthode de « *scoring Pater* » utilisée pour mesurer les 4 dimensions des préférences considérées ici, ainsi que la modélisation économétrique utilisée pour évaluer le pouvoir explicatif de chacune de ces dimensions. Les résultats d'estimations relatifs aux déterminants sociodémographiques de la demande d'assurance sont présentés dans une quatrième section. Enfin, une cinquième section présente les résultats d'estimation et les simulations permettant d'évaluer le rôle spécifique des préférences dans la demande d'assurance.

Les freins possibles au développement du marché de l'assurance dépendance

Les premiers travaux visant à expliquer le faible développement du marché de l'assurance dépendance ont pointé les défaillances

de l'offre⁵. Selon Brown et Finkelstein (2009), différentes imperfections du côté de l'offre réduisent l'attractivité des couvertures

5. Cf. Assous et Mahieu (2002) ou Brown et Finkelstein (2009) pour une analyse des différents freins, en particulier du côté de l'offre, au développement du marché de l'assurance dépendance.

Encadré 2

DONNÉES : L'ENQUÊTE *Pater* ET LE MODULE COMPLÉMENTAIRE *Pated*

L'analyse empirique des comportements de couverture face au risque dépendance est réalisée à partir de la vague 2011 de l'enquête *Patrimoine et préférences vis-à-vis du temps et du risque (Pater)* et de son module complémentaire spécifique à la dépendance *Pated*.

L'enquête *Pater*

Menée pour la première fois en 1998 par l'Insee en tant que module complémentaire à l'enquête *Patrimoine*, puis reconduite à l'initiative de Luc Arrondel et André Masson depuis 2002 tous les deux ou trois ans, l'enquête *Pater* est une enquête en population générale, représentative des personnes de 18 ans ou plus résidant sur le territoire français. L'enquête vise à étudier les comportements patrimoniaux des ménages au regard des caractéristiques sociodémographiques et économiques traditionnelles des individus mais aussi et surtout des préférences individuelles face au risque et au temps. La principale originalité de l'enquête *Pater* est de proposer une évaluation de différentes dimensions des préférences guidant les comportements patrimoniaux, telles que l'aversion au risque, la préférence pour le présent ou bien encore l'altruisme familial (Arrondel et al., 2004). Pour une présentation détaillée du projet *Pater* et de ses principaux résultats, le lecteur pourra se reporter aux numéros spéciaux 374-375 de la revue *Économie et Statistique* (2004) ou plus récemment à Arrondel et Masson (2014) qui offrent une synthèse du projet.

Module complémentaire *Pated* de la Fondation Médéric Alzheimer

En 2011, la Fondation Médéric Alzheimer s'est associée au projet *Pater* afin d'intégrer le questionnaire complémentaire *Pated*. Le questionnaire *Pated* est spécifiquement dédié aux comportements de couverture face au risque dépendance. Les enquêtés sont interrogés sur leur perception du risque, les comportements de couverture adoptés ou encore les raisons les incitant à ne pas se prémunir contre ce risque. Cette enquête permet ainsi d'étudier pour la première fois, sur un échantillon représentatif de la population française, les stratégies adoptées par les individus pour faire face au risque financier associé à l'entrée en dépendance.

Le questionnaire *Pated* a été conçu par la Fondation Médéric Alzheimer afin de répondre principalement à deux objectifs. Le premier est d'évaluer la perception qu'ont les individus d'être un jour en situation de dépendance en identifiant les facteurs expliquant la

plus ou moins grande propension des individus à anticiper la possible survenance de cet état. À ce titre, le fait d'avoir été confronté à la perte d'autonomie d'un proche était apparu au moment de la rédaction du questionnaire comme un déterminant potentiellement important de la perception du risque. De nombreuses questions relatives à la connaissance actuelle ou passée d'un proche dépendant dans son entourage ont dès lors été intégrées au questionnaire.

Le second objectif est d'identifier, parmi les individus conscients du risque dépendance, les stratégies mises en œuvre (ou non) pour y faire face. Les individus sont par ailleurs interrogés sur les dispositions qu'ils ont prises : souscription à une assurance dépendance, aménagement du logement, constitution d'une épargne ou encore compléments de revenus mobilisables en cas de survenance du risque. Les individus sont également interrogés sur les raisons les incitant à ne pas se couvrir : revenu insuffisant, méconnaissance des moyens à disposition, prise en charge familiale ou aides publiques attendues, etc.

Les informations recueillies grâce au questionnaire principal *Pater* et celles recueillies grâce au questionnaire complémentaire *Pated* permettent pour la première fois d'évaluer avec précision, au sein d'une population représentative, le rôle des préférences individuelles dans la perception du risque et les comportements de couverture.

Échantillon

L'échantillon issu de l'enquête *Pater/Pated* (2011) est constitué de 3 616 individus âgés de 18 ans ou plus. Pour mener à bien notre étude, nous avons restreint l'échantillon aux individus de 45 ans et plus ne déclarant au moment de l'enquête aucune perte d'autonomie. L'exclusion des individus de moins de 45 ans est liée au fait que la proportion d'individus ayant pris des dispositions pour faire face au risque dépendance est quasi nulle au sein de cette population. L'exclusion des individus déclarant une perte d'autonomie physique ou cognitive se justifie par la nécessité de ne considérer que des individus pour lesquels la dépendance est un risque futur et non une réalité actuelle.

Après exclusion des individus caractérisés par des non-réponses aux questions mobilisées dans l'analyse, l'échantillon sur lequel porte l'étude est composé de 1 999 observations.

proposées en tirant les prix des assurances vers le haut : anti-sélection multidimensionnelle, anti-sélection dynamique, importance des coûts de transaction, manque de concurrence ou encore incertitude à long terme sur la prévalence de la dépendance. Néanmoins, selon les auteurs, les imperfections imputables à l'offre ne sont pas en mesure à elles seules d'expliquer le faible taux de couverture et il est nécessaire de trouver des explications du côté de la demande :

“Even if, contrary to fact, the supply side of the market were « perfect », in that fully comprehensive policies were offered at actuarially faire rates, the majority of individuals would not purchase them. This suggests important limitations on the demand side of the market, and it is to a discussion of demand-side limitations that we now turn” (Brown et Finkelstein, 2009).

Du côté de la demande individuelle, différentes pistes sont évoquées pour expliquer la faible propension des individus à souscrire des assurances dépendance. Les premières pointent la rationalité limitée des agents face au risque dépendance : ils prendraient leur décision de couverture dans un contexte de méconnaissance des produits disponibles et du risque dépendance. D'autres, sans remettre en cause la rationalité des agents, pointent les spécificités du risque dépendance et la manière dont celles-ci, au regard des préférences des agents, freinent l'adoption de comportements spontanés de couverture.

La myopie comme frein à la souscription

La myopie des agents est fréquemment évoquée dans la littérature pour rendre compte de la faible disposition des individus à souscrire des assurances dépendance (Assous et Mahieu, 2002).

Dans la littérature économique, le concept de « myopie » est cependant relativement flou et employé pour caractériser différentes situations. Dans le contexte de l'assurance dépendance, la myopie s'exprime potentiellement à trois niveaux, renvoyant à trois approches de la myopie.

La première est liée à la dimension intertemporelle associée à la décision de souscription d'une assurance dépendance. Dans un cadre d'analyse intertemporelle sans incertitude, Brown et Lewis (1981) parlent en particulier de « myopie intertemporelle » pour caractériser la propension des individus à dévaloriser leur

bien-être futur. Cette myopie intertemporelle sera évoquée dans la section suivante à travers la préférence pour le présent, frein présumé à la souscription d'une assurance.

La seconde renvoie à la dimension d'incertitude caractérisant le niveau de dépendance futur. Brown et Lewis (1981) parlent dans cette optique de « myopie probabiliste » pour caractériser le fait que certains agents ne considèrent pas dans leur décision des états du monde peu probable (Kunreuther, 1978). Plus généralement, ces comportements qui tendent à déformer certaines probabilités ont été modélisés par Kahneman et Tversky (1979) ou Etner et Jeleva (2013). Ce type de myopie peut expliquer en partie la faible souscription à une assurance dès lors que les individus tendent à sous-estimer la probabilité d'entrée en dépendance. Dans la suite de l'article, sans précision supplémentaire, le terme de myopie sera utilisé dans cette optique, pour caractériser une mauvaise appréciation du risque dépendance et en particulier une sous-estimation du risque.

Enfin, la troisième dimension de la myopie renvoie à un défaut d'information touchant les déterminants d'un comportement. Les travaux visant à modéliser les comportements addictifs (consommations de cigarettes par exemple) font référence à la myopie pour exprimer une rationalité limitée des agents qui ne prendraient pas en compte l'impact sur leur bien-être futur de leur consommation actuelle de cigarettes (cf. par exemple Becker *et al.*, 1994). Conceptuellement, cette myopie informationnelle se distingue de la myopie intertemporelle (même si elles se cumulent dans de nombreuses situations) car elle peut s'exprimer même sans préférence pour le présent. La frontière avec la myopie probabiliste est néanmoins plus tenue car une mauvaise appréciation des probabilités d'occurrence d'un risque peut trouver son origine dans un manque d'information.

Cette myopie informationnelle renvoie aux travaux de Lusardi et Mitchell (2007a) qui mettent en évidence le niveau de culture financière relativement faible de nombreux individus. Ils constatent qu'une grande partie de la population étudiée, issue de pays industrialisés ne dispose que d'une faible connaissance des produits financiers courants. 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.

Il n'existe pas à notre connaissance de travaux semblables sur les comportements de couverture face au risque dépendance. On peut néanmoins s'attendre à ce que la rationalité des agents soit soumise à rude épreuve étant donné le nombre de paramètres à prendre compte pour évaluer les tenants et les aboutissants des différents choix possibles : probabilité d'entrée en dépendance, probabilité de décès, âge estimé de départ à la retraite, évaluation des ressources disponibles futures en aide informelle, actualisation des cotisations et des rentes versées, etc. Certains individus tendent en particulier à surestimer la prise en charge publique des coûts (Assous et Mahieu, 2002) ou à considérer qu'ils sont naturellement couverts *via* leur complémentaire santé ou leur assurance prévoyance.

Si, conceptuellement, ces trois formes de myopie peuvent se cumuler dans le cas de la demande d'assurance dépendance, il convient de souligner qu'elles sont évidemment difficiles à dissocier d'un point de vue empirique.

Enfin, une certaine forme de déni pourrait par ailleurs jouer un rôle important dans la manière dont les individus perçoivent le risque dépendance. Le « déni » est évoqué par la littérature psychologique pour caractériser le comportement de certains individus faisant face à des situations menaçant ou dépassant leurs ressources⁶. Le déni ne renvoie donc pas à un défaut d'information mais à des situations où l'individu, connaissant le risque auquel il est exposé, choisit plus ou moins volontairement de ne pas le prendre en compte dans ses choix. Plus concrètement, le déni pourrait s'exprimer chez des individus ayant connaissance du risque dépendance auquel ils sont exposés mais choisissant de faire comme si celui-ci n'existait pas. Ce mécanisme de négation irrationnel du risque peut s'expliquer de différentes manières. Il peut traduire la difficulté émotionnelle à envisager un risque ayant touché un proche, l'incapacité financière à se prémunir face au risque, le souhait de ne pas s'imaginer âgé et en perte d'autonomie ou plus généralement un horizon temporel court-termiste.

Les préférences face aux caractéristiques du risque dépendance

L'hypothèse de myopie, quel que soit son canal d'expression, n'est néanmoins pas la seule à

prendre compte de la faible disposition des individus à se couvrir face au risque dépendance. À l'instar de Pauly (1990) ou Bien *et al.* (2012), on peut rendre compte de la faible disposition des individus à souscrire une assurance à travers une modélisation microéconomique bivariée relativement simple, où les individus seraient supposés à la fois rationnels, parfaitement informés et riscophobes. Le risque dépendance présente en effet au moins trois caractéristiques importantes pouvant conduire un agent rationnel à ne pas se couvrir.

La première caractéristique renvoie à l'éloignement temporel entre la décision de souscription et la survenance du risque. Elle conduit à donner un rôle important à la préférence pour le présent tout en inhibant le rôle de l'aversion au risque.

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. La préférence pour le présent (ou myopie intertemporelle au sens de Brown et Lewis, 1981) est donc amenée à jouer un rôle majeur dans la décision d'achat d'une assurance étant donné que les bénéfices de la souscription ne produisent leurs effets que dans un futur lointain. Même si la préférence pour le présent est relativement faible, le décalage temporel peut entraîner une dépréciation conséquente du niveau de richesse caractérisant la situation où l'individu est confronté au risque dépendance. La préférence pour le présent se distingue dans notre approche de la myopie (probabiliste). Elle produit néanmoins les mêmes effets: si un 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.

En situation d'incertitude, les individus se distinguent par leur degré d'aversion au risque. Un individu riscophobe cherchera à lisser son niveau de revenu entre les différents états de la nature (ici entre l'état « dépendant » et l'état « non dépendant »). L'aversion au risque incite donc à la souscription. Néanmoins, la désutilité potentielle liée à l'incertitude, et donc l'intérêt à se couvrir, sont vraisemblablement amoindris par l'éloignement temporel du risque. En d'autres termes, un individu riscophobe pourrait *a priori* ne percevoir qu'un intérêt limité à s'assurer si sa préférence pour le présent est

6. Cf. Paulhan (1992) pour une présentation du concept de « coping » (ou « stratégie d'ajustement »).

forte. Par ailleurs – et paradoxalement, l’aversion au risque pourrait freiner la souscription à une assurance dès lors qu’un individu doute de sa capacité financière à poursuivre pendant de nombreuses années le paiement des cotisations. En cas de résiliation du contrat, le risque est en effet de cotiser à « fonds perdus », *i.e.* sans possibilité de sortie en capital.

Comme d’autres risques liés à l’état de santé, la réalisation du risque dépendance n’est vraisemblablement pas sans conséquence sur la manière dont un individu valorise sa richesse. La littérature évoque de ce point de vue l’hypothèse selon laquelle les individus valoriseraient moins leur richesse en situation de dépendance⁷, réduisant l’intérêt d’une assurance permettant de transférer de la richesse de l’état de « non dépendant » vers l’état « dépendant » (Assous et Mahieu, 2002 ; Bien *et al.*, 2012). Autrement dit, les individus seraient peu enclins à transférer de la richesse à la personne âgée dépendante qu’ils pourraient devenir dans le futur, et à laquelle ils ont du mal à s’identifier.

Finalement, une troisième caractéristique propre au risque dépendance repose sur le rôle majeur joué par l’aide informelle. L’aide informelle étant partiellement substituable à l’aide professionnelle, la décision de souscrire une assurance dans l’optique de financer une prise en charge professionnelle interagit probablement avec la manière dont les individus valorisent l’aide et le bien-être de leurs proches. L’existence d’un aléa moral intergénérationnel, c’est-à-dire d’une diminution anticipée de l’aide informelle en cas de recours à une assurance dépendance, pourrait alors réduire la demande d’assurance (Zweifel et Struwe, 1998). Il convient de souligner que ce mécanisme n’implique pas nécessairement qu’aide informelle et aide professionnelle soient réellement substituables. Seul compte le fait que l’individu anticipe ce lien négatif au moment de s’assurer.

Deux dimensions concurrentes des préférences peuvent alors réduire ou accroître ce mécanisme. La première renvoie au goût pour l’aide informelle. Plus l’aide d’un proche sera positivement valorisée en comparaison de l’aide d’un professionnel, plus l’existence d’un « aléa moral intergénérationnel » sera coûteux pour l’individu. Dit autrement, si les enfants s’occupent moins de leurs parents lorsque ceux-ci sont couverts contre le risque dépendance (ou simplement si les parents l’anticipent), alors un goût prononcé pour l’aide de leur enfant désincitera les parents à s’assurer.

À l’inverse, si les individus peuvent compter sur l’aide de leurs proches, ils peuvent aussi être incités à souscrire une assurance pour justement « soulager » leur proche d’une prise en charge. Dans ce cas, une réduction de l’aide informelle en cas de souscription ne serait pas un effet indésirable mais bel et bien l’effet recherché par l’individu.

Ce mécanisme renvoie plus généralement à l’existence d’un altruisme familial. D’un point de vue théorique, l’altruisme familial correspond au fait qu’un individu valorise le bien-être de ses proches. Il tient dès lors compte dans ses arbitrages des conséquences de ses choix sur le bien-être de ses proches. Au regard des comportements individuels à l’égard du risque dépendance, cet altruisme familial peut intervenir à deux niveaux (Pauly, 1990 ; Sloan et Norton, 1997).

Tout d’abord, un individu peut souhaiter ne pas faire reposer sa prise en charge en cas de dépendance sur les membres de sa famille (son conjoint et/ou ses enfants). Si l’aide informelle constitue une alternative à l’aide professionnelle très peu coûteuse financièrement, elle s’accompagne néanmoins de coûts indirects, généralement non monétaires, pour les aidants informels⁸. Les individus les plus altruistes seraient dès lors incités à s’assurer pour couvrir leur proche du risque d’être aidant.

Deuxièmement, l’altruisme familial peut s’exprimer à travers la volonté de préserver le niveau de vie et le patrimoine familial, et en particulier l’héritage à transmettre. Se couvrir contre le risque dépendance peut dès lors constituer un moyen de se prémunir face à une diminution importante du patrimoine à transmettre à ses descendants due au financement d’une prise en charge professionnelle ou d’un placement en institution.

À ce jour, faute de données d’enquête, très peu d’études empiriques permettent de tester l’existence et le poids relatifs de ces différents mécanismes limitant la demande d’assurance. Les travaux empiriques existants sont généralement menés sur données américaines, dans un contexte institutionnel présentant des

7. Plus formellement, cette hypothèse se traduit par une dérivée seconde croisée de l’utilité entre revenu et santé (ou dépendance) positive.

8. Cf. par exemple la littérature sur les effets de l’aide informelle sur l’état de santé des aidants (par exemple, Coe et Van Houtven, 2009), ou encore sur le renoncement partiel ou total au marché du travail (par exemple, Bolin *et al.*, 2008).

différences notables par rapport au contexte français (Fontaine et Zerrar, 2013). À notre connaissance, seuls Courbage et Roudaut (2008) et Plisson et Legal (2011) étudient la demande d'assurance sur données françaises. Les premiers exploitent pour cela les données de la vague 2 de l'enquête *Share* (2007) en restreignant l'échantillon à la France. Les seconds mobilisent quant à eux des données d'une bancassurance. Les deux études permettent d'identifier les principaux déterminants socio-économiques de la propension à souscrire une assurance dépendance mais ne mesurent pas directement l'influence des préférences individuelles sur la demande d'assurance. Face à ce constat, cet article vise à enrichir la littérature existante en évaluant empiriquement, dans le cas français, le rôle des préférences dans la perception du risque et les stratégies de couvertures adoptées.

Perception du risque dépendance et comportements de couverture au sein de l'échantillon : analyse descriptive

Outre les informations sur la couverture assurantielle des individus enquêtés, l'enquête *Pater/Pated* permet d'étudier la perception du risque dépendance. L'une des principales hypothèses que nous formulons repose sur l'idée que les facteurs démographiques et socio-économiques identifiés dans la littérature comme déterminants de la demande de couverture (cf. Courbage et Roudaut, 2008 ; Plisson et Legal, 2011) sont en fait en grande partie associés, en amont, au fait d'envisager ou non le risque d'être un jour dépendant.

La perception du risque dépendance et de la demande d'assurance dépendance sont analysées grâce à deux questions de l'enquête *Pated*. 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) ?* ». La seconde question mobilisée ici 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 ?* ».

Entre myopie et déni : 4 individus sur 10 n'envisagent pas le risque dépendance

Le tableau 1 présente la distribution des individus selon les 5 modalités de réponses proposées à la question E29. Si on laisse de côté l'information recueillie à travers cette question sur la prise de disposition pour se focaliser uniquement sur le fait d'envisager ou non le risque dépendance, il apparaît que 58 % des individus de l'échantillon envisagent le risque tandis que 42 % déclarent ne pas l'envisager ou ne pas souhaiter en entendre parler. Dès lors, près de 4 individus sur 10 ne se sentent pas concernés au moment de l'enquête par le risque dépendance et ne développent en conséquence aucune stratégie de couverture.

Parmi eux, il est possible de distinguer ceux qui déclarent ne pas envisager le risque (modalité 4), rassemblant 27 % de notre échantillon, de ceux qui déclarent ne pas souhaiter en entendre parler (modalité 5), qui rassemble 15 % de notre

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 (en nb)	Fréquences (en %)
(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

Lecture : 204 individus soit 10,2 % de l'échantillon déclarent avoir envisagé le risque et pris des dispositions pour y faire face.
Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.
Source : Pater/Pated 2011.

échantillon. Le choix de l'une ou l'autre des modalités de réponse n'est *a priori* pas neutre et renvoie plutôt à la myopie dans le premier cas et au déni dans le second (encadré 3).

La première réponse, *i.e.* « *Non, je n'ai pas envisagé que je pourrais être dépendant* », peut être interprétée comme le signe d'une myopie extrême traduisant non pas une sous-estimation du risque mais plus radicalement l'absence de perception du risque dépendance, sachant que ce risque ne peut être écarté, ni même négligé, pour quiconque⁹. La seconde réponse, *i.e.* « *Je ne souhaite pas en entendre parler* », évoque un certain déni de la part des agents au sens où elle révèle non pas une information imparfaite ou une méconnaissance du risque mais plutôt la non-considération volontaire d'un risque vraisemblablement identifié.

La souscription à une assurance dépendance, instrument de couverture le plus fréquent

Parmi les individus déclarant envisager le risque, seul 17 % déclarent avoir pris des dispositions pour y faire face le cas échéant, ce

qui représente 10 % de l'ensemble des individus. Parmi les dispositions prises, la plus fréquente est la souscription à une assurance dépendance, qui concerne près de 3 individus sur 4 parmi ceux ayant pris des dispositions (tableau 2). Au total, ce sont près de 8 % des individus de notre échantillon qui déclarent posséder une assurance dépendance, ce qui correspond aux chiffres connus en population générale. Sur l'ensemble de l'échantillon, seuls 3 % déclarent disposer d'épargne ou de compléments de revenu qui pourront être utilisés le cas échéant. L'aménagement du logement n'est quant à lui quasiment jamais effectué de manière préventive.

Le tableau 3 présente les raisons évoquées par les enquêtés pour expliquer le fait de ne pas avoir pris de dispositions spécifiques. On retrouve ici aussi l'expression d'un certain déni et d'une certaine myopie. En effet, parmi les individus envisageant le risque mais n'ayant pas pris de disposition, près d'un individu sur

9. À titre d'exemple, pour une cohorte âgée de 65 ans, la probabilité de devenir dépendant (GIR 1 et 2) avant de mourir est d'environ 15 % (Rosso-Debord, 2010).

Encadré 3

NE PAS ENVISAGER LE RISQUE DÉPENDANCE : ENTRE MYOPIE ET DÉNI

Une analyse multivariée distinguant explicitement « myopie » et « déni » sur la base des réponses à la question E29 permet d'identifier les déterminants propres à chacun des deux phénomènes. Nous avons estimé un *probit* multinomial distinguant les individus envisageant le risque de ceux déclarant ne pas l'envisager et aussi de ceux déclarant ne pas souhaiter en entendre parler. Nous les avons comparés avec une modélisation alternative reposant sur une hypothèse de séquentialité entre la myopie et le déni. Plus précisément, nous avons supposé que la myopie intervenait en amont du déni au sens où le déni, tel que nous l'avons défini précédemment, s'appuie nécessairement sur une connaissance du risque. Nous supposons alors à travers ce modèle alternatif que, dans un premier temps, les individus peuvent être distingués suivant qu'ils ont ou non connaissance du risque et que dans un deuxième temps, conditionnellement au fait d'avoir connaissance du risque, les individus peuvent ou non le prendre en compte dans leur arbitrage. Cela revient à estimer un modèle en deux étapes, la première estimant la probabilité d'être caractérisée par de la myopie, et la seconde la probabilité d'être caractérisée par du déni (parmi les non-myopes).

Les enseignements apportés par l'un ou l'autre des modèles sont identiques. L'âge apparaît alors comme

un déterminant important de la myopie. De manière attendue, la proximité croissante avec la possible réalisation du risque tend à réduire la méconnaissance du risque. Toutes choses égales par ailleurs, les individus âgés de 45 ans ont 40 % de chance de déclarer ne pas envisager le risque contre près de 20 % à l'âge de 75 ans. L'âge n'exercerait en revanche qu'un effet relativement modeste sur le déni qui toucherait entre 12 % et 16 % des individus, et cela quel que soit leur âge. Par ailleurs, le fait d'avoir dans son entourage une personne âgée dépendante tend à réduire à la fois la myopie et le déni tandis que la préférence pour le présent augmente conjointement myopie et le déni. D'autres facteurs tels que le fait de n'avoir ni conjoint ni enfant ou le fait de déclarer un mauvais état de santé réduirait la myopie mais serait en revanche sans incidence sur le déni. *A contrario*, le niveau d'éducation ne serait pas associé à une plus ou moins grande myopie des agents alors qu'il serait fortement associé au déni : un niveau d'éducation élevé réduirait en effet la propension au déni.

Ces premiers résultats visant à distinguer la myopie et le déni nécessitent d'être approfondis et confirmés lors d'une prochaine vague d'enquête dans laquelle la distinction entre les deux phénomènes sera plus explicite dans le questionnaire.

quatre déclare préférer ne pas penser à ce sujet. La myopie s'exprime quant à elle chez 16 % des individus qui déclarent ne pas savoir comment s'y prendre. Par ailleurs, de nombreux enquêtés justifient leur choix de ne pas se couvrir face au risque dépendance en évoquant un manque de moyens financiers (28 %) ou une capacité limitée à prendre des dispositions suffisantes (25 %) ¹⁰. Près d'un individu sur dix considère au contraire avoir des ressources financières suffisantes pour faire face au risque financier sans avoir besoin de recourir à des couvertures spécifiques. Enfin, certains individus justifient leur choix de ne pas se couvrir en évoquant la possibilité de recourir à l'aide de l'entourage (9 %) ou aux aides publiques (11 %). Pour eux, l'aide familiale et l'aide publique constitueraient donc une alternative à la souscription d'une assurance privée.

Avoir connu ou connaître une personne âgée dépendante favorise la prise en compte du risque dépendance

Le questionnaire *Pated* intègre différentes questions visant à collecter de l'information sur la présence dans l'entourage de l'enquêté d'une personne âgée dépendante et ainsi tester l'hypothèse selon laquelle la perception du risque dépendance dépend de l'expérience que l'enquêté a vis-à-vis de la perte d'autonomie (Doerpinghaus et Gustavson, 2002 ; Courbage et Roudaut, 2008).

10. Les enquêtés ont la possibilité de mentionner les deux raisons simultanément.

Tableau 2

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

En %

	Parmi ceux ayant pris des dispositions (n = 204)	Parmi ceux qui envisagent le risque dépendance (n = 1 166)	Ensemble de l'échantillon (n = 1 999)
(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 (n = 18)	9,2	1,5	0,9
(3) J'ai fait des aménagements spécifiques dans mon logement (n = 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 ».

Lecture : 138 individus déclarent détenir une assurance dépendance à titre individuel. Cela représente 70,4 % des individus ayant pris des dispositions, 11,8 % des individus envisageant le risque et 6,9 % des individus de l'ensemble de l'échantillon.

Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.

Source : Pater/Pated 2011.

Tableau 3

Raisons évoquées pour expliquer le fait de ne pas avoir pris de dispositions (parmi ceux ayant déclaré envisager le risque mais ne pas avoir pris de dispositions, n = 962)

En %

(1) Ce que je pourrais faire serait de toute façon insuffisant	25
(2) Je n'en ai pas besoin, mes revenus me suffisent	12
(3) Je ne sais pas comment m'y prendre	16
(4) Je n'en ai pas les moyens financiers	28
(5) Je compte sur mon entourage	9
(6) Je compte sur les aides publiques	11
(7) Je préfère ne pas penser à ce sujet	24

Note : les individus peuvent déclarer plusieurs raisons.

Lecture : parmi les individus ayant déclaré envisager le risque mais ne pas avoir pris de disposition (n=962), 25 % déclarent ne pas avoir pris de disposition car ce qu'ils pourraient faire serait de toute façon insuffisant.

Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie et déclarant envisager le risque dépendance mais ne pas avoir pris de disposition.

Source : Pater/Pated 2011.

De manière attendue, les individus ayant actuellement ou ayant eu par le passé une personne dépendante dans leur entourage envisagent plus fréquemment que les autres le risque dépendance. Ils sont 64 % à déclarer envisager le risque dépendance parmi ceux ayant eu ou ayant actuellement une personne âgée dépendante dans leur entourage contre 48 % parmi ceux n'ayant jamais eu de personnes âgées dépendantes dans leur entourage (la différence étant significative au seuil de 1 %). Une analyse multivariée, dont l'ensemble des résultats est présenté dans les sections suivantes, confirme ce résultat, après contrôle des caractéristiques et des préférences individuelles. Ce résultat valide notre hypothèse initiale selon laquelle la perception du risque dépendance ne serait pas uniquement une caractéristique intrinsèque des individus mais serait aussi modelée par le contexte dans lequel ils évoluent. Il suggère par ailleurs la possibilité d'accroître, par exemple par des campagnes d'information, la propension des individus à envisager le risque, condition nécessaire à l'adoption de comportements de couverture individuelle.

La proportion d'individus envisageant le risque dépendance croît par ailleurs significativement avec le nombre de personnes dépendantes connues dans son entourage. Elle dépend aussi de l'identité de la personne âgée dépendante et du type d'incapacité. La propension à envisager le risque dépendance apparaît par exemple significativement plus élevée parmi ceux confrontés à la dépendance d'un conjoint (et dans une moindre mesure d'un parent) et chez ceux ayant dans leur entourage une personne souffrant d'incapacités à la fois physiques et cognitives. Le fait d'apporter une aide informelle serait aussi plus fréquemment associé au fait d'envisager le risque dépendance. L'effet apparaît cependant relativement modeste et suggère que c'est avant tout le fait de connaître une personne âgée dépendante et non d'être aidant qui détermine la perception du risque.

Le fait de connaître une personne âgée dépendante pourrait n'avoir qu'un effet transitoire sur la perception du risque. Or, la comparaison entre des individus ayant connu dans le passé une personne âgée dépendante et ceux ayant dans leur entourage actuel une personne âgée dépendante montre que ce n'est pas le cas et que cet effet sur la perception du risque semble permanent. Le fait qu'une personne âgée dépendante soit connue actuellement ou par le passé ne modifie en effet pas significativement la probabilité d'envisager le risque dépendance.

Cet écart non significatif cache néanmoins un effet opposé de la période à laquelle a été connue la personne âgée dépendante sur la myopie (« *Je n'ai pas envisagé que je pourrai être dépendant* ») et le déni (« *Je ne souhaite pas en parler* »). Avoir actuellement dans son entourage une personne âgée dépendante plutôt que par le passé est tout d'abord associé significativement à une plus faible myopie. L'effet de la connaissance d'une personne âgée dépendante, comme révélateur ou rappel de l'existence du risque, semble donc s'estomper au cours du temps. En revanche, le déni semble légèrement plus présent chez ceux ayant dans leur entourage actuel une personne âgée dépendante. Si le déni trouve en partie son origine dans la difficulté à évoquer et envisager un risque qui a touché un proche, le temps introduirait une distance émotionnelle vis-à-vis de cet événement qui estomperait le déni.

Mesure des préférences individuelles et de leur influence sur la demande d'assurance : approche méthodologique

Une mesure des préférences par la méthode de « *scoring Pater* »

L'enquête *Pater* a été élaborée dès son origine pour évaluer les préférences des individus face au risque et au temps¹¹. Plutôt que d'estimer les paramètres structurels d'une forme fonctionnelle présupposée de la fonction d'utilité, le parti pris des concepteurs de l'enquête a été de se limiter à la construction d'indicateurs qualitatifs ordinaux, permettant de classer les individus enquêtés selon leur appétence pour le risque, leur préférence pour le présent ou encore leur degré d'altruisme. Pour cela, l'enquête *Pater* 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

11. Le lecteur pourra se reporter à Arrondel et Masson (2014) pour une présentation et une discussion de la méthodologie employée dans l'enquête.

décisions anecdotiques et aussi bien à des questions factuelles qu'à des questions d'opinion. À titre d'exemple, il est 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 cherchiez à transmettre en priorité à vos enfants ? Oui / non* ».

Considérées séparément, toutes ces questions renseignent, 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 chacune d'entre elles fait intervenir, outre la préférence pour le présent ou l'aversion au risque, d'autres dimensions liées aux préférences des individus ou au contexte dans lequel elles s'expriment.

L'originalité du projet de recherche *Pater* est de multiplier le type de questions en s'intéressant à un large éventail d'opinions ou 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 commune correspondant à la dimension que nous souhaitons mesurer. En multipliant les questions de toutes natures et en rapprochant les réponses des enquêtés à chacune d'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.

C'est pourquoi nous avons emprunté la méthodologie développée par Arrondel et Masson. Elle consiste à utiliser ces différentes questions de l'enquête *Pater* pour construire des scores individuels. Ceux-ci visent à synthétiser deux dimensions majeures des préférences intervenant théoriquement dans les comportements de couverture face à un risque long : l'aversion au risque et la préférence pour le présent (cf. encadré 4). De manière plus originale, mais aussi plus exploratoire, il nous a semblé nécessaire de distinguer deux autres dimensions des préférences plus spécifiques au risque dépendance : l'altruisme familial et le goût présumé pour l'aide informelle.

Au regard des comportements de couverture face au risque dépendance, l'altruisme familial peut s'exprimer de deux manières, à travers la volonté de préserver les aidants familiaux d'une implication dans la prise en charge ou par la volonté de préserver un héritage pouvant être menacé par les coûts de prise en charge. Les données dont nous disposons ne nous permettent cependant pas d'isoler rigoureusement la première dimension de l'altruisme familial mais d'approcher la seconde dimension à partir des réponses que les enquêtés apportent à la question suivante : « *Indiquez à l'aide d'une note allant de 0 (pas du tout important) à 10 (très important) le degré d'importance qu'a à vos yeux chacune des raisons d'épargner suivantes : (modalité n°7) Transmettre à vos descendants* ». Contrairement au score de préférence pour le présent et d'aversion au risque, l'altruisme familial est donc ici mesuré par un score autoévalué¹² (par l'enquêté). À noter que le terme d'altruisme familial employé ici pour évoquer l'importance accordée à la transmission d'un patrimoine à ses descendants est en partie excessif et mérite d'être nuancé. Le goût pour la transmission d'un patrimoine à ses descendants peut en effet reposer sur la satisfaction du legs lui-même, sans considération directe de l'impact du transfert sur le bien-être des héritiers. Arrondel et Masson (2004) parlent dans ce cas « d'altruisme paternaliste ».

La seconde dimension que nous tentons de capturer correspond au goût présumé pour l'aide informelle. Comme évoqué précédemment, ce goût devrait théoriquement réduire la propension des individus à s'assurer. Cette dimension est ici évaluée sur le même modèle que celui employé pour construire les scores de préférences pour le présent et d'aversion au risque, bien que seulement 4 items entrent dans la construction du score (cf. encadré 4).

Comme évoqué précédemment, le fait que l'utilité marginale du revenu soit affectée par l'entrée en dépendance constitue une autre

12. Un score d'« altruisme familial », construit sur le même modèle que le score d'aversion au risque et de préférence pour le présent, est aussi présent dans les travaux d'Arrondel et Masson pour étudier le comportement des épargnants. Nous avons ici choisi de ne pas retenir ce score qui nous semble agréger des dimensions ayant a priori des effets opposés sur la demande d'assurance dépendance et qu'il est donc important de distinguer dans ce cas précis. Le score synthétique d'altruisme familial, devant théoriquement jouer positivement sur la propension à s'assurer, intègre en particulier des variables mesurant le « sens de la famille », qui, dans le contexte de l'assurance dépendance, renvoie plus certainement à une préférence pour l'aide d'un conjoint ou d'un enfant en cas de dépendance. Or, le goût pour l'aide informelle devrait théoriquement réduire la propension à s'assurer.

caractéristique des préférences pouvant intervenir dans la décision de couverture. Cette dimension ne peut néanmoins pas être évaluée à partir des données mobilisées ici et ne sera donc pas prise en compte dans l'analyse empirique.

L'annexe A présente la distribution des 4 scores dans l'échantillon.

Au niveau individuel, les 4 dimensions des préférences mesurées ici apparaissent significativement corrélées. La préférence pour le présent et l'aversion au risque sont les deux dimensions les plus corrélées ($\rho = -0,26^{***}$). De manière attendue, les individus les plus prévoyants tendent à être les plus riscophobes. Ils sont

aussi plus fréquemment altruistes. Les individus tendent donc à cumuler les différentes dimensions des préférences théoriquement favorables à la souscription d'une assurance dépendance. Le goût présumé pour l'aide informelle, qui lui tend théoriquement à réduire la propension à s'assurer, est en revanche plus fréquent chez les individus prévoyants, riscophobes ou altruistes.

Des analyses économétriques non présentées dans cet article confirment les analyses précédentes menées par Arrondel et Masson dans leurs précédents travaux et montrent que les préférences individuelles mesurées ici ne sont que partiellement corrélées aux caractéristiques sociodémographiques. La distribution

Encadré 4

CONSTRUCTION DES SCORES DE PRÉFÉRENCES

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 adopté la méthode élaborée par Arrondel et Masson pour évaluer l'effet des préférences individuelles sur les comportements patrimoniaux. Cette approche est uniquement basée sur les informations recueillies dans l'enquête *Pater*. En partant des travaux précédents d'Arrondel et Masson, nous avons dans un premier temps sélectionné des questions renvoyant à de l'aversion pour le risque d'une part et à de la préférence pour le présent d'autre part.

Ces variables sont dans un second temps recodées pour ne prendre que deux ou trois modalités et sommées pour construire deux scores : un score d'aversion au risque et un score de préférence pour le présent. L'agrégation permet de révéler la dimension latente recherchée et d'éliminer les aspects propres à chaque item.

Pour s'assurer de 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 correlation* supérieur à 5 %. Sur les 43 items initialement sélectionnés pour construire le score de préférence pour le présent, cette procédure nous a conduits à conserver 31 items et à en exclure 12. De la même manière, sur les 47 items initialement sélectionnés pour construire le score d'aversion au risque, cette

procédure nous a conduits à conserver 37 items et à en exclure 10. L'item « *Il faut inciter ses enfants à être prévoyant, leur donner le goût de l'épargne* » apparaît comme le plus contributif au score de préférence pour le présent, tandis que l'item « *Prise de risque au volant (dépasser la vitesse autorisée, ne pas mettre sa ceinture, passer au feu orange)* » apparaît comme le plus contributif au score d'aversion au risque. Du fait que notre échantillon est restreint aux individus de 45 ans ou plus, les pouvoirs contributifs des différents items ne sont pas identiques à ceux obtenus par Arrondel et Masson dans les travaux menés sur l'ensemble de l'échantillon, certaines questions étant sans doute plus ou moins clivantes selon l'âge des individus.

Nous avons finalement normalisé les deux scores de manière à ce que ceux-ci puissent prendre uniquement des valeurs comprises entre 0 et 10. Un score de préférence pour le présent, S_p , 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.

La même méthode a été utilisée pour mesurer le goût présumé pour l'aide informelle bien que 4 variables uniquement soient au final mobilisées : (i) le sens de la famille est une valeur à transmettre en priorité à ses enfants ; (ii) prendre les repas du soir en famille est important ; (iii) le mariage est une assurance et (iv) les enfants sont une assurance pour les vieux jours. Le score obtenu est compris entre 0 (goût présumé pour l'aide informelle faible) et 6 (goût présumé pour l'aide informelle important).

des préférences au sein de la population ne recouvre que très imparfaitement la distribution des différentes caractéristiques sociodémographiques. Dans l'étude des comportements de couverture face au risque dépendance, les préférences apportent donc une information supplémentaire par rapport aux seules caractéristiques sociodémographiques.

Modélisation séquentielle

L'évaluation de l'effet des préférences et des caractéristiques sociodémographiques sur la demande d'assurance dépendance est effectuée à partir d'une modélisation séquentielle (cf. encadré 5). D'un point de vue empirique, la modélisation adoptée exploite la structure de

Encadré 5

MODÉLISATION ÉCONOMÉTRIQUE

À partir des questions (E29) « Vous-même, avez-vous envisagé qu'un jour vous pourriez être dépendant(e) ? » et (E31) « Concrètement, quelles dispositions spécifiques avez-vous prises pour assurer ce risque ? », deux variables dichotomiques ont été créées.

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

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

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, ainsi que leur distribution, sont présentées dans l'annexe A. L'enquête nous offre en plus la possibilité de mesurer, par la construction de scores, différentes composantes clés des préférences au regard de notre objet d'étude : la préférence pour le présent, l'aversion au risque, l'altruisme familial et le goût pour l'aide informelle.

Pour distinguer les déterminants de la perception du risque de ceux influençant la souscription d'une assurance, les comportements sont étudiés à travers un modèle économétrique en deux-étapes : (i) une première équation modélise à travers la variable dichotomique ENV le fait d'envisager ou non le risque d'être un jour dépendant :

$$ENV_i = \begin{cases} 1 & \text{si } ENV_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

avec :

$$ENV_i^* = \beta_1 \cdot X_i + \alpha_{1T} \cdot S_{Ti} + \alpha_{1R} \cdot S_{Ri} + \alpha_{1A} \cdot S_{Ai} + \alpha_{1I} \cdot S_{Ii} + \varepsilon_{1i}$$

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

$$ASS_i = \begin{cases} 1 & \text{si } ASS_i^* / (ENV_i = 1) > 0 \text{ et } ENV_i = 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

avec :

$$ASS_i^* / (ENV_i = 1) = \beta_2 \cdot X_i + \alpha_{2T} \cdot S_{Ti} + \alpha_{2R} \cdot S_{Ri} + \alpha_{2A} \cdot S_{Ai} + \alpha_{2I} \cdot S_{Ii} + \varepsilon_{2i}$$

en utilisant les notations suivantes :

- X_i , l'ensemble des variables sociodémographiques et économiques retenues comme déterminants potentiels du fait d'envisager le risque dépendance et de souscrire une assurance dépendance
- S_{Ti} , le score individuel de préférence pour le présent
- S_{Ri} , le score individuel d'aversion au risque
- S_{Ai} , le score individuel d'altruisme familial
- S_{Ii} , le score individuel de goût pour l'aide informelle
- β_j , α_{jT} , α_{jR} , α_{jA} et α_{jI} (pour $j = 1, 2$), des paramètres à estimer
- ε_{ji} (pour $j = 1, 2$), les résidus du modèle.

Par hypothèse : $\varepsilon_{1i} \rightarrow N(0, 1)$ et $\varepsilon_{2i} / (ENV_i = 1) \rightarrow N(0, 1)$.

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. La seconde équation permet d'étudier les déterminants de la souscription d'assurance conditionnellement au fait d'envisager le risque. Cette équation est donc estimée sur le sous-échantillon des individus déclarant avoir envisagé le risque d'être un jour dépendant ($ENV = 1$). Le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance.

La spécification adoptée est semblable au *two-part model* proposé par Duan *et al.* (1983), à la différence que la variable d'intérêt de la seconde étape est une variable qualitative dichotomique. La seconde

→

la question de l'enquête *Pated* relative à la couverture du risque dépendance: « *Vous-même, avez-vous envisagé qu'un jour vous pourriez être dépendant ?* ». Ainsi, les personnes interrogées doivent 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 ?

Cette modélisation a l'avantage de permettre d'identifier directement le rôle de la perception du risque dans le comportement de couverture. 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 événement. Ne pas envisager ce risque révélerait ainsi une déformation des probabilités objectives au sens entendu dans la première section sachant que le risque ne peut être écarté, ni même négligé, pour quiconque. En d'autres termes, répondre ne pas envisager être dépendant manifesterait soit une forte myopie¹³ soit un certain déni au sens précisé précédemment.

Pour autant, on ne peut écarter le fait que les personnes déclarant ne pas envisager être dépendant ne répondent 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'elles n'envisagent pas la situation de dépendance, indépendamment de la myopie ou du déni qui pourrait caractériser leur perception du risque¹⁴.

On ne peut également exclure que la myopie et le déni d'une part et la préférence pour le présent d'autre part soient très fortement intriquées, la myopie ou le déni rendant moins « coûteux » 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 ou le déni 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 ?* » 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, on s'attend à ce que

13. Nous rappelons que le terme de myopie est ici utilisé dans le sens de la myopie probabiliste (cf. supra).

14. 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 être un jour dépendant. Notons également, plus largement, que ne pas se préoccuper des situations futures de dépendance peut supposer 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.

Encadré 5 (suite)

équation se limite donc à spécifier la propension à s'assurer conditionnellement au fait d'envisager le risque dépendance. Une alternative aurait été de mobiliser un modèle de sélection en adoptant en deuxième étape une spécification marginale plutôt que conditionnelle (Poirier et Ruud, 1981). L'estimation d'un modèle de sélection a été écartée au profit d'un *two-part model* faute d'avoir identifié une contrainte d'exclusion en première étape. Bien que l'identification d'un modèle de sélection soit théoriquement permise par la forme fonctionnelle du modèle, celle-ci apparaît très fragile en l'absence de contraintes d'exclusion en première étape. La multicolinéarité entre les variables explicatives du modèle et l'espérance conditionnelle du terme d'erreur de 2^e étape conduit en effet en l'absence de contraintes d'exclusion à une très grande instabilité des estimations. Dès lors, même quand les objectifs poursuivis par l'économètre conduisent à privilégier un modèle de sélection, les exercices de simulation à la Monte Carlo invitent à privilégier le *two-part model*

dans le cas où aucune contrainte d'exclusion n'est introduite (Leung et Yu, 1996 ; Manning *et al.*, 1987). De notre point de vue, aucune justification théorique ne permet ici d'identifier une variable expliquant le fait d'envisager le risque dépendance mais pas le fait de s'assurer.

La principale conséquence liée au fait d'adopter une spécification conditionnelle de la propension à s'assurer (*two-part model*) plutôt qu'une spécification marginale (modèle de sélection) est de contraindre nos analyses aux comportements de souscription « observés ». Le modèle ne permet en effet pas d'analyser les comportements de souscription « potentiels » dans le cas où l'ensemble des individus envisagent le risque (indépendamment du fait qu'il l'envisage réellement ou pas). En d'autres termes, le modèle estimé ne permet pas d'évaluer le comportement de souscription « potentiel » d'un individu n'envisageant pas le risque dans le cas hypothétique où il envisagerait le risque.

l'aversion au risque, ainsi que l'altruisme familial et le goût présumé pour l'aide informelle, influencent le deuxième terme de la question « *Avez-vous pris des dispositions ?* » et donc la souscription à une assurance.

Impact des caractéristiques sociodémographiques : un pouvoir explicatif fort au regard de la perception du risque mais faible au regard de la souscription à une assurance

Nous avons dans un premier temps estimé le modèle séquentiel sans intégrer les scores de préférences mais uniquement les caractéristiques sociodémographiques¹⁵. La comparaison des résultats suivant que l'on intègre ou non les préférences individuelles comme variables explicatives montre que la prise en compte des préférences individuelles ne modifie qu'à la marge l'effet des caractéristiques sociodémographiques (cf. graphiques I-A, I-B et I-C). Cette forte stabilité s'explique par la faible corrélation existant entre les caractéristiques sociodémographiques standards et les scores de préférences.

Les effets marginaux associés aux différentes caractéristiques sociodémographiques sont quasiment identiques à ceux obtenus par l'intermédiaire d'un *probit* simple modélisant directement le fait de disposer ou non d'une assurance dépendance (cf. annexe B). Le modèle séquentiel permet néanmoins d'identifier spécifiquement les différences imputables à la perception du risque dépendance. D'une manière générale, les caractéristiques sociodémographiques ont un pouvoir explicatif très modeste quand il s'agit d'expliquer spécifiquement la souscription d'une assurance que ce soit sur l'ensemble de la population ou sur la population restreinte des individus qui envisagent le risque dépendance. Elles apparaissent en revanche très corrélées au fait d'envisager ou non le risque dépendance.

L'âge est un premier déterminant du comportement de couverture. Il augmente à la fois la propension à envisager le risque et la propension à s'assurer conditionnellement au fait d'envisager le risque. L'effet de l'âge est cependant non linéaire dans les deux cas et fait varier la probabilité de s'assurer de près de 2 % à l'âge de 45 ans à près de 12 % à partir de 70 ans

(graphique I-A). L'effet en cloche observé est semblable à celui observé par Plisson (2009). La réduction de l'effet marginal aux âges élevés s'explique vraisemblablement par l'existence d'âges maximaux à la souscription caractérisant de nombreux produits d'assurance et par un effet prix non contrôlé ici. Le prix des contrats d'assurance est en effet croissant avec l'âge des individus. Il s'explique sans doute aussi par le caractère relativement récent des produits s'assurance : les individus les plus âgés faisaient face à une offre plus réduite avant 60 ans (Plisson et Legal, 2011).

Le sexe est un second déterminant potentiel de la couverture. Plisson et Legal (2011) ainsi que Courbage et Roudaut (2008) montrent en particulier que les femmes ont une plus forte propension à s'assurer que les hommes. Ce résultat s'interprète aisément par le fait que les cotisations sont identiques pour les deux sexes alors que les femmes sont en moyenne plus exposées au risque dépendance. Les résultats d'estimation obtenus ici confirment la plus grande propension des femmes à s'assurer mais permettent d'apporter deux précisions. Tout d'abord, les femmes se distinguent des hommes au regard de la propension à envisager le risque mais pas sur la propension à s'assurer parmi ceux et celles qui envisagent le risque. Par ailleurs, l'effet devient non significatif au seuil de 10 % après contrôle des préférences. La plus grande propension à s'assurer des femmes s'expliquerait donc en partie par le fait que ces dernières ont en moyenne des préférences plus favorables à l'adoption d'une couverture assurantielle (graphique I-B).

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, vraisemblablement parce qu'ils anticipent des difficultés à mobiliser de l'aide informelle en cas de dépendance. L'effet sur la probabilité de s'assurer n'est en revanche pas significatif alors que Courbage et Roudaut (2008) identifiaient à partir des données de l'enquête *Share* un effet positif de la vie en couple et du nombre d'enfants.

Le niveau d'éducation est mobilisé car il permet de capturer ce qui renvoie au capital humain

15. Les résultats d'estimation ne sont pas présentés dans l'article car ils sont très proches des résultats obtenus lorsque l'on contrôle par les scores de préférence (tableau 4). À titre d'illustration, les graphiques I-A, I-B et I-C présentent cependant une comparaison des effets de l'âge, du sexe et du revenu sur la propension à souscrire une assurance suivant que l'on contrôle ou non par les scores de préférences. L'ensemble des résultats du modèle sans contrôle des préférences sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

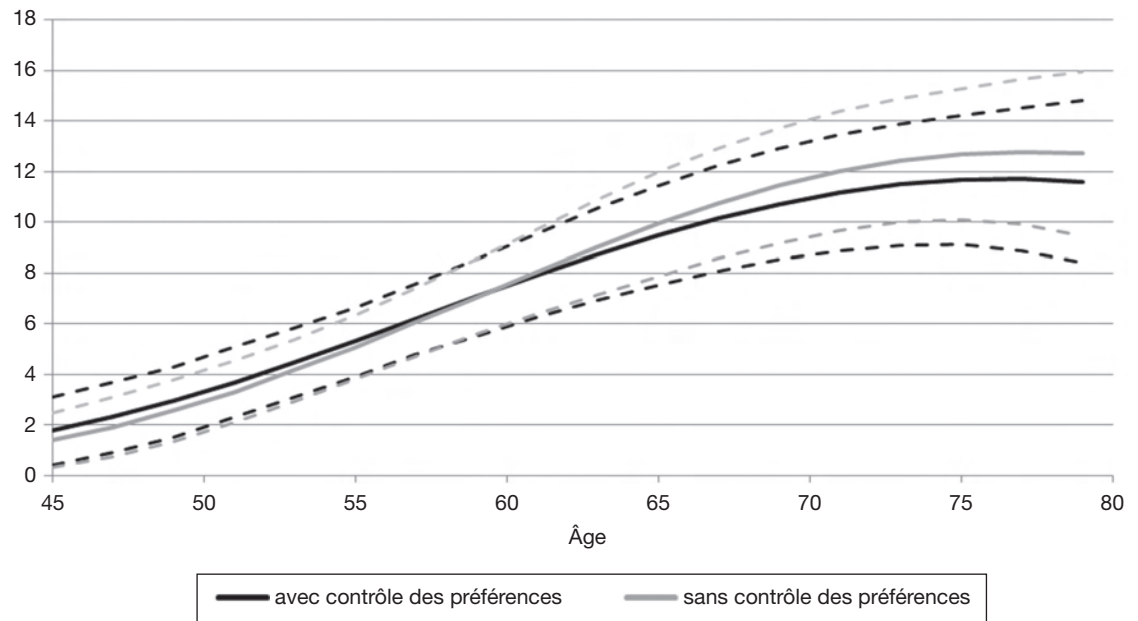
et au capital social de l'individu, déterminants potentiels de la manière d'appréhender une situation risquée. Il peut également être lié au risque auquel sont exposés les individus, dès

lors que des inégalités sociales face au risque dépendance existent. Le revenu ainsi que le patrimoine peuvent également déterminer la capacité à se projeter vers l'avenir et à se couvrir.

Graphique I
Probabilité moyenne de disposer d'une assurance dépendance en fonction de l'âge, du sexe et du revenu des individus

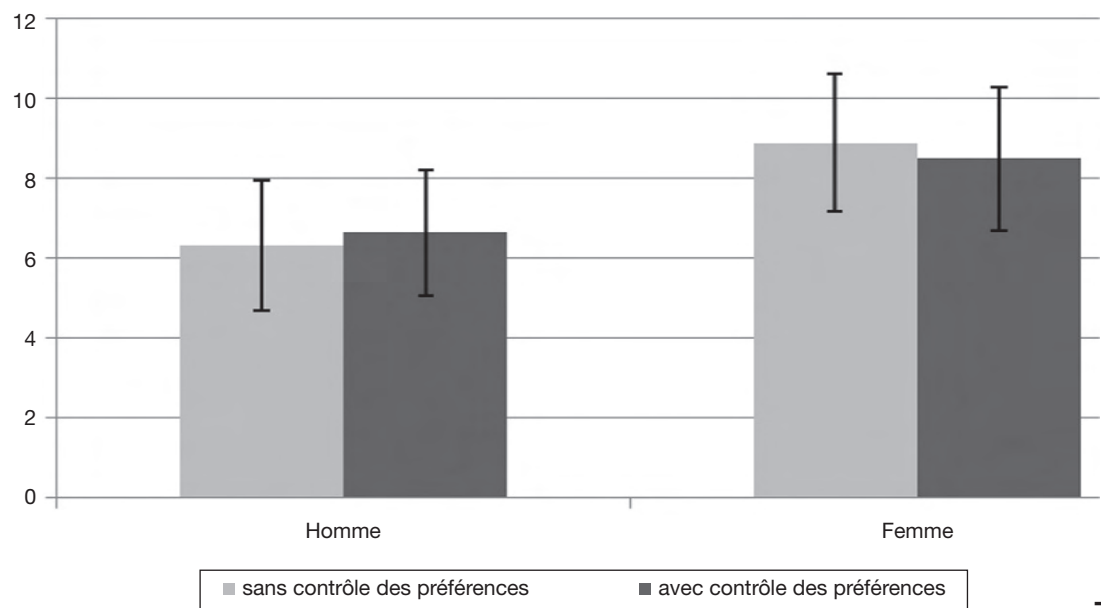
A. Probabilité moyenne de disposer d'une assurance dépendance, par âge

Probabilité de disposer d'une assurance dépendance
 En %



B. Probabilité moyenne de disposer d'une assurance dépendance, par sexe

Probabilité de disposer d'une assurance dépendance
 En %



Ils constituent de plus une source d'auto-assurance alternative à la souscription d'une assurance.

Le niveau d'éducation a, toutes choses égales par ailleurs, un effet sans ambiguïté sur la perception du risque : plus l'individu bénéficie d'un niveau d'éducation élevé, plus il a une forte probabilité d'envisager le risque dépendance. Il n'a en revanche aucun effet propre sur la probabilité de s'assurer.

Le revenu exerce un effet non linéaire en forme de cloche, aussi bien sur la probabilité d'envisager le risque que sur le fait de s'assurer (graphique I-C). Les individus bénéficiant d'un revenu individuel annuel compris entre 8 000 et 30 000 euros (65 % des individus de notre échantillon) envisagent plus fréquemment le risque dépendance et s'assurent plus souvent que les plus pauvres et les plus riches. Cet effet en forme de cloche du revenu confirme

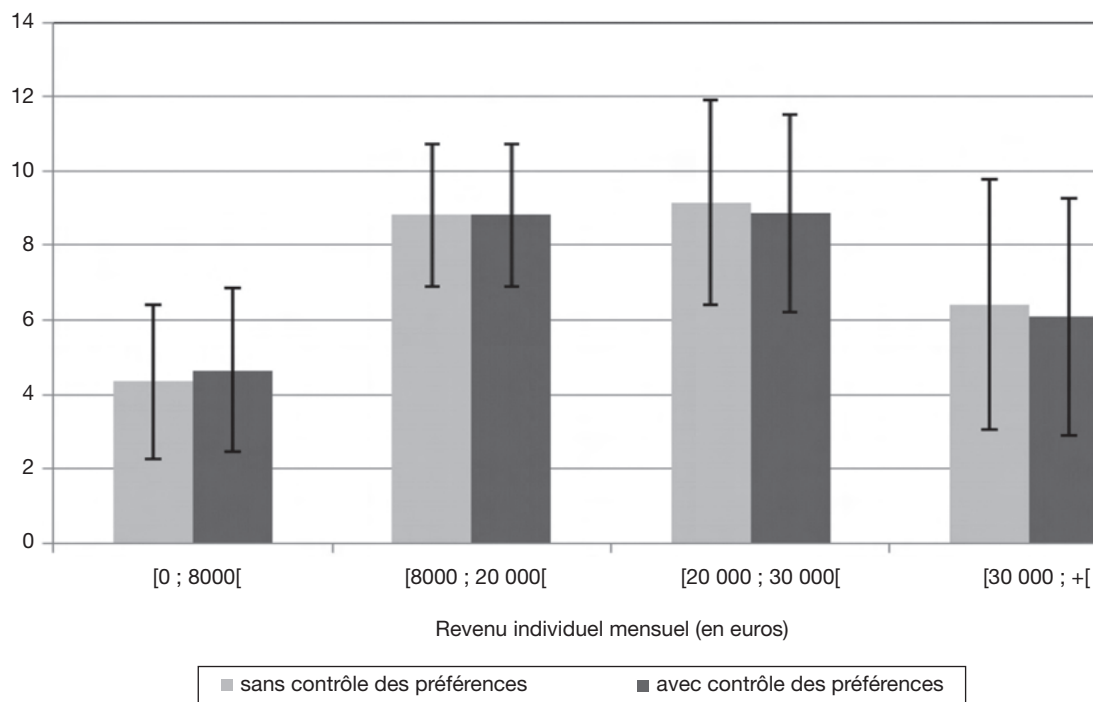
les résultats obtenus par Plisson (2009) ainsi que Courbage et Roudault (2008). Le niveau de vie n'est en effet pas sans incidence sur la manière d'appréhender une situation risquée à long terme, et l'on peut supposer que les plus pauvres peuvent difficilement faire des plans à long terme et les plus riches plus facilement adopter un horizon court-termiste tout en étant en mesure d'absorber d'éventuels chocs imprévus.

Le patrimoine est ici appréhendé à partir d'une variable indiquant si l'individu enquêté est propriétaire de sa résidence principale, et si oui, sa valeur estimée (inférieure ou non à 300 000 euros). Des informations complémentaires sur le patrimoine des individus enquêtés sont disponibles dans l'enquête *Pater* mais ne sont pas mobilisées ici pour ne pas exposer le modèle à un biais d'endogénéité. L'épargne peut en effet constituer une source d'auto-assurance

Graphique I (suite)

C. Probabilité moyenne de disposer d'une assurance dépendance, par revenu

Probabilité de disposer
d'une assurance dépendance
En %



Note : les probabilités présentées ici ont été simulées toutes choses égales par ailleurs à partir des résultats d'estimation du modèle n'incluant pas les préférences comme variables de contrôle (en gris clair) et du modèle incluant les 4 scores de préférences (spécification 2, en gris foncé). Les courbes en pointillé et barres d'erreur représentent les intervalles de confiance à 95 %.

Lecture : après contrôle des préférences individuelles, la probabilité moyenne de détenir une assurance dépendance est égale à 5,3 % pour un individu de 55 ans, 8,5 % pour une femme et 4,6 % pour un individu ayant un revenu mensuel inférieur à 8 000 euros.

Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.

Source : Pater/Pated 2011.

alternative à la souscription d'une assurance, si bien que le fait d'être ou de ne pas être assuré peut influencer le comportement d'épargne et donc la valeur du patrimoine. Le fait d'être propriétaire de sa résidence principale peut en revanche raisonnablement être supposé exogène au regard du comportement de couverture face au risque dépendance. Les résultats d'estimation montrent que les propriétaires d'une résidence d'une valeur inférieure à 300 000 euros envisagent plus souvent le risque dépendance que les non-propriétaires et les propriétaires d'une résidence valorisée à plus de 300 000 euros. En revanche, ces derniers s'assurent moins que les autres.

La manière subjective de percevoir le risque dépendance dépend par ailleurs significativement et de manière attendue du risque objectif d'être un jour dans une situation de perte d'autonomie, appréhendé ici indirectement *via* la santé perçue. Plus les individus déclarent un mauvais état de santé, plus ils envisagent le risque dépendance. L'effet est en revanche inverse sur la probabilité de souscrire une assurance. Les individus déclarant un bon état de santé s'assurent plus que les autres. Ici aussi, cet effet peut s'expliquer par un effet prix non contrôlé dans le modèle. Les individus en mauvais état de santé s'exposent à des surprimes ou à l'impossibilité de souscrire une assurance.

Enfin, la présence dans l'entourage d'une personne en perte d'autonomie apparaît comme un déterminant important de la perception du risque. C'est en particulier lorsque la perte d'autonomie touche un conjoint et dans une moindre mesure un parent que l'effet est le plus notable. Ce résultat illustre l'importance de la myopie et/ou du déni comme facteur expliquant la faible disposition des individus à s'assurer. Il montre par ailleurs que la myopie et/ou le déni ne sont pas des caractéristiques intrinsèques des individus mais au contraire des caractéristiques variables selon le contexte dans lequel ils évoluent, suggérant ainsi par exemple la possibilité pour le décideur public ou les assureurs privés de les atténuer par des campagnes d'information. Ce résultat est conforme aux ceux de Doeringhaus et Gustavson (2002) sur données américaines qui suggèrent que les individus ayant ou ayant eu des proches confrontés à un besoin de prise en charge sont davantage conscients du risque dépendance. Sur données françaises, les résultats d'estimation de Courbage et Roudaut (2008) vont dans le même sens et montrent que les individus apportant une aide informelle à un proche sont plus souvent

assurés. Les auteurs suggèrent que cet effet transite par la perception du risque, ce que nos résultats tendent à confirmer puisque, une fois la perception du risque contrôlée, la présence dans l'entourage d'une personne en perte d'autonomie n'a aucun effet direct sur la souscription à une assurance.

Le rôle des préférences dans la perception du risque et dans la souscription à une assurance : résultats d'estimation et simulations

Au-delà des caractéristiques sociodémographiques, les résultats d'estimation permettent de mettre en évidence et d'évaluer le rôle des préférences dans les comportements de couverture. Pour cela, les scores de préférences sont intégrés au modèle sous forme logarithmique¹⁶. La spécification 1 (colonnes 1-3 du tableau 4) intègre uniquement le score de préférence pour le présent et d'aversion au risque. La spécification 2 (colonnes 4-6 du tableau 4) intègre en plus le score d'altruisme familial et de goût présumé pour l'aide informelle.

La préférence pour le présent a, toutes choses égales par ailleurs, un effet significatif (P -value < 0,01 %) et négatif sur la probabilité (non conditionnelle) de souscrire une assurance tandis que l'aversion au risque a un effet positif et significatif au seuil de 5 % (colonne (3) du tableau 4). En outre, et de manière attendue, la propension à s'assurer dépend négativement du goût présumé pour l'aide informelle et positivement de l'altruisme familial (colonne (6) du tableau 4). Le rôle de l'altruisme familial confirme donc les résultats obtenus par Courbage et Roudaut (2008) qui montrent que la propension à s'assurer dépend positivement des ressources en aide informelle.

Les résultats du modèle en deux étapes ainsi que les graphiques associés (graphiques II) précisent ces résultats. L'effet de la préférence pour le présent sur la souscription est uniquement dû à l'incidence de la préférence pour le présent sur la perception du risque, l'effet étant non

16. Les scores pouvant prendre des valeurs nulles, le modèle économétrique intègre en fait les scores après la transformation suivante : $\ln(1+\text{score})$. À noter que les résultats intégrant les scores sans transformation sont très voisins mais néanmoins moins significatifs.

Tableau 4
Résultats d'estimation - Effets marginaux moyens dans l'échantillon

	Spécification 1			Spécification 2		
	P(ENV=1)	P(ASS=1/ ENV=1)	P(ASS=1)	P(ENV=1)	P(ASS=1/ ENV=1)	P(ASS=1)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Préférences						
Ln(1+Préf. pour le présent)	- 0,30*** (0,04)	- 0,03 (0,04)	- 0,06*** (0,02)	- 0,30*** (0,04)	- 0,03 (0,03)	- 0,05** (0,02)
Ln(1+Aversion au risque)	0,06 (0,05)	0,11* (0,06)	0,07** (0,03)	0,06 (0,05)	0,11** (0,06)	0,07** (0,03)
Ln(1+Goût pour l'aide informelle)	-	-	-	- 0,008 (0,03)	- 0,06** (0,03)	- 0,03** (0,02)
Ln(1+Altruisme familial)	-	-	-	- 0,002 (0,02)	0,03** (0,02)	0,02** (0,01)
Altruisme familial non renseigné	-	-	-	- 0,03 (0,03)	0,06 (0,04)	0,03 (0,02)
Age						
Age	0,01*** (0,003)	0,01*** (0,004)	0,01*** (0,002)	0,01*** (0,003)	0,01*** (0,004)	0,01*** (0,002)
Age ²	- 0,001** (<0,001)	- 0,001** (<0,001)	- 0,001** (<0,001)	- 0,001** (<0,001)	- 0,001** (<0,001)	- 0,001** (<0,001)
Sexe						
Femme	0,06** (0,02)	0,02 (0,02)	0,02 (0,01)	0,06** (0,02)	0,02 (0,02)	0,02 (0,01)
Homme	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Configuration familiale						
Célibataire sans enfant	0,10*** (0,03)	- 0,01 (0,03)	0,007 (0,02)	0,10*** (0,03)	0,01 (0,03)	0,02 (0,02)
Célibataire avec enfant(s)	0,01 (0,03)	0,004 (0,08)	0,003 (0,02)	0,01 (0,03)	0,001 (0,03)	- 0,02 (0,03)
En couple sans enfant	- 0,06 (0,05)	- 0,04 (0,06)	- 0,03 (0,03)	- 0,06 (0,05)	- 0,02 (0,06)	0,02 (0,02)
En couple avec enfant(s)	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Non répondant	- 0,06 (0,08)	0,03 (0,03)	0,01 (0,04)	- 0,06 (0,08)	0,05 (0,08)	0,02 (0,04)
Niveau d'éducation						
Secondaire ou inférieur	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Technique court	0,04 (0,03)	- 0,02 (0,03)	- 0,005 (0,02)	0,04 (0,03)	- 0,02 (0,03)	- 0,01 (0,02)
BAC ou brevet pro	0,08** (0,03)	- 0,02 (0,03)	- 0,001 (0,02)	0,08** (0,03)	- 0,02 (0,03)	- 0,002 (0,02)
Supérieur	0,12*** (0,04)	- 0,03 (0,03)	- 0,04 (0,02)	0,12*** (0,04)	- 0,03 (0,03)	- 0,003 (0,02)
Revenu						
]- ; 8 000[Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
]8 000 ; 20 000[0,08*** (0,03)	0,07** (0,03)	0,05*** (0,02)	0,08*** (0,03)	0,06** (0,03)	0,05*** (0,02)
]20 000 ; 30 000[0,08* (0,03)	0,07* (0,03)	0,05** (0,02)	0,08** (0,03)	0,06* (0,03)	0,04** (0,02)
]30 000 ; +[0,00 (0,06)	0,03 (0,06)	0,02 (0,04)	0,004 (0,06)	0,03 (0,06)	0,02 (0,04)
Non réponse	0,08 (0,07)	0,002 (0,07)	0,02 (0,04)	0,08 (0,07)	- 0,004 (0,07)	0,01 (0,02)
Résidence principale						
Non propriétaire	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Propriétaire, valeur < 300 000 €	0,05* (0,03)	0,002 (0,03)	0,07 (0,02)	0,05* (0,03)	0,003 (0,03)	0,01 (0,02)
Propriétaire, valeur > 300 000 €	0,02 (0,04)	- 0,07* (0,04)	- 0,04* (0,02)	0,01 (0,04)	- 0,07* (0,04)	- 0,04* (0,02)
Propriétaire, valeur inconnue	- 0,02 (0,03)	- 0,02 (0,03)	- 0,02 (0,02)	- 0,02 (0,03)	- 0,02 (0,03)	- 0,01 (0,02) →

significatif lorsque l'on s'intéresse à la probabilité conditionnelle de recourir à une assurance dépendance. Le pouvoir explicatif de la préférence pour le présent sur la probabilité d'envisager le risque apparaît par ailleurs considérable, puisqu'elle passe en moyenne de 30 % pour les individus les moins prévoyants à près de 90 % pour les plus prévoyants.

A contrario, l'aversion au risque, l'altruisme familial et le goût pour l'aide informelle n'exercent aucun effet significatif sur la probabilité d'envisager le risque. Cette dernière avoisinerait 60 % en moyenne, et ce quels que soient le degré d'aversion au risque, le degré d'altruisme familial et le goût présumé pour l'aide informelle (graphique II-A).

Ces trois dimensions des préférences interviennent néanmoins lorsque l'on s'intéresse à la souscription d'une assurance conditionnellement au fait d'envisager le risque (graphique II-B). L'aversion au risque ferait passer la probabilité conditionnelle de s'assurer de près de 2 % chez les moins riscophobes à près de 18 % chez les plus riscophobes tandis que l'altruisme familial ferait varier la probabilité conditionnelle de s'assurer de 10 % à près de 15 %. Le goût pour l'aide informelle ferait quant à lui varier la probabilité de s'assurer de 21 % à 10 %. En cumulant les effets des deux

étapes, ce sont la préférence pour le présent et l'aversion au risque qui ont au final le plus fort pouvoir explicatif sur le comportement d'assurance (graphique II-C).

Pour évaluer le rôle des préférences dans les comportements à l'égard du risque dépendance (à caractéristiques sociodémographiques données) nous distinguons à titre d'illustration deux individus types. Le premier présente les préférences les plus favorables à la souscription d'une assurance dépendance : il est à la fois très prévoyant (caractérisé par une faible préférence pour le présent), très prudent (caractérisé par une forte aversion au risque), très altruiste (au sens où il accorde une grande importance à la transmission d'un patrimoine à ses descendants) et ne présente pas de goût présumé pour l'aide informelle. Le deuxième individu type présente à l'inverse les préférences les plus défavorables à la souscription d'une assurance dépendance : il est très peu prévoyant (caractérisé par une forte préférence pour le présent), très peu prudent (caractérisé par une faible aversion au risque), peu altruiste (au sens où il ne se soucie pas de transmettre un héritage à ses descendants) et présente un goût prononcé pour l'aide informelle.

Plus précisément, les préférences les plus favorables à la souscription d'une assurance dépendance correspondent à des scores égaux au

Tableau 4 (suite)

Santé perçue						
Très bonne ou bonne	- 0,06*** (0,02)	0,05** (0,02)	0,02* (0,01)	- 0,06*** (0,02)	0,05** (0,02)	0,02* (0,01)
Satisfaisante	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Mauvaise ou très mauvaise	0,13*** (0,04)	- 0,02 (0,03)	0,002 (0,02)	0,12*** (0,04)	- 0,02 (0,04)	0,002 (0,02)
Proche dépendant						
Père dépendant	0,14*** (0,03)	- 0,004 (0,03)	0,01 (0,02)	0,14*** (0,03)	- 0,01 (0,03)	0,01 (0,02)
Mère dépendante	0,09*** (0,02)	- 0,01 (0,02)	0,01 (0,01)	0,09*** (0,02)	- 0,01 (0,02)	0,01 (0,01)
Conjoint dépendant	0,15** (0,06)	- 0,02 (0,05)	(0,01 (0,03)	0,15** (0,06)	- 0,02 (0,05)	0,004 (0,03)
Grand-parent dépendant	0,02 (0,04)	0,04 (0,04)	0,03 (0,02)	0,02 (0,04)	0,04 (0,04)	0,03 (0,02)
Autre proche dépendant	0,05** (0,02)	- 0,01 (0,02)	0,001 (0,01)	0,05** (0,02)	- 0,01 (0,02)	- 0,001 (0,01)

Lecture : les colonnes (1) et (4) présentent les effets marginaux de chaque variable explicative sur la probabilité d'envisager le risque selon différentes spécifications du modèle. Les colonnes (2) et (5) présentent les effets marginaux de chaque variable explicative sur la probabilité de disposer d'une assurance dépendance conditionnellement au fait d'envisager le risque. Enfin, les colonnes (3) et (6) présentent les effets marginaux de chaque variable explicative sur la probabilité (non conditionnelle) de disposer d'une assurance dépendance. Les nombres entre parenthèses correspondent aux écart-types des effets marginaux. * significatif à 10 %, ** significatif à 5 %, *** significatif à 1 %.

Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.

Source : Pater/Pated 2011.

1^{er} décile pour la préférence pour le présent et le goût présumé pour l'aide informelle et au 9^e décile pour l'aversion au risque et l'altruisme familial. À l'inverse, les préférences les plus défavorables à la souscription d'une assurance dépendance correspondent à des scores égaux au 9^e décile pour la préférence pour le présent et le goût présumé pour l'aide informelle et au 1^{er} décile pour l'aversion au risque et l'altruisme familial.

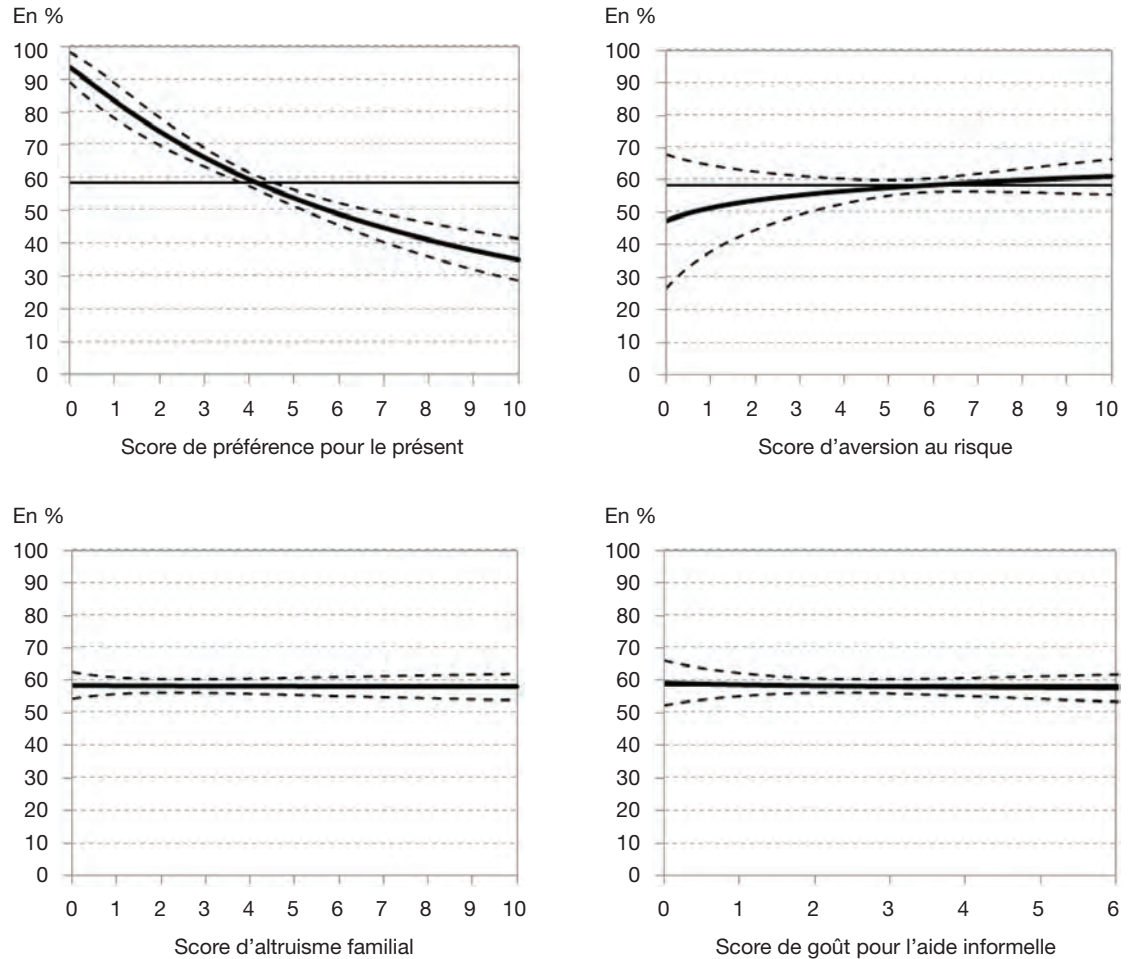
Ces deux individus types sont relativement voisins des « bons pères de familles » et des

« têtes brûlées » définis par Arrondel et Masson dans l'analyse des comportements patrimoniaux menés à partir d'une vague précédente de l'enquête *Pater* (par exemple, Arrondel *et al.*, 2005)¹⁷.

17. La figure du bon père de famille est néanmoins probablement associée à un goût présumé pour l'aide informelle important et celle de la tête brûlée plutôt associée à un faible goût pour l'aide informelle, si bien que cette typologie ne permet pas de résumer ici les préférences les plus favorables à la souscription d'une assurance dépendance d'un côté et les préférences les plus défavorables de l'autre.

Graphique II
Probabilités simulées moyennes d'envisager le risque et de s'assurer en fonction des scores préférences

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



Note : les courbes en trait plein représentent les probabilités simulées moyennes d'envisager le risque toutes choses égales par ailleurs. Les courbes en pointillé représentent les intervalles de confiance à 95 %. Les traits horizontaux correspondent aux valeurs moyennes observées dans l'échantillon.

Lecture : compte tenu des préférences observées dans l'échantillon, 58 % des individus déclarent envisager le risque. Si l'ensemble des individus de l'échantillon avait un score de préférence pour le présent égal à 2, 74 % des individus déclareraient envisager le risque dépendance.

Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.

Source : Pater/Pated 2011.



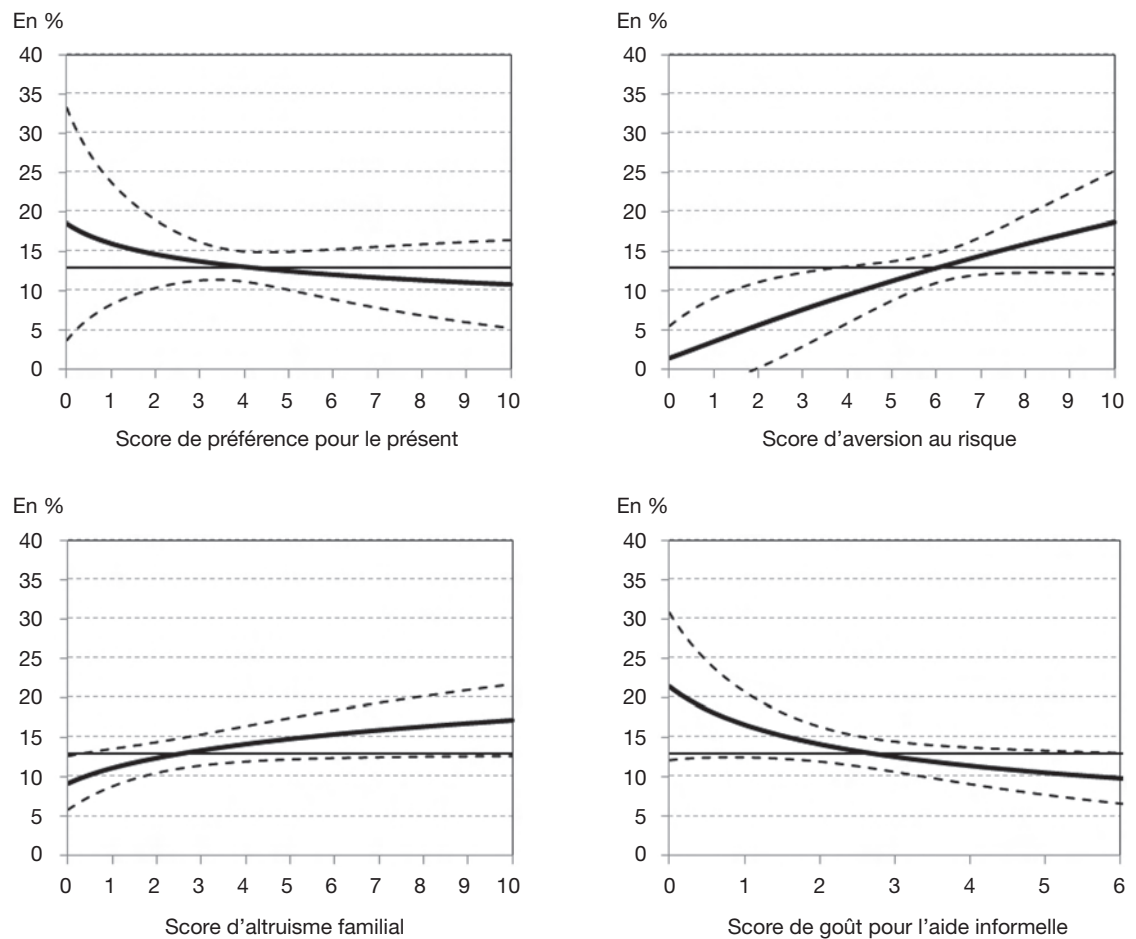
Ces deux individus types sont ici utilisés pour évaluer quantitativement l'effet global des préférences sur la souscription d'une assurance. Plus précisément, nous avons simulé les probabilités moyennes d'envisager le risque et de souscrire une assurance si tous les individus de l'échantillon avaient des préférences particulièrement défavorables, ou au contraire, particulièrement favorables à l'adoption d'une couverture.

Les résultats de ces simulations sont présentés dans les graphiques III. Les individus ayant les préférences les plus favorables, ont toutes

choses égales par ailleurs une probabilité d'envisager le risque supérieure de 23 points de pourcentage à ceux ayant les préférences les plus défavorables. Au regard de la probabilité de s'assurer, les préférences expliquent globalement un écart de 16 points de pourcentage, le taux de couverture dans l'échantillon passant de 2 % dans le cas hypothétique où l'ensemble des individus seraient caractérisés par des préférences particulièrement défavorables à 18 % dans le cas où ces mêmes individus seraient caractérisés par des préférences particulièrement favorables.

Graphique II (suite)

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



Note : les courbes en trait plein représentent les probabilités simulées moyennes de détenir une assurance parmi les individus envisageant le risque, toutes choses égales par ailleurs. Les courbes en pointillé représentent les intervalles de confiance à 95 %. Les traits horizontaux correspondent aux valeurs moyennes observées dans l'échantillon.

Lecture : compte tenu des préférences observées dans l'échantillon, 13 % des individus envisageant le risque déclarent détenir une assurance. Si l'ensemble des individus de l'échantillon avait un score de préférence pour le présent égal à 2, 15 % des individus envisageant le risque déclareraient détenir une assurance.

Champ : individus âgés de 45 ans ou plus envisageant le risque dépendance et ne déclarant aucune perte d'autonomie.

Source : Pater/Pated 2011.



* *
*

Les résultats obtenus à partir de cette enquête mériteraient d'être confrontés avec ceux obtenus à partir d'une approche économétrique plus structurée. Dans le cadre de l'assurance dépendance, une telle approche nécessite néanmoins une modélisation relativement complexe. La première difficulté renvoie à la modélisation du risque perçu par les agents, ces derniers semblant nombreux à souffrir de myopie (voire de déni). La seconde est liée aux spécificités du risque dépendance qui impliquent de tenir

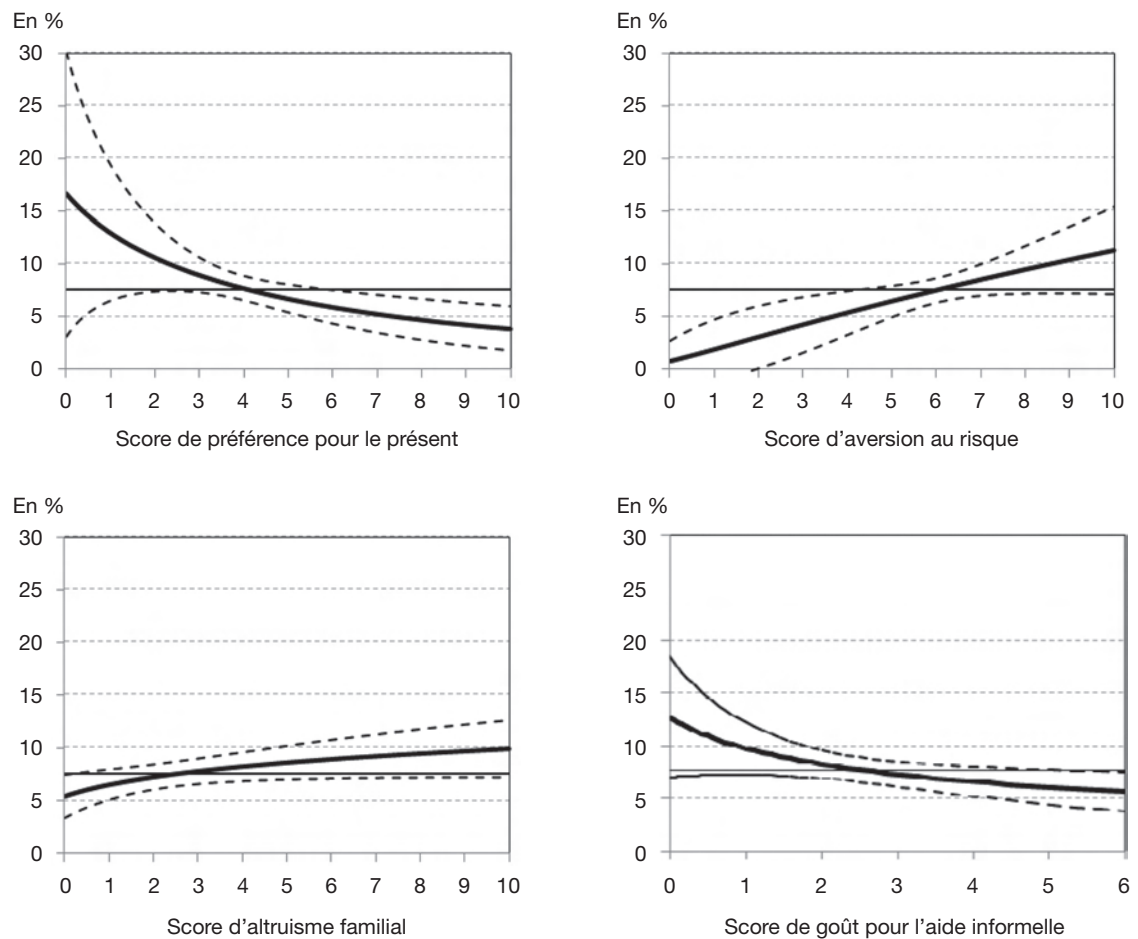
compte, outre la préférence pour le présent et l'aversion au risque, de l'altruisme des individus vis-à-vis de leurs proches et de leur préférence pour l'aide informelle.

Les résultats d'estimation montrent le rôle non négligeable des préférences individuelles. Néanmoins, ils montrent aussi que le taux d'équipement¹⁸ ne dépasserait pas 20 % dans le contexte d'offre actuel, même si les préférences dans la population étaient particulièrement

18. Taux d'équipement = nombre de personnes assurées/population totale.

Graphique II (suite)

C. Effet des préférences sur la probabilité (non conditionnelle) de s'assurer, $P(ASS = 1)$



Note : les courbes en trait plein représentent les probabilités simulées moyennes de détenir une assurance, toutes choses égales par ailleurs. Les courbes en pointillé représentent les intervalles de confiance à 95 %. Les traits horizontaux correspondent aux valeurs moyennes observées dans l'échantillon.

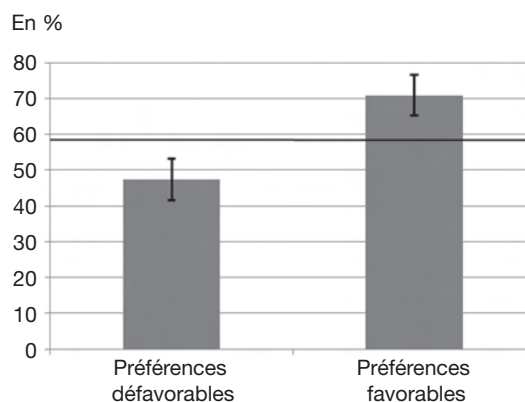
Lecture : compte tenu des préférences observées dans l'échantillon, 8 % des individus déclarent détenir une assurance. Si l'ensemble des individus de l'échantillon avait un score de préférence pour le présent égal à 2, 11 % des individus déclareraient détenir une assurance.

Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.

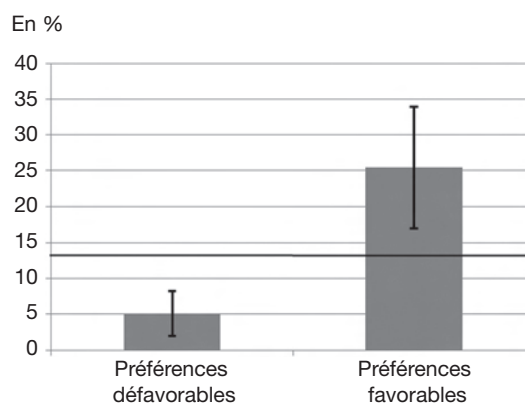
Source : Pater/Pated 2011.

Graphique III
Probabilités simulées moyennes associées aux préférences les plus favorables à la souscription d'une assurance dépendance

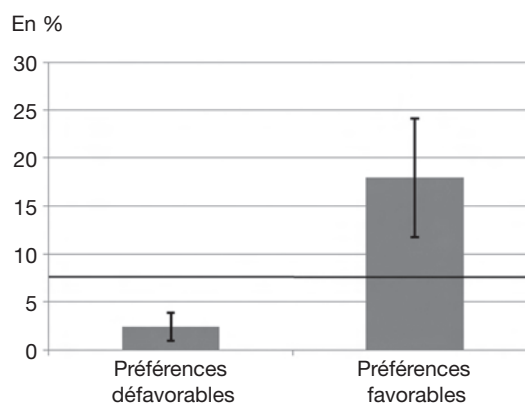
A. Effet des préférences sur la probabilité d'envisager le risque dépendance, $P(ENV = 1)$



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



C. Effet des préférences sur la probabilité (non conditionnelle) de s'assurer, $P(ASS = 1)$



Note : les préférences les plus favorables à la souscription d'une assurance dépendance correspondent à des scores égaux au 1^{er} décile pour la préférence pour le présent et le goût présumé pour l'aide informelle et au 9^e décile pour l'aversion au risque et l'altruisme familial. À l'inverse, les préférences les plus défavorables à la souscription d'une assurance dépendance correspondent à des scores égaux au 9^e décile pour la préférence pour le présent et le goût présumé pour l'aide informelle et au 1^{er} décile pour l'aversion au risque et l'altruisme familial. Les probabilités moyennes ont été simulées à partir des résultats d'estimation. Les traits horizontaux correspondent aux valeurs moyennes observées dans l'échantillon.

Lecture : compte tenu des préférences observées dans l'échantillon, 58 % des individus déclarent envisager le risque dépendance. Toutes choses égales par ailleurs, si l'ensemble des individus de l'échantillon avait des préférences défavorables à la souscription d'une assurance, cette proportion serait de 47 %. Toutes choses égales par ailleurs, si l'ensemble des individus de l'échantillon avait des préférences favorables à la souscription d'une assurance, cette proportion serait de 70 %.

Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie pour les graphiques A et C, individus âgés de 45 ans ou plus envisageant le risque et ne déclarant aucune perte d'autonomie pour le graphique B.

Source : Pater/Pated 2011.

favorables à la souscription d'une assurance. Dit autrement, seules des préférences inobservables dans la population permettraient d'observer un taux d'équipement important. Mobiliser davantage la prévoyance individuelle dans le financement du risque dépendance semble donc une option difficilement envisageable au regard des préférences des individus.

Ce constat mérite néanmoins d'être nuancé à double titre. Tout d'abord, il convient de rappeler qu'une limite de notre travail est de ne pas tenir compte dans la mesure des préférences du lien entre l'utilité marginale du revenu et le niveau de dépendance, alors que cette dimension peut en partie expliquer la souscription d'assurance.

Deuxièmement, le lien entre les préférences et la demande d'assurance est ici évalué dans un contexte particulier d'offre, celui caractérisant la période de l'enquête (2011). En toute rigueur, notre conclusion n'est donc valable qu'au regard des caractéristiques de l'offre observée cette année-là. Rien ne dit qu'une évolution majeure des caractéristiques de l'offre (type de produits proposés, prix, etc...) ne permettrait pas à l'avenir de mobiliser d'avantage la prévoyance individuelle.

Nos résultats suggèrent qu'une généralisation des couvertures assurantielles nécessite soit un profond renouvellement de l'offre, soit de contraindre la demande par l'instauration d'une assurance obligatoire.

Avec un marché gagnant en maturité, les produits d'assurances deviendront sans doute plus attractifs à l'avenir. Une régulation de l'offre visant une plus grande homogénéité et une plus grande transparence des produits (au regard par exemple des critères d'évaluation du niveau

de dépendance ou des exclusions de garanties) permettrait sans doute une plus grande concurrence entre assureurs et une réduction des prix. D'autres produits, potentiellement substituables à la prévoyance dépendance, sont par ailleurs amenés à se développer. Le viager, et plus précisément le prêt viager hypothécaire, pourrait à ce titre modifier les comportements dans la mesure où il est possible de souscrire ce type de produit beaucoup plus tardivement (Masson, 2009). Par rapport à la souscription d'une assurance, les produits de type viager subissent donc moins le poids de la préférence pour le présent. Ils ne peuvent néanmoins concerner que les individus propriétaires de leur logement.

L'instauration d'une assurance obligatoire, sans présager du caractère public ou privé d'une telle assurance, est une seconde option. Avec ce type de solution « paternaliste », les pouvoirs publics passent outre les préférences des individus. Ils résolvent ainsi le problème du financement de la dépendance mais, ce faisant, ils vont à l'encontre des souhaits des citoyens. Ce point avait d'ailleurs été évoqué par Zweifel et Struwe (1998) au moment de la mise en place de l'assurance obligatoire en Allemagne.

Un système d'assurance obligatoire aurait malgré tout pour avantage indirect de solvabiliser la demande de services médico-sociaux et ainsi de garantir le développement de soins de qualité. Cette solvabilisation de la demande serait également susceptible d'inciter davantage d'acteurs à entrer sur le marché de l'aide à domicile et ainsi en faire baisser le prix (Geoffard, 2010). L'instauration d'une assurance dépendance obligatoire exercerait également une externalité positive sur le bien-être des aidants étant donné qu'une couverture généralisée permettrait de soulager les proches des coûts associés à la production domestique de prise en charge. □

BIBLIOGRAPHIE

Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2004), « Les comportements de l'épargnant à l'égard du risque et du temps », *Économie et Statistique*, n° 374-375, pp. 9-19.

Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2004), « De la théorie à une enquête méthodologique originale », *Économie et Statistique*, n° 374-375, pp. 21-51.

Arrondel L., Masson A. et Verger D. (2005), « Préférences face au risque et à l'avenir », *Revue économique*, vol. 56, n° 2, pp. 393-416.

Arrondel L. et Masson A. (2014), « Mesurer les préférences des épargnants. Comment et pourquoi (en temps de crise)? », *Économie et Statistique*, n° 467-468, pp. 5-49.

- Association France Alzheimer (2010)**, « Prendre en soin les personnes atteintes de la maladie d'Alzheimer : le reste à charge ».
- Assous L. et Mahieu R. (2002)**, « L'assurabilité de la dépendance et sa prise en charge par le secteur privé », *Revue économique*, vol. 53, pp. 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.
- Becker G. S., Grossman M. et Murphy K. M. (1994)**, « An Empirical Analysis of Cigarette Addiction », *The American Economic Review*, vol. 84, n° 3, pp. 396-418.
- Bernheim D. (1998)**, « Financial Illiteracy, Education and Retirement Saving » dans Mitchell O.S. et Schieber S. (eds), *Living with Defined Contribution Pensions*, Philadelphia, University of Pennsylvania Press, pp. 38-68.
- Bien F., Chassagnon A. et Plisson M. (2012)**, « Est-il rationnel de ne pas s'assurer contre la dépendance ? », *Revue Française d'Économie*, n° 26, pp. 31-61.
- Bolin K., Lindgren B., Lundborg P. (2008)**, « Your next of kin or your own carer? Caring and working among the 50+ of Europe », *Journal of Health Economics* n° 27, pp. 718-738.
- Brown D. J. et Lewis L. M. (1981)**, « Myopic Economic Agents », *Econometrica*, vol. 49, n° 2, pp. 359-368.
- Brown J. R. et Finkelstein A. (2009)**, « The Private Market for Long-Term Care Insurance in the United States: A Review of the Evidence », *The Journal of Risk and Insurance*, vol. 76, pp. 5-29.
- Coe N. B., Van Houtven C. H. (2009)**, « Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent », *Health economics*, 2009, vol. 18, n° 9, pp. 991-1010.
- Courbage C. et Roudaut N. (2008)**, « Empirical evidence on Long-term Care Insurance Purchase in France », *The Geneva Paper*, n° 33, pp. 645-658.
- Davin B., Paraponaris A. et Potière C. (2014)**, « L'évaluation économique du poids des solidarités familiales », *Séminaire de la Chaire Transitions démographiques – Transition économiques*, Caisse des Dépôts, 20 février.
- Down W. H. et Norton E. C. (2003)**, « Choosing Between and Interpreting the Heckit and Two-Part Models for Cramer Solutions », *Health Services & Outcomes Research Methodology*, n° 4, pp. 5-18.
- Drees (2013)**, *Les retraités et les retraites*, sous la direction de Laurent Lequien, Collection *Études et statistiques*, édition 2013, pp. 54-59.
- Duan N., Manning C., Morris C. et Newhouse J. (1993)**, « A comparison of alternative models for the demand for medical care », *Journal of Business and Economic Statistics*, n° 1, pp. 115-126.
- Etner J. et Jeleva M. (2013)**, « Risk perception, prevention and diagnostic tests », *Journal of Health Economics*, n° 22(2), pp. 144-156.
- 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 & Proceedings*, n° 99-2, pp. 116-221.
- Fontaine R. (2011)**, « Le soutien familial aux personnes âgées dépendantes : analyses micro-économétriques des comportements individuels et familiaux de prise en charge », Thèse de Doctorat en Science économique, Université Paris-Dauphine.
- 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*, n° 188, pp. 1-8.
- Fragonard B. (2011)**, *Stratégie pour la couverture de la dépendance des personnes âgées*, Rapport du groupe n° 4 sur la prise en charge de la dépendance, Ministère des solidarités et de la cohésion sociale.
- FFSA (2012)**, *Les contrats d'assurance dépendance en 2011*, Direction des études et des statistiques FFSA-GEMA, juin.
- Gollier L., Eeckhoudt C. et Sclessinger H. (2005)**, *Economic and Financial Decision under Risk*, Princeton University Press.
- Geoffard P. Y. (2010)**, « Quelle assurance contre le risque dépendance? », dans *Le choc des*

génération ? Dettes, retraites, dépendance... Regards croisés sur l'économie n°7, La Découverte.

Kahneman D. et Tversky A. (1979), « Prospect theory: An analysis of decision under risk », *Econometrica*, n° 47, pp. 263-291.

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

Leung S. F. et Yu S. (1996), « On the choice between sample selection and two-part models », *Journal of Econometrics*, n° 72, pp. 197-229.

Lusardi A. et Mitchell O. S. (2007a), « Baby Boomer Retirement Security: The Role of Planning, Financial Literacy, and Housing Wealth », *Journal of Monetary Economics*, n° 54, pp. 205-224.

Lusardi A. et Mitchell O. S. (2007b), « Financial Literacy and Retirement Preparedness. Evidence and Implication for Financial Education », *Business Economics*, vol. 42, n° 1, pp. 35-44.

Manning W. G. et al. (1987), « Monte Carlo evidence on the choice between sample selection and two-part models », *Journal of Econometrics*, n° 35, pp. 59-82.

Masson A. (2009), « Le viager intermédiaire partiel (VIP), produit d'avenir? », *Risques*, n° 79, septembre.

Paulhan I. (1992), « Le concept de *coping* », *L'année Psychologique*, n° 92, pp. 545-557.

Pauly M. V. (1990), « The Rational Non purchase of Long-Term-Care Insurance », *Journal of Political Economy*, vol. 98, n° 1, pp. 153-168.

Petite S. et Weber A. (2006), « Les effets de l'allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées », *Études et résultats*, Drees, vol. 459.

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.

Poirier D. J. et Ruud P. A. (1981), « On the appropriateness of endogenous switching », *Journal of Econometrics*, n° 16, pp. 249-256.

Puhani P. (2000), « The Heckman Correction for Sample Selection and its Critique », *Journal of Economic Surveys*, n° 14, pp. 53-67.

Renoux A. et Roussel R. (2014), « Le compte de la dépendance en 2011 et à l'horizon 2060 », *Dossiers Solidarité Santé*, DREES, n° 50, pp. 1-18.

Rosso-Debord V. (2010), *Rapport d'information par la Commission des affaires sociales en conclusion des travaux sur la prise en charge des personnes âgées dépendantes*, Rapport de l'Assemblée nationale.

Roussel R. et Zaidman C. (2014), « Le compte de la dépendance en 2011 et à l'horizon 2060 », *Dossiers Solidarité Santé*, DREES, n° 50, pp. 19-42.

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, pp. 201-219.

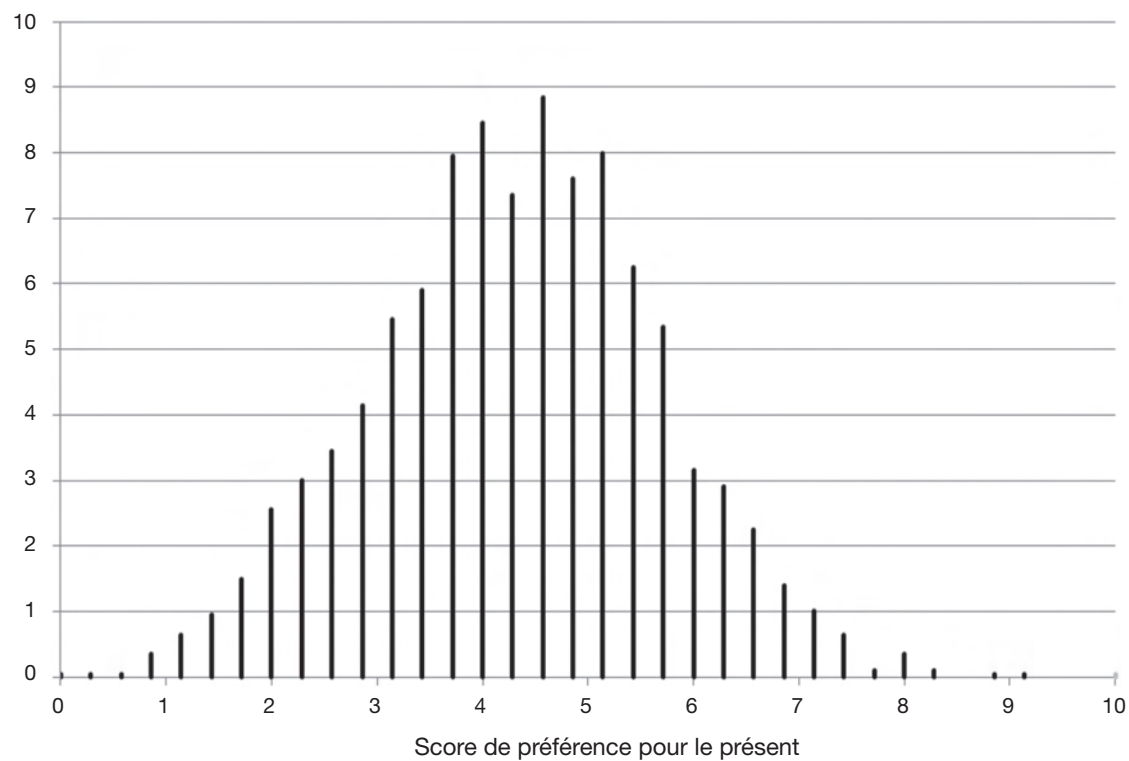
Spector P. E. (1991), *Summated Rating Scale Construction: An Introduction*, Newbury Park, CA: Sage Publications.

Zweifel P. et Strüwe W. (1998), « Long-term care insurance in a two-generation model », *Journal of Risk and Insurance*, pp. 13-32.

DISTRIBUTION DES SCORES DE PRÉFÉRENCES DANS L'ÉCHANTILLON

Graphique A1
Distribution du score de préférence pour le présent dans l'échantillon

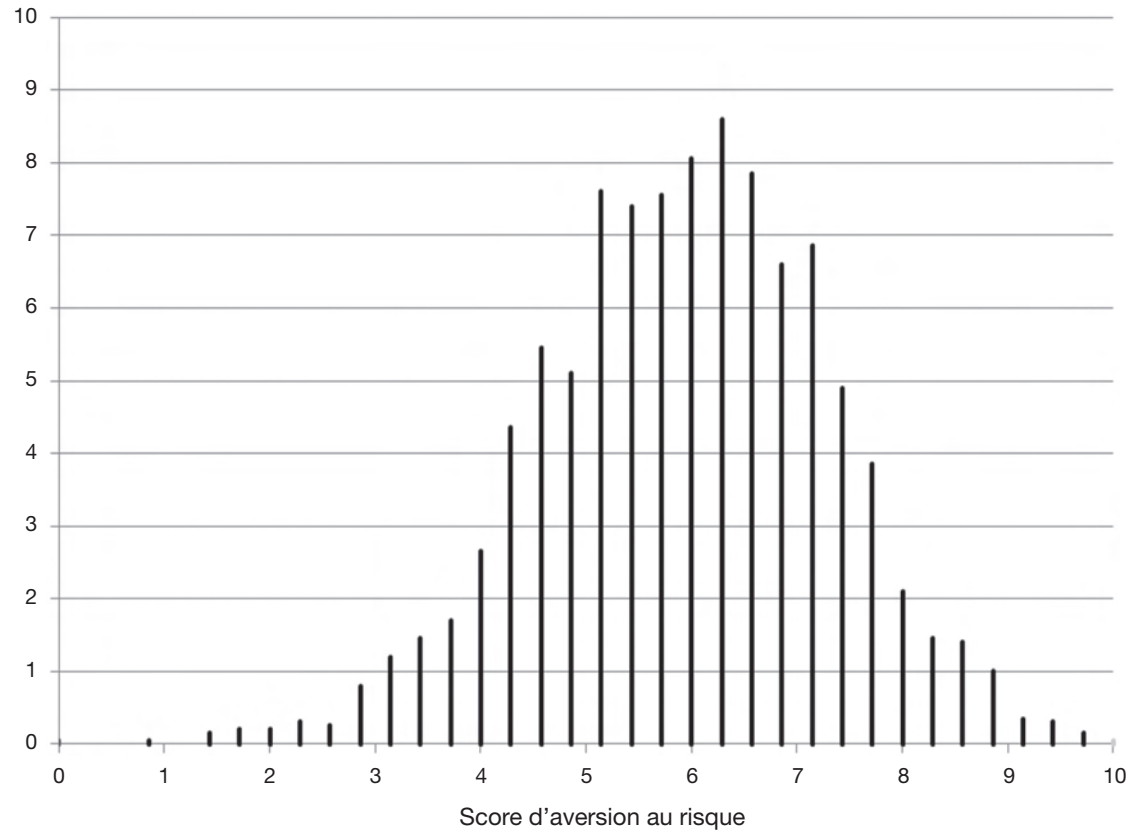
Fréquence (en %)



Lecture : sur une échelle de 0 à 10, 8,45 % des individus de l'échantillon ont un score de préférence pour le présent égal à 4.
Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.
Source : Pater/Pated 2011.

Graphique A2
Distribution du score d'aversion au risque dans l'échantillon

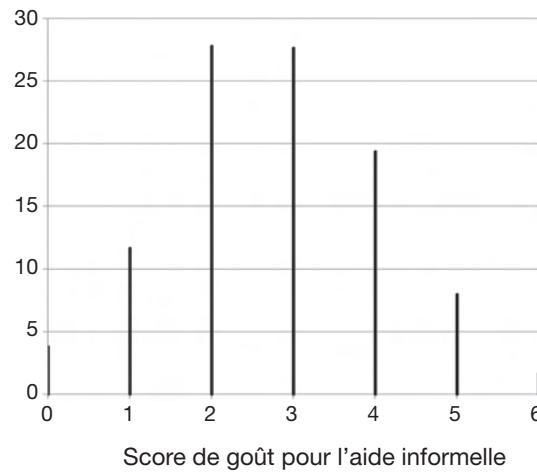
Fréquence (en %)



Lecture : sur une échelle de 0 à 10, 2,65 % des individus de l'échantillon ont un score d'aversion au risque égal à 4.
 Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.
 Source : Pater/Pated 2011.

Graphique A3
Distribution du score de goût pour l'aide informelle dans l'échantillon

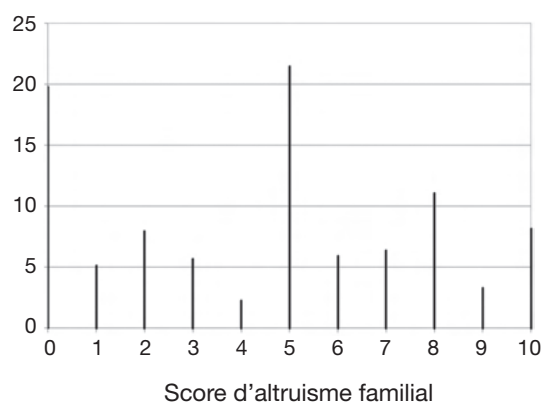
Fréquence (en %)



Lecture : sur une échelle de 0 à 6, 27,61 % des individus de l'échantillon ont un score de goût pour l'aide informelle égal à 3.
 Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.
 Source : Pater/Pated 2011.

Graphique A4
Distribution du score d'altruisme familial dans l'échantillon

Fréquence (en %)



Lecture : sur une échelle de 0 à 10, 21,47 % des individus de l'échantillon ont un score d'altruisme familial égal à 5.
Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.
Source : Pater/Pated 2011.

ANNEXE B

EFFET MARGINAUX - PROBIT SIMPLES

	Spécification 1 P(ASS=1)	Spécification 2 P(ASS=1)
Préférences		
Ln(Préférence pour le présent)	- 0,05** (0,02)	- 0,05** (0,02)
Ln(Aversion au risque)	0,07** (0,03)	0,07** (0,03)
Ln(Goût pour l'aide informelle)	-	- 0,03* (0,02)
Ln(Altruisme familial)	-	0,02** (0,01)
Altruisme familial non renseigné	-	0,04 (0,02)
Age		
Age	0,01*** (0,002)	0,01*** (0,002)
Age ²	< - 0,001*** (< 0,001)	< - 0,001*** (< 0,001)
Sexe		
Femme	0,02 (0,01)	0,02 (0,01)
Homme	Réf.	Réf.
Configuration familiale		
Célibataire sans enfant	0,01 (0,02)	0,02 (0,02)
Célibataire avec enfant(s)	0,005 (0,2)	0,002 (0,02)
En couple sans enfant	- 0,03 (0,03)	- 0,02 (0,03)
En couple avec enfant(s)	Réf.	Réf.
Non répondant	0,01 (0,04)	0,02 (0,04)
Niveau d'éducation		
Secondaire ou inférieur	Réf.	Réf.
Technique court	- 0,05 (0,02)	- 0,01 (0,02)
BAC ou brevet pro	- 0,001 (0,02)	- 0,001 (0,02)
Supérieur	- 0,002 (0,02)	- 0,001 (0,02)
Revenu		
]- ; 8 000[Réf.	Réf.
]8 000 ; 20 000[0,05** (0,02)	0,05** (0,02)
]20 000 ; 30 000[0,04** (0,02)	0,04** (0,02)
]30 000 ; +[0,02 (0,03)	0,02 (0,03)
Non réponse	0,01 (0,04)	0,002 (0,04)

Résidence principale		
<i>Non propriétaire</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Propriétaire, valeur < 300 000 euros	0,01 (0,02)	0,01 (0,02)
Propriétaire, valeur > 300 000 euros	- 0,04* (0,02)	- 0,04* (0,02)
Propriétaire, valeur inconnue	- 0,02 (0,02)	- 0,01 (0,02)
Santé perçue		
Très bonne ou bonne	0,02** (0,01)	0,02* (0,01)
<i>Satisfaisante</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Mauvaise ou très mauvaise	0,002 (0,02)	0,002 (0,02)
Proche dépendant		
Père dépendant	0,01 (0,02)	0,01 (0,02)
Mère dépendante	0,003 (0,01)	0,003 (0,01)
Conjoint dépendant	0,003 (0,03)	0,001 (0,03)
Grand-parent dépendant	0,03 (0,02)	0,03 (0,02)
Autre proche dépendant	< - 0,001 (0,01)	< 0,001 (0,01)

Lecture : le tableau présente les effets marginaux de chaque variable explicative sur la probabilité de disposer d'une assurance à partir d'un probit simple. Comme score de préférence, la spécification 1 incorpore uniquement les scores de préférences pour le présent et d'aversion au risque, la spécification 2 intègre en plus les scores de goût pour l'aide informelle et d'altruisme familial. Les nombres entre parenthèses correspondent aux écart-types des effets marginaux : * significatif à 10 %, ** significatif à 5 %, *** significatif à 1 %.
Champ : individus âgés de 45 ans ou plus ne déclarant aucune perte d'autonomie.
Source : Pater/Pated 2011.