GROUPE 1816-2016 Caisse des Dépôts

Questions Retraite & Solidarité Les cahiers
Direction des retraites et de la solidarité
Novembre 2016 – 05

Anticipations, aversion aux pertes et maintien en emploi des travailleurs âgés de 50 ans et plus durant la crise économique en Europe

Nicolas Sirven[1] et Thomas Barnay[2]

[1] Université Paris Descartes ; [2] Université Paris-Est Créteil.

Anticipations, aversion aux pertes et maintien en emploi des travailleurs âgés de 50 ans et plus durant la crise économique en Europe

Nicolas Sirven[1] et Thomas Barnay[2]
Septembre 2016

Remerciements : cette recherche a été financée par la Caisse des Dépôts et Consignations, Paris, France. Les auteurs remercient Vincent Delsart, Isabelle Bridenne, Laurent Soulat, Tim Pullman, et les participants à la conférence internationale « Globalization, Working Conditions and Health » de Bordeaux (juin 2015), pour leurs commentaires utiles. Les erreurs et omissions ne peuvent cependant être imputables qu'aux seuls auteurs. Par ailleurs, nous ne déclarons aucun conflit d'intérêt.

1. LIRAES (EA 4470) & Endowed Chair AGEINOMIX, Univ. Paris Descartes, SPC, Paris. nicolas.sirven@parisdescartes.fr.
2. Univ. Paris-Est Créteil, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR CNRS 3435), barnay@u-pec.fr.

Questions Retraite & Solidarité – Les cahiers reflètent les idées de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Caisse des Dépôts ni celle des régimes qu'elle gère. Ce document est disponible sur le site internet de la Direction des retraites et de la solidarité de la Caisse des Dépôts http://retraitesolidarite.caissedesdepots.fr/.
Questions Retraite & Solidarité – Les cahiers reflect the opinions of the authors and does not necessarily express the views of the Caisse des Dépôts or the schemes managed. This document is available on the Direction des retraites et de la solidarité de la Caisse des Dépôts website http://retraitesolidarite.caissedesdepots.fr/.

Anticipations, aversion aux pertes et maintien en emploi des travailleurs âgés de 50 ans et plus durant la crise économique en Europe

Résumé :

Nous estimons une forme réduite d'un modèle de dépendance des préférences au point de référence pour expliquer le maintien en emploi des travailleurs âgés européens, durant la crise économique de 2009. A partir des données individuelles de l'enquête Share (Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe) entre 2006 et 2011, nous construisons une mesure de "bonne", "mauvaise" ou "d'absence de surprise" qui correspond à la différence entre l'évolution du niveau de vie constatée entre 2006 et 2011 et l'anticipation réalisée en 2006. Nous établissons qu'en moyenne les travailleurs âgés, concernés par une perte non anticipée de leur niveau de vie, restent davantage en emploi. L'effet de "mauvaise surprise" apparaît significativement plus marqué que celui de "bonne surprise", après contrôle des anticipations initiales, des changements survenus entre les deux dates et des déterminants classiques du maintien en emploi. Nous interprétons ce résultat comme une aversion aux pertes par rapport à un point de référence défini par des anticipations rationnelles. Ce phénomène d'aversion aux pertes est plus répandu parmi les hommes, les personnes averses au risque et celles dont l'espérance de vie estimée est élevée.

Mots clés : maintien en emploi, économie comportementale, aversion aux pertes, données SHARE.

Abstract:

We estimate a reduced form model of expectations-based reference-dependent preferences to explain job retention of older workers in Europe in the context of the 2009 economic crisis. Using individual micro-economic longitudinal data from SHARE (The Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe) between 2006 and 2011, we derive a measure of "good, bad or no surprise" from (i) workers' anticipated evolution of their standard of living five years from 2006 (reference point), and from (ii) a comparison of their capacity to make-ends-meet between 2006 and 2011. We find that the probability to remain on the labour market in 2011 is significantly higher for individuals who experienced a lower than expected standard of living. The effect of a "bad surprise" on job retention is larger than the effect of a "good surprise" once netted out from the effects of expectations at baseline, change in consumption utility, and the usual life-cycle determinants on job retention of older workers. We interpret this result as an evidence of loss aversion in the case the reference point is based on individuals' expectations. We also find that loss aversion is more common among men, risk-averse individuals and those with a higher perceived life expectancy.

Keywords: Job retention, Behavioural economics, Loss aversion, SHARE data.

JEL Codes: J26, D03, C23.

Sommaire

Résumé court ..... *iii*
Short abstract ..... *iii*
Sommaire 1
1. Introduction 3
2. Revue de littérature 5
2.1. Départ à la retraite et maintien en emploi selon la théorie du cycle de vie 5
2.2. Anticipations et décisions de départ à la retraite 6
3. Données et méthode 6
3.1. Données et échantillon 6
3.2. Variables 7
3.3. Modèle économétrique 9
4. Résultats 10
4.1. Statistiques descriptives 10
4.2. Résultats des estimations 14
4.3. Principaux résultats 16
5. Discussion 18
5.1. Limites 18
5.2. Prolongements 18
6. Conclusion 19
Bibliographie 21

1. Introduction

Le taux d'emploi des seniors en Europe s'accroît depuis 2000 sous l'effet conjugué des réformes structurelles des systèmes de retraite par répartition et des politiques volontaristes de relance de l'emploi. La récession économique subie en 2009 ne semble pas avoir entamé cette tendance. Les décisions de départ à la retraite en période de crise économique ont fait l'objet de nombreuses études aux Etats-Unis (Coile et Levine, 2011; Gustman *et al.*, 2010 ; Goda *et al.*, 2011 ; Szinovacz *et al.*, 2013) et en Europe (Aranki et Macchiarelli, 2013; García-Pérez *et al.*, 2013 ; Crawford, 2013). Ces travaux empiriques ont permis de démêler les deux mécanismes théoriques en jeu à l'origine du lien entre crise économique, maintien en emploi et départ à la retraite. D'un côté, la récession économique et le chômage limitent les opportunités de maintien en emploi de seniors et favorisent des départs à la retraite, tout particulièrement au sein des groupes sociaux les plus défavorisés. D'un autre côté, les crises des marchés de l'immobilier (explosion de la bulle spéculative et chute des prix) et des capitaux (crise des *subprimes* et contraction du marché du crédit) ont diminué la valeur du patrimoine individuel et accru le besoin de financement des ménages expliquant un léger maintien en emploi et potentiellement un report de la décision de cessation définitive d'activité. Le solde de ces effets contradictoires (accroissement du chômage et crise des marchés) s'est finalement traduit par un effet très mesuré sur les anticipations des agents face au départ à la retraite. Goda *et al.* (2011) suggèrent que ce n'est pas la diminution de bien-être des ménages *per se* qui a affecté le choix de départ à la retraite mais plutôt d'autres facteurs qui sont corrélés à l'évolution des indices sur les marchés financiers. Les auteurs soulignent notamment le rôle potentiel de traits de personnalité comme le « pessimisme » qu'ils considèrent comme le véritable facteur explicatif du sentiment d'insécurité lié à la retraite.

De récents travaux en économie comportementale mettent en évidence d'autres facteurs que les déterminants classiques du départ à la retraite fournis par la théorie du cycle de vie (voir Knoll, 2011 pour une revue de littérature). Selon la théorie des perspectives (*Prospect Theory*) proposée par Tversky et Kahneman (1979), les choix individuels résultent d'une évaluation des gains et des pertes en référence à une situation donnée. Les modèles intègrent explicitement la notion d'aversion aux pertes (*loss aversion*). Cette aversion relève d'une évaluation dissymétrique entre les gains et les pertes, caractérisée par une surpondération des pertes. Une perte est alors perçue comme un résultat négatif au regard d'une situation de référence.

L'un des enjeux fondamentaux des modèles de dépendance des préférences au point de référence renvoie à la spécification du point de référence. Dans le modèle de Koszegi et Rabin (2006), le point de référence correspond aux anticipations rationnelles des agents. Les auteurs font l'hypothèse que le point de référence dépend des niveaux de richesses passés et des anticipations associées. Une autre définition, moins étudiée dans le cas des salariés âgés, est le niveau de revenu espéré avant le départ en retraite : « Situer le point de référence au niveau du revenu espéré à la période suivante est important pour comprendre ce que sont les risques financiers : par exemple, l'aubaine d'une rémunération inattendue pourra être évaluée en laboratoire comme un gain, alors qu'un salaire de 50 000 $ versé à un individu qui en attendait 60 000 $, pourra ne pas être perçu comme un gain en soi, mais plutôt comme une perte relative au montant attendu. » (Koszegi et Rabin, 2006 : 1135)

La crise économique de 2009 fournit une expérience naturelle unique de changements socio-économiques affectant la réalisation des anticipations passées. Nous faisons l'hypothèse que la récession constitue un choc exogène non-anticipé par les agents. Dans la lignée de la littérature sur le revenu cible, nous supposons alors que des seniors, anticipant une chute relative de leur richesse, choisiront de se maintenir sur le marché du travail et de reporter leur départ en retraite. Koszegi et Rabin (2006) justifient cette hypothèse par trois raisons. Tout d'abord, une augmentation des salaires actualisés permet d'atteindre le revenu cible. Ensuite, l'anticipation de revenus plus élevés favorise la participation au marché du travail. Enfin, l'aversion face aux pertes associée à des prévisions négatives et non-anticipées (qu'on qualifiera de « mauvaise surprise ») conduit les travailleurs âgés à compenser cette perte par de meilleurs salaires d'activité (*via* une augmentation du nombre d'années travaillées). Nous cherchons à évaluer l'hypothèse selon laquelle, en cas d'aversion aux pertes, les travailleurs âgés qui subissent une mauvaise surprise (*id-est* un niveau de vie inférieur à celui qui était anticipé) seraient plus enclins à rester en emploi, toutes choses égales par ailleurs.

La principale contribution de cette étude est par conséquent de mesurer l'effet des anticipations non rationnelles sur le choix de maintien en emploi (ou de départ à la retraite) des travailleurs âgés dans la période de récession économique de 2009. Bien que les déterminants du maintien en emploi des travailleurs âgés en Europe soient bien documentés dans la littérature économique, les travaux empiriques dédiés aux anticipations liées à la prise de retraite sont moins étudiés (Riedel, 2015). L'une des difficultés renvoie à la définition de la situation de référence qui ne peut être directement observée. Néanmoins, des enquêtes auprès des ménages permettent de disposer d'informations sur les attentes et les anticipations auto-déclarées qui peuvent constituer de bonnes approximations du point de référence.

A partir des données de l'enquête SHARE (*Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe*) de 2006 et de 2011, nous construisons une variable de « mauvaise surprise » fondée sur la comparaison entre l'évolution réelle du niveau de vie durant la période (2006-2011) et l'anticipation réalisée ex ante en 2006. Le croisement de ces variables permet de construire trois situations. L'« absence de surprise » correspond à des anticipations en 2006 concordantes avec l'évolution du niveau de vie effectivement constatée entre 2006 et 2011. Une « bonne surprise » définit une évolution meilleure du niveau de vie que celle qui était anticipée en 2006. Enfin, une « mauvaise surprise » caractérise une anticipation positive du niveau de vie contraire à l'évolution réelle du niveau de vie. Ces variables sont corrélées avec les déterminants classiques du maintien en emploi en 2011. Nous testons l'hypothèse qu'en présence d'aversion aux pertes, l'effet de la "mauvaise surprise" sur le maintien en emploi devrait être plus fort que l'effet contraire de "bonne surprise", toutes choses égales par ailleurs.

L'article est organisé de la façon suivante. La section 2 présente une brève revue de littérature relative aux principaux déterminants du maintien en emploi et du départ à la retraite, en soulignant les apports des modèles de cycle de vie et des études d'économie comportementale. Dans la section 3, nous présentons la base de données et le modèle économétrique. Les résultats sont détaillés dans la section 4. La discussion fait l'objet d'une cinquième section avant de conclure dans une ultime section.

2. Revue de littérature

2.1. Départ à la retraite et maintien en emploi selon la théorie du cycle de vie

Selon l'approche en cycle de vie, la richesse, la santé et les conditions de travail sont considérées comme les principaux déterminants de la participation au marché du travail des travailleurs âgés. Le niveau de richesse est évidemment un facteur essentiel de la prise de décision et de planification du départ à la retraite (Dorn et Sousa-Poza, 2005 ; Bütler *et al.*, 2005). Ce choix est particulièrement contraint avant l'âge légal de la retraite pour les classes les plus pauvres du fait d'une capacité financière réduite et d'une décote pénalisante. Les classes les plus aisées, en revanche, peuvent opérer des arbitrages antérieurs à l'âge légal de la retraite et anticiper ainsi leur retrait du marché du travail. Ceci étant, ils peuvent aussi disposer d'une plus faible utilité pour le loisir et souhaiter se maintenir en emploi *a fortiori* s'ils sont arrivés tardivement sur le marché du travail et que leur métier leur procure de la satisfaction au travail. Le fait est que les groupes les plus éduqués travaillent plus longtemps que les groupes les moins éduqués (Li *et al.*, 2008).

Les préférences individuelles jouent un rôle majeur dans le choix de départ à la retraite. Par exemple, Gustman et Steinmeier (2005) démontrent qu'elles peuvent être jointes au sein du couple.

L'état de santé est apparu aussi comme un des facteurs non monétaires les plus importants dans l'arbitrage travail-loisir des travailleurs âgés (Barnay, 2015 ; Lindeboom, 2006). Bien que la relation entre la santé et l'emploi apparaisse évidente, étudier les causalités s'avère complexe (Strauss et Thomas, 1998). Des effets contradictoires peuvent en effet intervenir de façon simultanée. En examinant la relation travail et santé, le travail peut être bénéfique pour la santé mais la pénibilité de certaines conditions de travail peut aussi détériorer la santé. *A contrario*, la dégradation de la santé réduit l'offre de travail et provoque des sorties anticipées du marché du travail. De nombreux travaux ont souligné l'effet du travailleur sain attestant de la sélection sur le marché du travail des personnes les plus résistantes. Une santé dégradée peut précipiter la décision de prise de retraite (Alavinia et Burdorf, 2008 ; Jones *et al.*, 2010). Dwyer et Mitchell (1999) montrent ainsi que des travailleurs malades peuvent avancer de une ou deux année(s) leur projet de départ à la retraite. A partir de ECHP (European Community Household Panel), Garcia-Gomez (2011) étudie l'effet d'un choc de santé sur l'emploi dans neuf pays européens. Les résultats, obtenus à partir d'une méthode de matching, suggèrent que les chocs de santé ont un effet causal négatif sur la probabilité d'être en emploi. Les personnes souffrant d'un problème de santé sont plus susceptibles de quitter l'emploi et de transiter vers des situations d'incapacité.

Le concept de satisfaction au travail traduit assez bien les différents aspects des conditions de travail. La satisfaction au travail influence la décision de prise de retraite de façon analogue à l'état de santé (Väänänen *et al.*, 2004 ; Ferrie *et al.*, 2005). Karasek et Theorell (1990) et Siegrist (1996) ont étudié l'influence des conditions de travail sur la santé. A partir de données longitudinales et de comparaisons internationales, Llena-Nozal (2009) et Datta Gupta et Kristensens (2008) ont montré qu'un environnement de travail favorable et une sécurité de l'emploi sont des facteurs de protection de la santé. De plus, la satisfaction au travail est souvent utilisée comme une synthèse du ressenti au travail. Ce concept est particulièrement important puisque la satisfaction au travail contribue globalement à la qualité de vie (Drobnič *et al.*, 2010). Finalement, en Europe, des conditions de travail

difficiles et la dégradation du capital santé diminuent la productivité des travailleurs les plus âgés, augmentant leurs arrêts-maladie et le risque de perte d'emploi.

2.2. Anticipations et décisions de départ à la retraite

Les comportements de départ à la retraite dépendent de différences significatives selon des caractéristiques individuelles. Selon Choi *et al.* (2014), des différences de préférences, d'information et de croyances vont expliquer ces disparités dans les choix économiques des agents. Une série d'études souligne, en particulier, le rôle des anticipations dans les décisions de départ à la retraite. Les anticipations peuvent conduire à définir des situations de référence qui vont affecter la date de cessation définitive d'activité. Par exemple, sur la base d'un panel hollandais caractérisant les comportements de départ à la retraite, van Solinge et Henkens (2009) soulignent que les travailleurs dont l'espérance de vie perçue est la plus élevée sont aussi ceux qui prennent tardivement leur retraite. La théorie économique postule un certain nombre de mécanismes décrivant cette dernière relation ; un effet richesse en fin de vie, un effet épargne future et un effet risque de longévité. Hurd et McGarry (1995) et Hamermesh (1985) supposent que les individus fournissent une assez bonne anticipation de leur longévité jusqu'à 75 ans. D'après Hurd, McFadden et Merrill (1999), la probabilité de survie est corrélée à l'état de santé et à la valeur prédite de l'espérance de vie. Les individus projetteraient donc une espérance de vie assez objective et ajusteraient leur départ à la retraite en fonction de l'espérance de durée de retraite anticipée (Hurd, Smith et Zissimopoulos, 2004).

D'autres anticipations peuvent aussi jouer un rôle sur les décisions de départ à la retraite comme les réformes futures des retraites. Plusieurs études s'attachent à mesurer l'évolution des anticipations liées à la retraite consécutive à un choc exogène de type réforme des retraites. A partir de données longitudinales allemandes, Coppola et Wilke (2014) estiment l'effet causal de la réforme des retraites de 2007 qui repousse l'âge légal de la retraite de 65 à 67 ans. Grâce à une méthode de différence de différences, ils concluent que les anticipations subjectives liées à la retraite sont plus sensibles aux réformes chez les jeunes générations et moins sensibles chez les groupes à haut niveau d'éducation.

3. Données et méthode

3.1. Données et échantillon

L'enquête européenne SHARE (*Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe*) est une base de données longitudinale, multidisciplinaire et internationale qui concerne plus de 100 000 européens âgés de 50 ans et plus. Conduite dans vingt pays représentant toutes les régions d'Europe, l'enquête est réalisée tous les deux ans depuis 2004. Les données recueillies comprennent des variables de santé, des données psychologiques, des variables économiques (emploi, retraite, patrimoine, *etc*.) et des informations sociologiques (famille, entraide, réseaux sociaux). Les vagues 1 (2004-2005), 2 (2006) et 4 (2011) de SHARE concernent essentiellement des questions sur la situation présente des personnes de 50 ans et plus, et « SHARELife » en vague 3 (2008-2009) s'intéresse aux histoires de vie en collectant des informations sur le passé des répondants.

Dans cette étude, nous mobilisons les vagues 2, 3 et 4 de SHARE pour trois raisons. Nous voulons tout d'abord couvrir une période antérieure et postérieure à la crise économique de

2009. Le recours à la vague 3 fournit ensuite des données rétrospectives originales notamment sur les comportements individuels. Enfin, la vague 1 comprenait 11 pays (Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Grèce, Italie, Pays-Bas, Suède, Suisse, France) ; mobiliser la vague 2 permet d'ajouter quatre pays (Irlande, Israël, Pologne et République tchèque) pour finalement disposer de quinze pays sur les trois dates.

L'échantillon initial est composé de 17 160 répondants aux trois vagues. Nous retenons des personnes qui vont potentiellement être en âge de travailler sur la période ; raison pour laquelle nous ne gardons que les personnes de moins de 70 ans en 2011, soit 9 452 individus. Intéressés par la question du maintien dans l'emploi, nous sélectionnons uniquement, en vague 2, les personnes en emploi soit 4383 actifs occupés. Notons que 6,2 % de l'échantillon a été écarté en raison de valeurs manquantes sur les variables explicatives. L'échantillon final est composé de 4 110 individus.

3.2. Variables

Nous sélectionnons les actifs occupés (salariés, indépendants, fonctionnaires) de 50 ans et plus en 2006 et estimons la probabilité de maintien en emploi quatre années plus tard. Cette probabilité est définie par une variable dichotomique valant 1 si la personne est toujours en emploi et 0 sinon (nous ne distinguons pas les différentes situations d'inactivité, de retraite et de chômage).

Nous mobilisons des variables explicatives permettant d'estimer le maintien en emploi entre 2006 et 2011. Les variables d'intérêt caractérisent les anticipations des agents en termes de niveau de vie. Nous construisons principalement deux mesures ; l'une définissant les anticipations de niveau de vie déclarées en 2006 et l'autre décrivant les changements de niveau de vie effectivement constatés entre 2006 et 2011. Ces mesures cadrent avec la définition des situations de référence proposée par Koszegi et Rabin (2006) : "*(...) probabilistic beliefs about the relevant consumption outcome held between the time she first focused on the decision determining the outcome and shortly before consumption occurs*".

Les individus sont tout d'abord interrogés, en 2006, sur l'évolution anticipée de leur pouvoir d'achat au cours des cinq prochaines années (par pouvoir d'achat, on entend la capacité à acheter des biens et services). Les réponses aux questions suivantes : « *Quelle est la probabilité que, d'ici cinq ans, votre pouvoir d'achat ait augmenté ?* » et « *Et quel est le risque que, d'ici cinq ans, votre pouvoir d'achat soit plus bas qu'aujourd'hui ?* » sont utilisées et exprimées en pourcentage [0 ; 100]. Nous procédons à la différence de ces deux proportions pour définir trois catégories : l'augmentation, la diminution et la stabilité anticipées du pouvoir d'achat (PA). Un cas très rare (1,2 % de l'échantillon) correspond à des réponses contradictoires (par exemple, la simultanéité d'une augmentation et d'une diminution du pouvoir d'achat) qui sont considérées comme des valeurs manquantes. Nous codons ensuite les valeurs comme suit ; -1 (dégradation du PA), 0 (stabilité du PA) et 1 (amélioration du PA).

Ensuite, les changements de niveau de vie effectivement vécus par les individus sont appréciés à partir de la question suivante posée en 2006 et en 2011 « *Compte tenu de son revenu mensuel total, diriez-vous que votre ménage arrive à équilibrer son budget... (avec beaucoup de difficultés, avec difficulté, assez facilement et facilement)* ». La différence entre les deux réponses permet de construire un indicateur de choc de pouvoir d'achat observé (négatif, codé -1 ; nul, codé 0 et positif, codé 1).

Finalement, la comparaison entre l'évolution anticipée et vécue du pouvoir d'achat définit trois situations. La « mauvaise surprise » correspond à un niveau de vie en 2011 inférieur à celui qui était anticipé en 2006. La « bonne surprise » s'apparente à un niveau de vie en 2011 supérieur à celui qui était escompté. Enfin, "l'absence de surprise" correspond peu ou prou à une évolution du niveau de vie conforme à ce qui était anticipé.

Par ailleurs, nous contrôlons d'autres changements intervenus dans la période d'étude comme le changement d'état de santé (si une maladie chronique est survenue depuis 2006 la variable, introduite de façon dichotomique, est codée 1, 0 sinon) et de situations familiales (si un changement de statut marital est intervenu depuis 2006, la variable, introduite de façon dichotomique, est codée 1, 0 sinon).

Des variables correspondant aux déterminants classiques du maintien dans l'emploi sont aussi introduites telles que des caractéristiques démographiques, sociales, de santé et de marché du travail en 2006. Nous sélectionnons d'abord des caractéristiques d'âge (introduit en continu), de sexe, d'éducation (trois niveaux : niveau primaire, secondaire, supérieur), de statut migratoire (né ou pas en France) et de statut marital (en couple ou pas).

Pour mesurer l'état de santé, nous introduisons la version américaine de l'indicateur de santé perçue (« *Diriez-vous que votre santé est...* ») que nous dichotomisons. Une bonne santé perçue correspond aux modalités de réponses « *excellente* » et « *très bonne* ». La mauvaise santé perçue combine les réponses « *bonne* », « *acceptable* » et « *médiocre* ». Nous tenons compte aussi des capacités cognitives en 2006 (tests de mémoire et d'aptitude à lire) afin de distinguer ce potentiel facteur de confusion des mesures de comportements. Le niveau de richesse est mesuré à partir du montant du patrimoine net détenu par les ménages en parité de pouvoir d'achat (comprenant les actifs sur les comptes bancaires, livrets ou comptes d'épargne ou compte chèque postal, des bons d'Etat ou obligations publiques ou privées nets des passifs). Nous distinguons ensuite les catégories de travailleurs ; salariés, fonctionnaires et indépendants confrontés à des caractéristiques contractuelles très différentes en termes de protection de l'emploi. La satisfaction au travail auto-reportée est appréhendée à partir du libellé suivant « *Tout bien considéré, mon travail me satisfait. Diriez-vous que vous êtes-vous tout à fait d'accord, d'accord, pas d'accord, pas du tout d'accord ?* ». Les réponses « *tout à fait d'accord* » et « *d'accord* » définissent la satisfaction au travail (codée 1, 0 sinon).

Des variables complémentaires compilant des informations rétrospectives issues de la vague 3 (Sharelife) sont aussi mobilisées afin de mieux rendre compte des phénomènes d'hétérogénéité des agents et de sélection intervenus avant 2006. Deux variables dichotomiques, en particulier, sont introduites ; le fait d'avoir été (ou pas) confronté à des difficultés financières au cours de sa vie ou d'avoir rencontré (ou pas) des problèmes de santé durant plus d'une année au cours de sa vie.

En outre, deux mesures additionnelles sont retenues visant à identifier les comportements des individus. L'aversion au risque est approximée à partir de la question suivante : « *Quand les gens investissent leurs économies, ils peuvent choisir entre des placements à faible rendement avec peu de risque de perte (comme par ex. un compte bancaire ou des obligations sûres), ou des placements à rendement élevé, mais avec un plus grand risque de perte (comme par ex. des fonds ou des actions). Parmi les propositions [suivantes], laquelle se rapproche le plus du niveau de risque que vous prenez quand vous épargnez ou investissez ?*

(1) prend des risques importants en escomptant des gains importants, (2) prend des risques plus élevés que la moyenne en escomptant des gains plus élevés que la moyenne, (3) prend des risques moyens en escomptant des gains financiers moyens, (4) ne prend aucun risque financier ». Une mesure de la longévité anticipée est ensuite utilisée. A partir de la question, « *Quelle est la probabilité que vous atteigniez l'âge de {75/80/85/90/95/100/105/110/120} ans ou plus ?* », une variable dichotomique est construite qui vaut 1 si l'individu estime avoir plus d'une chance sur deux de vivre au moins encore 25 ans.

3.3. Modèle économétrique

Notre objectif est d'estimer le maintien en emploi entre 2006 et 2011. Nous postulons que nous nous intéressons au maintien en emploi et non à l'emploi, nous ne prétendons donc pas généraliser nos résultats à l'emploi. *De facto*, notre échantillon n'est pas soumis à un biais de sélection puisque nous concentrons notre attention sur les déterminants du maintien en emploi particulièrement les variables comportementales en 2006 (les mécanismes d'accès à l'emploi antérieurement à cette date ne nous intéressent pas ici). Notre analyse s'intéresse, en outre, à une période couvrant la crise économique de 2009.

La richesse des données courantes (2006) mais aussi rétrospectives nous paraît robuste pour estimer le maintien en emploi en 2011. Le recours à des modèles Probit est alors recommandé dans le cas d'une variable dépendante binaire afin d'obtenir des estimations robustes de la variance. Le modèle sous forme réduite s'écrit alors :

$$\mathrm{P}\left(\mathrm{y}_i^{2011}=1\middle|\mathrm{X}_i^1,\mathrm{X}_i^2,\mathrm{X}_i^3,\mathrm{X}_i^4,\mathrm{y}_i^{2006}=1\right)=\Phi\left(\mathrm{X}_i^1\beta^1+\mathrm{X}_i^2\beta^2+\mathrm{X}_i^3\beta^3+\mathrm{X}_i^4\beta^4\right) \qquad [1]$$

où y_i est le statut d'emploi (maintien en emploi versus sortie de l'emploi), Φ la fonction de densité cumulative de la loi normale, X_i les variables explicatives et β les paramètres associés à estimer. Quatre séries de déterminants sont considérées tour à tour par une méthode de *step by step*. X^1 représente les caractéristiques individuelles collectées en 2006 (sociodémographiques, de santé, de bien-être et d'emploi). X^2 décrit les variables rétrospectives issues de Sharelife ; X^3 est la matrice de la principale mesure de comportements la « bonne » ou « mauvaise » surprise qui constitue notre variable d'intérêt. Dans la mesure où cette dernière variable est construite à partir de deux autres variables, nous introduisons aussi les évolutions anticipées et réelles du pouvoir d'achat des ménages ainsi que les autres changements potentiels liés à la survenue d'une maladie ou un changement de situation maritale. Finalement, X^4 intègre des mesures complémentaires de comportements (aversion à risque et perception de la longévité).

Les quatre séries de variables sont introduites pas à pas dans le modèle et des tests de significativité sont réalisés pour établir, à chaque étape, la contribution des nouvelles variables à l'estimation du modèle précédent. Nous stratifions, par ailleurs, l'échantillon entre hommes et femmes compte tenu des disparités de comportements sur le marché du travail et de covariables.

4. Résultats

4.1. Statistiques descriptives

Le tableau 1 fournit des statistiques descriptives de l'échantillon. La population est âgée en moyenne de 56 ans et elle est composée de 51 % d'hommes et de 49 % de femmes. En 2006, parmi les personnes en emploi, 72,2 % sont salariées du secteur privé, 15,4 % sont indépendantes et 13,4 % fonctionnaires. Seules 45,6 % d'entre elles expriment de la satisfaction au travail. Le taux de maintien en emploi en 2011 apparaît assez élevé, égal à 62 % parmi les personnes en emploi en 2006. Comme attendu, cette population, en emploi et âgée de plus de 50 ans, est sélectionnée au regard de sa santé (effet du travailleur sain) puisqu'une minorité (15,3 %) déclare une mauvaise santé perçue et que les tests de capacités cognitives sont de bon niveau (score moyen de 0,45 pour un maximum de 0,88). Ils sont, par ailleurs, 19,9 % à avoir rencontré des problèmes de santé au cours de leur vie. En dépit de ces bons résultats en termes de morbidité, près d'un quart de cette population (23,5 %) va souffrir d'une maladie chronique au cours des cinq années suivantes subissant une dégradation de leur capital santé. Cette population est aussi sélectionnée au regard de son niveau d'études puisque 37,4 % ont fait des études supérieures. On ne comptabilise, par ailleurs, que 6,2 % d'immigrés. 82,7 % de cette population vit en couple et 5,9 % déclarent avoir changé de situation maritale entre 2006 et 2011. Les ménages détiennent en moyenne 80 000 € d'actifs financiers (en PPA) mais les disparités sont fortes avec un écart-type de plus ou moins 180 000 € et des situations d'endettement de certains ménages. Environ un tiers de l'échantillon (35,2 %) signale avoir eu des problèmes financiers au cours de sa vie.

Les mesures comportementales fournissent des informations complémentaires bien qu'elles ne concernent qu'un échantillon réduit (2 876 sur 4 110 individus pour l'aversion au risque et 3 955 sur 4 110 pour la longévité). 68,7 % des personnes déclarent ainsi être averses au risque et 58,6 % projettent une longévité élevée. L'attrition sur ce type de questions est assez fréquente et peut relever de plusieurs phénomènes. Certaines personnes ne vont pas se sentir concernées par des comportements d'investissement ou d'épargne, d'autres vont simplement refuser de se projeter sur la date de leur décès.

L'analyse comparée des tableaux 1 et 2 permet de décrire les anticipations de niveaux de vie réalisées en 2006 et de les soumettre à l'évolution réelle constatée *ex post*. Une grande majorité semble à même de réaliser des anticipations rationnelles de l'évolution de leur pouvoir d'achat. En effet, 89,4 % n'ont fait face à aucune "surprise".

Par ailleurs, alors que les répondants semblent porter un regard assez pessimiste sur l'évolution de leur pouvoir d'achat (l'effet moyen attendu est associé à un signe négatif : -0,043), la majorité d'entre eux va finalement subir une amélioration en vague 4 du pouvoir d'achat (l'effet moyen réel est associé à un signe positif de 0,90). Ces résultats sont cohérents avec les proportions d'individus vivant une « bonne surprise » (6,7 %), le double de ceux qui vivent une « mauvaise surprise » (3,8 %), cinq ans plus tard.

Néanmoins les résultats du tableau 2 (et du graphique 1) soulignent que les individus confrontés à une « mauvaise surprise » vont se maintenir significativement (<1 %) plus sur le marché du travail que ceux qui ne rencontrent aucune surprise, respectivement 75,5 % contre 62,1 %. *A contrario*, les personnes subissant une "bonne surprise" se caractérisent

par un taux d'emploi plus faible (significativité à moins de 5 %) que ceux qui ne rencontrent aucune surprise (respectivement 56,1 % vs. 62,1 %).

Nous interprétons ce premier résultat comme une aversion aux pertes en référence à la situation d'anticipations rationnelles (« pas de surprise »). Les travailleurs concernés resteraient plus longtemps sur le marché du travail pour compenser cette perte. L'effet revenu, par conséquent, supplante ici l'effet crise économique et conduit à un maintien en emploi.

Les profils opposés, à savoir les personnes confrontées à une « bonne surprise », ont tendance à cesser prématurément leur activité mais dans une moindre proportion. Cette asymétrie de l'effet de « bonne » ou « mauvaise surprise » semble attester de la surpondération opérée par les individus sur les pertes par rapport aux gains.

Le tableau 3 décompose ces résultats selon les pays et régions européennes. La faiblesse des effectifs ne nous permet cependant pas de conclure généralement sur la significativité des écarts de maintien en emploi selon la nature de la surprise bien que les différences de taux d'emploi soient conformes à ce que nous constatons en population générale (et ce de façon significative).

Tableau 1 – Statistiques de l'échantillon

Variables	Obs.	Moyenne	Ecart-type.	Min	Max
Variations entre les vagues 2 et 4					
Marché du travail					
Maintien en emploi *(var à expliquer)*	4110	0,622	0,485	0	1
Niveau de vie					
Mauvaise surprise	4110	0,038	0,191	0	1
Pas de surprise (réf.)	4110	0,895	0,307	0	1
Bonne surprise	4110	0,068	0,251	0	1
Gain (+) ou perte (-) attendu(e) en vague 2	4110	-0,043	0,679	-1	1
Gain (+) ou perte (-) vécu(e) en vague 4	4110	0,091	0,821	-3	3
Changements de santé et de statut marital					
Survenue de maladies chroniques	4110	0,235	0,424	0	1
Changements de statut marital	4110	0,059	0,236	0	1
Caractéristiques socio-demog, (vague 2)					
Age	4110	55,977	3,724	50	65,91
Sexe (femme)	4110	0,487	0,500	0	1
Niveau d'éducation					
Niveau primaire	4110	0,264	0,441	0	1
Niveau secondaire	4110	0,362	0,481	0	1
Etudes supérieures	4110	0,374	0,484	0	1
Immigré (né à l'étranger)	4110	0,061	0,240	0	1
En couple	4110	0,827	0,378	0	1
Santé, travail et bien-être (vague 2)					
Mauvaise santé auto déclarée	4110	0,153	0,360	0	1
Capacités cognitives	4110	0,451	0,111	0	0,88
Secteur d'activité					
Salarié du privé	4110	0,712	0,453	0	1
Fonctionnaire	4110	0,134	0,341	0	1
Indépendant	4110	0,154	0,361	0	1
Satisfaction au travail	4110	0,457	0,498	0	1
Patrimoine net / 1m€ (PPA)	4110	0,806	1,808	-30,71	38,81
Événements de vie passés (vague 3 : Sharelife)					
Difficultés financières passées	4110	0,353	0,478	0	1
Evénements de santé passés	4110	0,199	0,399	0	1
Mesures du comportement (vague 2)					
Forte longévité anticipée	3955	0,687	0,464	0	1
Aversion au risque	2876	0,586	0,493	0	1

Tableau 2 – Changements dans le niveau de vie entre les vagues 2 et 4

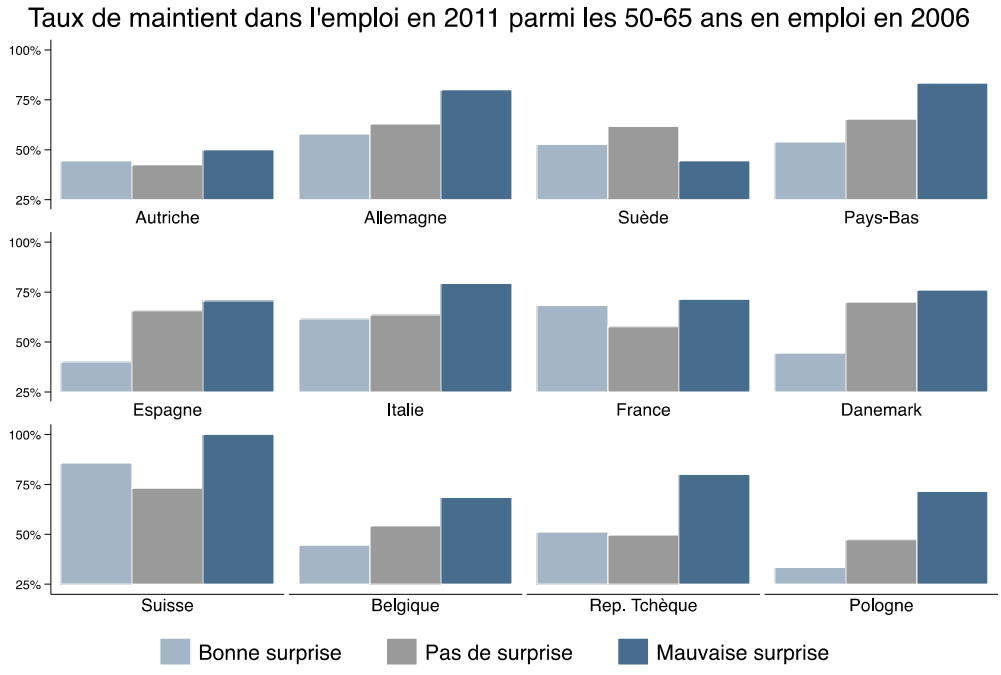
	Anticipé			Total
	Détérioration	Stable	Amélioration	
vécu				
Détérioration	4,87	10,51	**3,77**	19,15
Stable	13,65	28,69	11,17	53,50
Amélioration	**6,76**	14,53	6,06	27,35
Total	25,28	53,72	21,00	100

Tableau 3 – Principales caractéristiques par pays

Pays	N. Obs.	Proportion d'individus au travail en vague 4			
		Total	Bonne surprise (a)	Pas de surprise	Mauvaise surprise
Nord	1418	0,664	0,528**	0,667	0,733
Danemark	626	0,706	0,444*	0,707	0,792
Pays-Bas	407	0,651	0,538	0,653	0,833
Suède	385	0,610	0,556	0,617	0,444
Continental	1674	0,618	0,626	0,612	0,761
Autriche	73	0,425	0,375	0,429	0,500
Belgique	451	0,548	0,444	0,546	0,684
France	415	0,605	0,689	0,588	0,714
Allemagne	355	0,631	0,579	0,632	0,800
Suisse	380	0,739	0,857	0,729	1,000*
Est	532	0,494	0,460	0,489	0,737**
République tchèque	303	0,502	0,511	0,494	0,800
Pologne	229	0,485	0,333	0,482	0,714*
Sud	486	0,654	0,522	0,648	0,778*
Italie	298	0,654	0,615	0,641	0,793
Espagne	188	0,654	0,400*	0,660	0,750
Total	4,11	0,622	0,561*	0,621	0,755***

Note : (a) tests de significativité des écarts en référence au groupe "pas de surprise". Légende : * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01.

Graphique 1 – Effet pays de l'aversion aux pertes sur le maintien en emploi



Source: SHARE, vagues 2 et 4.

4.2. Résultats des estimations

Le tableau 4 fournit les résultats du modèle probit avec les 4 modèles emboîtés (chaque modèle intègre des variables supplémentaires par rapport au modèle précédent). La qualité des estimations successives paraît robuste ; le pseudo R2 de Mc Fadden est autour de 25 % et 77 % des cas semblent classés de manière satisfaisante. Les tests de ratio de vraisemblance (LR tests) pour les modèles 2 et 3 indiquent que l'apport des variables rétrospectives (chi2=28,13, p-val.<1 %) et des variables comportementales (chi2=51,53, p-val.<1 %) améliorent la qualité d'ajustement du modèle. Cependant, les autres mesures de comportement telles que la forte longévité anticipée et l'aversion au risque ne conduisent pas au même constat, du fait sans doute des disparités d'échantillon (chi2=0,10, p-val.=0,951). Nos résultats sont stables ; les inclusions successives des différentes variables ne modifiant pas sensiblement les effets marginaux.

Dans le détail, le modèle 1 corrobore les résultats classiques issus de la théorie du cycle de vie. Les personnes âgées sont tout d'abord moins enclines à rester en emploi (-0,08 pp (points de pourcentage) par année supplémentaire) et les femmes restent moins sur le marché du travail que les hommes (-0,06 pp). Etre en couple apparaît comme un facteur dégradant la probabilité de maintien en emploi à un seuil de significativité de 10 % (-0,04 pp). Ensuite, comme attendu, une santé dégradée conduit à une sortie anticipée du marché du travail (-0,09 pp). A contrario, la préservation des capacités cognitives est un facteur protecteur de l'emploi (0,159 pp par 1/10ème). Les niveaux d'étude et de richesse favorisent le maintien en emploi après 50 ans. Par exemple, le haut niveau de qualification initiale et un patrimoine élevé accroissent la probabilité de maintien en emploi (respectivement +0,09 pp pour les études supérieures et +0,01 pp). La satisfaction au travail s'accompagne d'un maintien en emploi plus fréquent (+0,05 pp). Finalement, certaines caractéristiques individuelles telles que le fait d'être immigré (+0,13 pp) ou indépendant (+0,12 pp) en 2006 facilitent aussi l'employabilité en 2011.

Le deuxième modèle étend et améliore le premier en ajoutant des informations rétrospectives. D'un côté, l'introduction des périodes de maladies ou d'accidents de plus d'un an au cours de la vie renforce l'information relative à la dégradation du capital santé antérieure à 2006 et permet de mieux contrôler l'état de santé dans une approche diachronique. Ces événements de santé viennent réduire la probabilité de maintien en emploi (-0,11 pp), même après contrôle de la santé perçue en 2006. D'un autre côté, les difficultés financières passées jouent un rôle positif mais peu significatif sur le maintien en emploi peut-être en raison du contrôle du patrimoine net en 2006 qui absorbe les difficultés passées.

Les variables introduites dans le modèle 3 concernent les changements intervenus entre les vagues 2 et 4. Les résultats sont congruents avec ceux des modèles précédents. Concernant les différences socioéconomiques, les individus, qui s'attendent à des gains élevés, choisissent de rester en emploi (+0,035 pp) afin de maximiser les opportunités d'accroissement de leur niveau de vie. Diamétralement, les individus qui ont effectivement connu une amélioration de leurs gains financiers, sont restés davantage en emploi (+0,06 pp).

Ensuite pour isoler l'effet propre de l'aversion aux pertes sur le maintien en emploi, des variables de changements de santé et de caractéristiques familiales entre 2006 et 2011 sont ajoutées. La survenue d'une maladie réduit l'offre de travail (-0,04 pp). Les changements dans la vie de couple, qui peuvent rendre compte de phénomène de préférences jointes dans le couple, ne jouent pas un rôle très significatif sur l'emploi. Une fois encore, la dimension sociale est moins déterminante, pour le maintien en emploi, que les autres covariables.

Table 4 – Estimation des déterminants du maintien en emploi (*probit*)

Analyse *step-by-step*

Var. dépendante "toujours en emploi en vague 4"	(1)	(2)	(3)	(4)
Changements entre les vagues 2 et 4				
Niveau de vie				
Mauvaise surprise			0.101**	0.085
			(0.049)	(0.058)
Bonne surprise			-0.016	-0.013
			(0.039)	(0.046)
Pas de surprise (*réf.*)			Ref.	Ref.
Gains attendus (vague 2)			0.035**	0.036**
			(0.015)	(0.018)
Gains réels (vague 4)			0.061***	0.061***
			(0.012)	(0.014)
Changements de santé et de statut marital				
Survenue de maladies chroniques			-0.042**	-0.045*
			(0.020)	(0.024)
Changements de statut marital			0.060*	0.063
			(0.034)	(0.039)
Caractéristiques socio-demog. (vague 2)				
Age	-0.083***	-0.084***	-0.082***	-0.075***
	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.003)
Sexe (femme)	-0.059***	-0.061***	-0.059***	-0.038*
	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.021)
Niveau d'éducation				
Niveau primaire	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Niveau secondaire	0.003	0.002	-0.001	-0.013
	(0.022)	(0.022)	(0.023)	(0.028)
Etudes supérieures	0.086***	0.086***	0.081***	0.096***
	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.027)
Immigré (né à l'étranger)	0.127***	0.125***	0.128***	0.119***
	(0.030)	(0.030)	(0.030)	(0.035)
En couple	-0.037*	-0.033	-0.036	-0.027
	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.023)
Santé, travail et bien-être (vague 2)				
Mauvaise santé auto déclarée	-0.089***	-0.067***	-0.067***	-0.091***
	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.030)
Capacités cognitives	0.159*	0.153*	0.169**	0.110
	(0.083)	(0.083)	(0.083)	(0.100)
Secteur d'activité				
Salarié du privé	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Fonctionnaire	-0.010	-0.010	-0.010	0.004
	(0.026)	(0.026)	(0.026)	(0.031)
Indépendant	0.177***	0.176***	0.174***	0.155***
	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.024)
Satisfaction au travail	0.054***	0.056***	0.052***	0.080***
	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.020)
Patrimoine net / 1m€ (PPA)	0.013***	0.014***	0.014***	0.013**
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)
Événements de vie passés (vague 3: Sharelife)				
Difficultés financières passées		0.034*	0.030*	0.018
		(0.018)	(0.018)	(0.021)
Evénements de santé passés		-0.109***	-0.106***	-0.104***
		(0.022)	(0.022)	(0.027)
Mesures du comportement (vague 2)				
Forte longévité anticipée				0.007
				(0.023)
Aversion au risque				-0.002
				(0.021)
Variables pays *(dummies)*	Oui	Oui	Oui	Oui
N. Obs.	4110	4110	4110	2782
Pseudo R2 (McFadden)	0.252	0.258	0.267	0.260
Correctly classified	0.772	0.775	0.777	0.776
LR test (Chi2)	1375.31	28.13	51.53	0.10
LR test (p-value)	0.000	0.000	0.000	0.951

Lecture : effets marginaux; Les écarts-types sont entre parenthèses. Tests de ratio de vraisemblance : (a) Modèle 1 vs. Modèle avec constante; (b) Modèle 4 vs 3 avec le même nombre d'observations. Légende: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

4.3. Principaux résultats

Le modèle 3 introduit des variables d'anticipation fondées approchant des variables comportementales. Dans une perspective comportementale, la référence est le niveau de vie atteint en 2011, le changement de consommation porte sur l'évolution de niveau de vie effectivement ressenti en 2011 et l'effet potentiel de « mauvaise surprise » est une mesure de l'aversion aux pertes (c'est-à-dire d'une déviation défavorable de la situation de référence). Pour attester d'une aversion rigoureuse aux pertes, le choix du départ à la retraite doit être plus élastique à la "mauvaise surprise" qu'à la « bonne surprise ». Les estimations du tableau 3 fournissent les résultats suivants : effet positif (+0,101) et significatif (seuil inférieur à 5 %) de la « mauvaise surprise » ; effet négatif (-0,016 pp) et faiblement significatif (seuil à 10 %).

De manière plus détaillée, les résultats issus des effets marginaux conditionnels rejettent l'hypothèse nulle d'égalité des effets entre « mauvaise et bonne surprise » en valeur absolue (seuil de 10 %). Nous sommes confrontés à une faiblesse statistique mais pouvons cependant affirmer que les valeurs des coefficients et la différence de significativité entre « mauvaise et bonne surprises » sont suffisantes pour conclure à un effet supérieur de la « mauvaise surprise » traduisant une aversion aux pertes. Notons que cet effet disparaît dans le modèle 4 en raison d'un échantillon réduit du fait de l'inclusion d'autres variables comportementales (dont l'effet n'apparaît d'ailleurs pas). Afin d'explorer ces pistes, nous menons des estimations sur des sous-échantillons selon l'aversion au risque, le sexe et l'espérance de vie pressentie.

Le tableau 5 présente des estimations du modèle 3 stratifiées selon diverses variables. Les résultats montrent que les personnes rencontrant de « mauvaises surprises » accroissent leur chances de maintien en emploi s'il s'agit d'hommes (+0,192 pp), de personnes riscophobes (+0,152 pp) et de personnes espérant vivre longtemps (+0,134 pp). La « mauvaise surprise » est toujours positive et significative contrairement à l'effet de « bonne surprise ». Une interprétation pourrait être de considérer que les travailleurs veulent compenser leur perte face à la situation de référence par le maintien en emploi en 2011. Symétriquement, les effets de « bonne ou mauvaise surprise » ne sont pas significatifs sur le maintien en emploi des femmes, des amateurs de risque et de ceux qui pensent que leur durée de vie est faible.

On peut supposer que les hommes de ces générations d'après-guerre sont encore les principaux actifs occupés dans le couple. Ils sont, par conséquent, plus sensibles à une perte de niveau de vie. Les averses au risque sont aussi plus sujets à l'aversion aux pertes. Enfin, espérer vivre longtemps accroît l'horizon de temps travaillé et de durée de retraite. Ces résultats sont convergents avec les hypothèses de l'économie comportementale qui stipulent que des personnes faisant face à une aversion aux pertes, au regard de la situation de référence, tendent à poursuivre leur activité professionnelle, reculant leur départ à la retraite.

Tableau 5 - Estimation des déterminants du maintien en emploi

Décomposition par sexe et variables comportementales

Var. dép. "toujours en emploi en vague 4"	Tous	Sexe		Aversion au risque		Forte longévité anticipée	
		Hommes	Femmes	Non	Oui	Non	Oui
Changements entre les vagues 2 et 4							
Niveau de vie							
Mauvaise surprise	0,101**	0,192***	-0,014	0,025	0,152**	-0,078	0,134***
	(0,049)	(0,055)	(0,083)	(0,092)	(0,066)	(0,119)	(0,051)
Bonne surprise	-0,016	-0,024	0,001	-0,050	-0,024	-0,003	-0,016
	(0,039)	(0,055)	(0,056)	(0,072)	(0,060)	(0,067)	(0,051)
Pas de surprise (*réf.*)	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Gains attendus (vague 2)	0,035**	0,040*	0,033	0,057**	0,010	0,046	0,030*
	(0,015)	(0,021)	(0,023)	(0,027)	(0,024)	(0,033)	(0,018)
Gains réels (vague 4)	0,061***	0,079***	0,044***	0,077***	0,058***	0,057***	0,060***
	(0,012)	(0,017)	(0,017)	(0,021)	(0,018)	(0,021)	(0,015)
Changements de santé et de statut marital							
Survenue de maladies chroniques	-0,042**	-0,089***	0,000	-0,094***	-0,015	-0,055	-0,036
	(0,020)	(0,028)	(0,029)	(0,036)	(0,031)	(0,035)	(0,025)
Changements de statut marital	0,060*	0,126***	0,017	0,099*	0,035	0,009	0,097**
	(0,034)	(0,044)	(0,048)	(0,053)	(0,052)	(0,062)	(0,040)
Caractéristiques socio-demog. (vague 2)							
Age	-0,084***	-0,082***	-0,079***	-0,076***	-0,085***	-0,079***	
	(0,004)	(0,004)	(0,005)	(0,004)	(0,006)	(0,003)	
Sexe (femme)			-0,020	-0,054**	-0,025	-0,073***	
			(0,032)	(0,027)	(0,033)	(0,021)	
Niveau d'éducation							
Niveau primaire	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Niveau secondaire	-0,001	-0,049	0,033	0,016	-0,025	-0,026	0,008
	(0,023)	(0,032)	(0,032)	(0,045)	(0,034)	(0,041)	(0,028)
Etudes supérieures	0,081***	0,054	0,095***	0,093**	0,102***	0,030	0,100***
	(0,023)	(0,033)	(0,032)	(0,043)	(0,035)	(0,044)	(0,028)
Immigré (né à l'étranger)	0,128***	0,116**	0,145***	0,133***	0,102**	0,116**	0,130***
	(0,030)	(0,047)	(0,037)	(0,046)	(0,048)	(0,059)	(0,035)
En couple	-0,036	-0,022	-0,039	0,030	-0,061**	-0,000	-0,054**
	(0,022)	(0,036)	(0,029)	(0,037)	(0,029)	(0,040)	(0,027)
Santé, travail et bien-être (vague 2)							
Mauvaise santé auto déclarée	-0,067***	-0,065*	-0,082**	-0,078	-0,083**	-0,031	-0,092***
	(0,025)	(0,036)	(0,035)	(0,050)	(0,037)	(0,038)	(0,035)
Capacités cognitives	0,169**	0,215*	0,145	-0,236	0,317**	0,404***	0,093
	(0,083)	(0,121)	(0,116)	(0,152)	(0,129)	(0,148)	(0,104)
Secteur d'activité							
Salarié du privé	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
Fonctionnaire	-0,010	-0,033	0,012	0,070*	-0,035	-0,020	-0,013
	(0,026)	(0,038)	(0,037)	(0,042)	(0,042)	(0,053)	(0,030)
Indépendant	0,174***	0,223***	0,109***	0,130***	0,183***	0,170***	0,181***
	(0,021)	(0,026)	(0,035)	(0,035)	(0,032)	(0,043)	(0,024)
Satisfaction au travail	0,052***	0,096***	0,012	0,103***	0,064**	0,076**	0,045**
	(0,017)	(0,024)	(0,025)	(0,030)	(0,027)	(0,034)	(0,021)
Patrimoine net / 1m€ (PPA)	0,014***	0,018***	0,005	0,015***	0,015	0,015	0,013**
	(0,004)	(0,005)	(0,009)	(0,005)	(0,010)	(0,011)	(0,005)
Événements de vie passés (vague 3 : Sharelife)							
Difficultés financières passées	0,030*	0,014	0,033	0,029	0,005	0,047	0,022
	(0,018)	(0,026)	(0,025)	(0,031)	(0,027)	(0,033)	(0,022)
Evénements de santé passés	-0,106***	-0,090***	-0,127***	-0,080**	-0,125***	-0,107***	-0,109***
	(0,022)	(0,031)	(0,032)	(0,040)	(0,036)	(0,038)	(0,029)
Variables pays *(dummies)*	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N. Obs.	4110	2107	2003	1190	1686	1237	2718
Pseudo R2 (McFadden)	0,267	0,295	0,260	0,295	0,254	0,255	0,276
Correctement classé	0,777	0,785	0,784	0,791	0,765	0,762	0,784

Lecture : effets marginaux ; les écarts-types sont entre parenthèses. Légende : * p<0,1, ** p<0,05, *** p<0,01

5. Discussion

5.1. Limites

Ce travail souffre naturellement de limites qu'il convient de préciser afin de fournir des pistes de recherche pour de futurs travaux. Tout d'abord, nous nous heurtons au problème de définition de la situation de référence. Nous supposons implicitement qu'elle est exogène alors nous devrions potentiellement l'endogénéiser (Koszegi et Rabin, 2006). Le point de référence est un paramètre libre et déterminé par le chercheur (Pesendorfer, 2006). Dans notre cas, nous avons cependant tiré parti des changements de pouvoir d'achat les considérant comme un prédicteur de la capacité des ménages à équilibrer leur budget. En outre, nous ne tenons pas compte d'un potentiel biais d'endogénéité (causalité inverse) qui peut résulter de l'effet des gains ou des pertes de pouvoir d'achat sur le marché du travail. Les personnes interrogées qui restent en emploi ont tendance à gagner des revenus moyens plus élevés, tandis que ceux qui gagnent plus, sont moins enclins à sortir du marché du travail.

Plusieurs techniques économétriques peuvent être mobilisées pour contrôler cette causalité inverse. Le recours aux variables instrumentales est fréquent mais délicat, il permettrait d'estimer simultanément deux équations (par exemple, par un biprobit qui estimerait le maintien en emploi, d'une part, et les gains ou pertes de pouvoir d'achat, d'autre part). Néanmoins, le choix de l'instrument s'avère extrêmement compliqué et le risque d'un instrument faible nous semble supérieur à celui du potentiel biais d'endogénéité. Par ailleurs, nous mobilisons plusieurs vagues nous permettant de tenir compte d'une partie de l'hétérogénéité temporelle et de la chronologie des événements. Enfin, cette variable de gain/perte est ici uniquement introduite afin de contrôler notre variable d'intérêt (*i-e* la « mauvaise surprise »).

Dans un autre registre, notre ambition initiale était de fournir une typologie des effets de l'aversion aux pertes selon les pays permettant notamment d'interroger les différences de protection sociale, de structures des marchés du travail, de systèmes de retraite et de détention de patrimoine. Nous avons dû réviser cet objectif en raison d'une faible proportion d'individus concernés par la « mauvaise surprise » et de tailles d'échantillons faibles par pays.

De façon plus générale, les enquêtes auprès des ménages ne fournissent que rarement des données susceptibles de répondre à des problématiques en économie comportementale. Rapprocher les besoins des chercheurs et les producteurs de données conduirait à combler cette lacune.

5.2. Prolongements

Nos résultats sont fondés sur l'hypothèse d'invariance dans le temps de la situation de référence considérée comme l'expression d'anticipations rationnelles. Cette hypothèse est naturellement discutable. Quand le pouvoir d'achat est susceptible de décroître, des individus peuvent procéder à des anticipations adaptatives (Cros, 2008) les conduisant à sous-évaluer la perte de bien-être. Cette hypothèse alternative a des implications théoriques et empiriques. Dans une perspective théorique, le résultat serait similaire en cas de changement du point de référence (par exemple Arkes *et al.*, 2008 ; Schwartz *et al.*, 2008 ; Masiero et Hensher, 2011) et poserait la question empirique de l'endogénéisation de cette situation référente. Cependant, dans une perspective cette fois-ci empirique, la littérature suggère que l'estimation de la « bonne ou mauvaise surprise » serait alors biaisée. Le

recours à des mesures objectives, comme les changements de revenus, pourrait réduire les biais de déclaration mais nous ne pourrions pas collecter d'informations sur la manière dont l'individu perçoit son changement de niveau de vie.

Comme il n'y a pas à notre connaissance de preuve empirique sur ces questions, des recherches plus approfondies pourraient s'appuyer sur les vignettes de SHARE pour explorer la question de cohérence temporelle dans l'évaluation du niveau de vie inter et intra-individuelle, à incapacités données (Bonsang et van Soest, 2012; Angelini *et al.*, 2011).

Comme déjà évoqué supra, notre mesure de dépendance des préférences au point de référence identifie une faible proportion d'individus concernés par une « mauvaise ou bonne surprise » (environ 10 %). Des tests de robustesse menés en retenant une mesure plus large de l'écart à la situation de référence (incluant les individus qui s'attendent à un statu quo mais qui expérimentent une baisse de leur pouvoir d'achat) ne donnent pas de résultats significatifs. Ce résultat semble indiquer que la perte (« mauvaise surprise ») doit être substantielle pour qu'elle provoque un maintien significatif sur le marché du travail, toutes choses égales par ailleurs. On peut ici supposer que des individus pourvus de capacités cognitives élevées sauront produire des anticipations plus rigoureuses. Tversky et Kahneman (1991) supposent que la dépendance des préférences au point de référence avec aversion aux pertes est une forme de préférences non-standard corrélées aux capacités cognitives. Behaghel et Blau (2012) ont montré d'ailleurs que les travailleurs âgés américains, dotés de fortes capacités cognitives, s'adaptaient mieux à un recul de l'âge légal de la retraite. Néanmoins dans notre étude, l'aversion aux pertes reste significative, après contrôle des capacités cognitives. Ce résultat semble valider l'hypothèse alternative de prévisions affectives (Wilson et Gilbert, 2003) qui se fonde sur une anticipation des humeurs et des réponses à des situations et des événements futurs théoriques. En période de crise économique, les prévisions affectives conduiraient à surestimer son effet négatif.

6. Conclusion

Nous estimons une forme réduite d'un modèle de dépendance des préférences au point de référence pour expliquer le maintien en emploi des travailleurs âgés européens durant la crise économique de 2009. Nous faisons l'hypothèse que le point de référence est défini par une anticipation du niveau de vie futur cohérente à la situation *ex post* constatée en 2011 (concordance entre les anticipations et le choc vécu). Les travailleurs âgés qui font face à une « mauvaise surprise » envisageaient en 2006 une hausse de leur niveau de vie au cours des cinq années et finalement constatent une détérioration (il s'agit d'une perte de niveau de vie). *A contrario*, la « bonne surprise » caractérise la combinaison d'une anticipation *ex ante* d'une baisse du niveau de vie alors que le choc vécu est positif (amélioration du niveau de vie).

A partir des données individuelles contenues dans l'enquête Share entre 2006 et 2011, nous établissons qu'en moyenne les travailleurs âgés, concernés par une perte de niveau de vie non anticipée, restent davantage en emploi afin d'accroître leur niveau de richesse. On observe, par ailleurs, une asymétrie des effets ; les travailleurs âgés confrontés à une « bonne surprise » réagissant moins fortement en terme d'offre d'emploi. Nous interprétons ce résultat comme une mesure de l'aversion aux pertes sous l'hypothèse que le point de référence est défini par des anticipations rationnelles de l'évolution du pouvoir d'achat des ménages pendant la crise économique de 2009. Ce phénomène d'aversion aux pertes est

plus répandu parmi les hommes, les personnes averses au risque et celles dont l'espérance de vie estimée est élevée.

Nos résultats peuvent partiellement expliquer la réduction limitée de la participation au marché du travail en dépit des effets néfastes de la crise économique sur l'emploi. Il s'agit d'un résultat original conduisant à compléter la liste des variables explicatives du maintien en emploi au-delà des variables traditionnelles qui ne peuvent pas rendre compte de phénomène d'aversion aux pertes. La faible proportion de personnes subissant une mauvaise surprise (moins de 5 %) mais aussi le fait que ces personnes soient disposées à se maintenir en emploi ne plaident sans doute pas en faveur d'une stratégie forte de lutte contre l'aversion aux pertes. En effet, si en période de crise, l'aversion aux pertes apparaît comme un facteur de protection de l'emploi il apparaît même préférable de laisser les individus en situation de myopie dans une optique d'augmentation de l'emploi des seniors.

Bibliographie

Alavinia S.M. & Burdorf A. (2008) “Unemployment and retirement and ill-health: a cross sectional analysis across European Countries”. Int Arch Occup Environ Health 82(1):39-45.

Angelini, V., Cavapozzi, D. & Paccagnella, O. (2011). “Dynamics of reporting work disability in Europe”. Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society), 174: 621–638.

Aranki T. & Macchiarelli C., (2013). "Employment Duration and Shifts into Retirement in the EU" LEQS – LSE 'Europe in Question' Discussion Paper Series 58, European Institute, LSE.

Arkes, H.R., Hirshleifer, D, Jiang, D., & Lim, S. (2008). “Reference Point Adaptation: Tests in the Domain of Security Trading”. Organizational Behavior and Human Decision Processes, 105, 67-81.

Barnay T. (2015) “Health, Work and Working Conditions: A Review of the European Economic Literature”, European Journal of Health Economics, Online First, DOI: 10.1007/s10198-015-0715-8.

Behaghel L. & Blau D.M., (2012), "Framing Social Security Reform: Behavioral Responses to Changes in the Full Retirement Age", American Economic Journal: Economic Policy, American Economic Association, 4(4): 41-67.

Bonsang E. & van Soest A. (2012). “Satisfaction with Job and Income Among Older Individuals Across European Countries”. Social Indicators Research, 105(2): 227-254.

Bütler, M., O. Huguenin & F. Teppa (2005): "What Triggers Early Retirement? Results from Swiss Pension Funds", C.E.P.R. Discussion Paper No.4394.

Camerer C., Babcock L. Loewenstein G. & Thaler R. (1997). “Labor Supply of New York City Cabdrivers: One Day at a Time.” Quarterly Journal of Economics, 112(2):407-441.

Choi, M., Lohman, M. C. & Mezuk, B. (2014). “Trajectories of cognitive decline by driving mobility: evidence from the Health and Retirement Study”. International journal of geriatric psychiatry, 29(5), 447-453.

Coppola M. & Wilke C.B. (2014), “At What Age Do You Expect to Retire? Retirement Expectations and Increases in the Statutory Retirement Age”, Fiscal Studies Volume 35, Issue 2, pages 165–188.

Crawford R. (2013), “The effect of the financial crisis on the retirement plans of older workers in England », Economics Letters 121, pp. 156–159.

Cros J.G. (2008). “A Theory of Adaptive Economic Behavior”. Cambridge University Press.

Datta Gupta & Kristensen N., (2008), "Work environment satisfaction and employee health: panel evidence from Denmark, France and Spain, 1994–2001", The European Journal of Health Economics, Springer, vol. 9(1), pp. 51-61.

Dorn D, Sousa-Poza A (2005), “The determinants of early retirement in Switzerland”. Swiss J Econ Stat 141(2):247-283.

Drobnič, S., Beham, B. & Präg, P. “Good job, good life? Working conditions and quality of life in Europe”, Social Indicators Research, Vol. 99, No. 2, 2010, pp. 205-225 (2010).

Dwyer DS & Mitchell OS (1999) “Health problems as determinants of retirement: Are self-rated measures endogenous?” Journal of Health Economics 18(2):173-193.

Ferrie JE., Shipley MJ., Newman K., Stanfeld SA. & Marmot TM. (2005), ‘Self-Reported Job Insecurity.

Garcia-Gomez P., “Institutions, Health Shocks and Labour Outcomes Across Europe,” Journal of Health Economics, 30(1), pp. 200-213. (2011)

García-Pérez J.I, Jiménez-Martín S., R. Sánchez-Martín A, (2013) “Retirement incentives, individual heterogeneity and labor transitions of employed and unemployed workers”, Labour Economics, Volume 20, pp 106–120.

Goda, G. S., Shoven, J. B., & Slavo, S. N. (2011). “What Explains Changes in Retirement Plans during the Great Recession?”. The American Economic Review, 101(3), 29-34.

Gustman, Alan L. & Steinmeier, Thomas L., 2005. "The social security early entitlement age in a structural model of retirement and wealth," Journal of Public Economics, Elsevier, vol. 89(2-3), pages 441-463, February.

Gustman, A. L., Steinmeier, T. L., & Tabatabai, N. (2010). “What the Stock Market Decline Means for the Financial Security and Retirement Choices of the Near-Retirement Population”. The Journal of Economic Perspectives, 161-182.

Hamermesh D. (1985), “Expectations, Life Expectancy, and Economic Behavior”, Quarterly Journal of Economics, 100(2): 389–408.

Hurd M. & McGarry K. (1995), “Evaluation of the Subjective Probabilities of Survival in the HRS”, Journal of Human Resources, Special Issue: The Health and Retirement Study, Data Quality and Early Results, 30(5): S268-S292.

Hurd M., McFadden D. & Merrill A. (1999), “Predictors of Mortality Among the Elderly”, NBER Working Papers, n°7440.

Hurd M., Smith J. & Zissimopoulos J. (2004), “The Effects of Subjective Survival on Retirement and Social Security Claiming”, Journal of Applied Econometrics, 19(6): 761–775.

Jones AM, Rice N & Roberts J (2010), “Sick of work or too sick to work? Evidence on self-reported health shocks and early retirement from the BHPS”. Econ Modelling 27(4):866-880.

Kahneman, D. & Tversky, A. (1979). “Prospect theory: An analysis of decision under risk”. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 263-291.

Karasek R. & Theorell T. (1990), “Healthy Work: Stress, Productivity, and the Reconstruction of Working Life”, Basic Books, New York.

Knoll, M. A. (2011). “Behavioral and psychological aspects of the retirement decision”. Soc. Sec. Bull., 71, 15.

Kőszegi, B. & Rabin, M. (2006). “A model of reference-dependent preferences”. The Quarterly Journal of Economics, 1133-1165.

Li, X., Hurd, M. & Loughran, D. S. (2008). “The characteristics of social security beneficiaries who claim benefits at the early entitlement age” (Vol. 19). AARP, Public Policy Institute.

Lindeboom M. (2006) “Health and Work of Older Workers”, in: A.M. Jones (ed.), Elgar Companion to Health Economics. Edward Elgar, Cheltenham.

Llena-Nozal A. (2009), "The effect of work status and working conditions on mental health in four OECD countries", National Institute Economic Review, 209(1), pp. 72-87.

Masiero L. & Hensher, D. (2011). “Shift of reference point and implications on behavioral reaction to gains and losses”. Transportation. 38(2): 249-271.

Pesendorfer, W. (2006). “Behavioral economics comes of age: a review essay on Advances in Behavioral Economics”. Journal of Economic Literature, 44(3), 712-721.

Riedel M, Helmut Hofer H. & Wögerbauer B. (2015), IZA Journal of European Labor Studies (2015) 4:4 DOI 10.1186/s40174-014-0027-5.

Schwartz, A., Goldberg, J. & Hazen, G. (2008) “Prospect theory, reference points, and health decisions”. Judgement and Decision Making, 3(2): 174-180.

Siegrist J. (1996), “Adverse Health Effects of High-Effort/Low-Reward Conditions”, Journal of Occupational Health Psychology, 1(1): 27–41Strauss and Thomas, 1998.

Szinovacz, M. E., Martin, L. & Davey, A. (2014). “Recession and expected retirement age: Another look at the evidence”. The Gerontologist, 54(2), 245-257.

Tversky, A. & Kahneman, D. (1991). “Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference Dependent Model”. Quarterly Journal of Economics 106, 1039-1061.

Väänänen A., Pahkin K, Kalimo R & Buuk B.P. (2004), “Maintenance of subjective health during a merger: the role of experienced change and pre-merger social support at work in white- and blue-collar workers” Social Science and Medicine, 58(10): 1903–1915.

van Solinge H & Henkens K (2009) “Living longer, working longer? The impact of subjective life expectancy on retirement intentions and behavior”. Eur J Public Health 20(1):47-51

Wilson, T. D. & Gilbert, D. T. (2003). “Affective forecasting”. Advances in experimental social psychology, 35, 345-411.

retraitesolidarite.caissedesdepots.fr

Consultez les publications ou abonnez-vous à leur diffusion sur le site :
retraitesolidarite.caissedesdepots.fr à la rubrique études & publications

Une publication de la direction des retraites et de la solidarité de la Caisse des Dépôts
Directrice de la publication : Anne-Sophie Grave – Rédactrice en chef : Isabelle Bridenne
Impression : Imprimerie CDC (75) – Dépôt légal : 4e trimestre 2016 – ISSN : 2425-9977
Contact : isabelle.bridenne@caissedesdepots.fr – 12, avenue Pierre Mendès-France – 75914 Paris cedex 13

GROUPE Caisse des Dépôts