



THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION

Le report de l'âge de la pension est-il un instrument efficace pour stimuler l'emploi des seniors?

Meunier, Jessica

Award date:
2019

Awarding institution:
Universite de Namur

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.



EFASM009 Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2018-2019

**Le report de l'âge de la pension est-il un instrument
efficace pour stimuler l'emploi des seniors ?**

MEUNIER Jessica

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

Assistants : Doux Baraka Kusunza, Auguste Debroise, François-Xavier Ledru

Remerciements

Je tiens à remercier Monsieur Gnabo, professeur d'économétrie, pour m'avoir initiée à cette discipline et sans qui ce travail n'aurait pu aboutir. Mes remerciements se portent également vers Messieurs Debroise et Ledru, pour leurs précieux conseils et leur accessibilité. Enfin, je remercie l'ensemble des membres du projet SHARE pour la mise à disposition des données d'enquête.

Table des matières

1.	Introduction.....	3
2.	Revue de la littérature	5
2.1.	L'offre de travail	5
2.2.	La demande de travail	7
3.	Présentation des données	9
3.1.	Sources des données.....	9
3.2.	Les variables.....	9
3.3.	Statistiques descriptives	12
3.3.1.	Analyse descriptive.....	12
3.3.2.	Analyse des coefficients de corrélation linéaire	13
4.	Présentation du modèle.....	15
4.1.	Hypothèses de recherche.....	15
4.2.	Modélisation.....	16
5.	Résultats.....	18
5.1.	Tests de restriction	18
5.1.1.	Test du rapport de vraisemblance	18
5.1.2.	Tests de Wald.....	18
5.2.	Analyse des indicateurs de qualité du modèle	19
5.2.1.	Le R^2 de MacFadden.....	19
5.2.2.	La matrice des confusions et le pseudo R^2	20
5.3.	Interprétation des résultats	21
5.4.	Analyse des effets d'interaction	24
6.	Robustesse.....	26
7.	Recommandations politiques	27
8.	Conclusion	30
	Annexes.....	33

1. Introduction

Le vieillissement de la population et le recul de l'âge de la pension sont des sujets d'actualité en Belgique, mais également dans l'ensemble des pays membres de l'Union européenne. Ce phénomène démographique s'explique par l'augmentation de l'espérance de vie et la baisse du taux de fécondité. Il contribue à accroître le taux de dépendance défini comme le rapport entre le nombre de personnes âgées inactives et celui des actifs. Selon un article de presse publié par le journal Euronews en 2016: « [...] *pour une personne âgée de plus de 65 ans, il y a aujourd'hui quatre personnes en âge de travailler. Le ratio passera à deux actifs pour un retraité en 2023; mais en 2060, ce sera un pour un. Entre 2023 et 2060, le nombre de travailleurs en Europe va baisser de 9 millions [...]* ». Cette évolution constitue une préoccupation majeure pour les décideurs politiques car elle menace la pérennité du système de financement des pensions. En effet, comment financer les pensions des seniors qui sont de plus en plus nombreux, lorsque le nombre d'actifs sur le marché du travail ne cesse de diminuer? Cette question est d'autant plus importante en Belgique puisque le taux d'emploi des travailleurs âgés y est particulièrement bas. Face à ce constat, l'Union européenne a décidé d'agir. De nombreux dispositifs ont été mis en place afin de maintenir les travailleurs âgés dans l'emploi. Le report de l'âge légal de la pension s'inscrit notamment dans cette perspective.

L'objectif de cette étude est d'analyser la situation sur le marché du travail et d'identifier les déterminants de la participation à l'emploi des travailleurs âgés. En particulier, nous cherchons à savoir si le report de l'âge de la pension est un instrument efficace pour stimuler le taux d'emploi des seniors. Nous investiguons ce lien grâce à une variable nommée distance à la sortie. Elle mesure la distance entre l'âge des individus au moment de l'enquête et l'âge effectif moyen de la retraite.

Si de nombreux travaux sur l'emploi des seniors ont été conduits, les premiers à analyser l'impact de la distance à la sortie sont à notre connaissance, Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet (2006). Ces derniers utilisent des données issues d'une enquête emploi menée en France entre 1995 et 2002. Ils trouvent que la distance à la sortie a un impact positif et statistiquement significatif sur la probabilité d'occuper un emploi. Dans la littérature économique, ce phénomène est connu sous le nom « d'effet horizon » (Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006; Aubert, 2012). Notre analyse a pour ambition d'apporter un complément à cette première étude en utilisant des données plus récentes (2015), qui sont

issues de sources différentes. Elles proviennent de l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe et sont complétées avec des informations extraites de la base de données de l'Organisation de coopération et de développement économiques. Notre échantillon porte sur 17 pays européens. Nous avons également l'avantage de disposer d'une base de données très riche, qui nous permet de tenir compte de l'impact d'autres facteurs comme la santé.

Nous estimons un modèle Logit afin d'étudier l'impact des caractéristiques individuelles des individus, auxquelles nous ajoutons la distance à la sortie, sur la probabilité d'occuper un emploi. Nous suivons une méthodologie semblable à celle développée par Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet (2006) et cherchons à vérifier si les résultats se retrouvent lorsque l'on travaille sur un échantillon différent. Nous trouvons que la distance à la sortie a un impact positif et statistiquement significatif sur la probabilité d'occuper un emploi et renforçons ainsi les résultats obtenus par ces derniers.

Nous commencerons par parcourir la littérature existante sur le sujet. Ensuite, nous décrirons les données utilisées et présenterons les variables sélectionnées. Puis, nous présenterons le modèle économétrique qui permettra de répondre à notre question de recherche. Nous discuterons ensuite de la qualité du modèle mais également des différents tests de restriction mis en place. Enfin, nous interpréterons les résultats obtenus. Dans la section consacrée aux variables d'interaction, nous analyserons l'impact de la distance à la sortie différencié selon les niveaux d'éducation et de santé des individus. La fiabilité des résultats sera évaluée dans la section robustesse. Avant de conclure, nous discuterons de la réussite des pays scandinaves concernant l'emploi des seniors et des implications politiques qui en découlent. Nous terminerons par une ouverture aux recherches futures.

2. Revue de la littérature

2.1. L'offre de travail

Dans la littérature relative à l'emploi des travailleurs âgés, un courant dominant s'intéresse à l'offre de travail. Ces études utilisent essentiellement des modèles probabilistes.

Les politiques d'emploi menées dans les années 80 et 90 par la plupart des pays européens ont encouragé les travailleurs âgés à quitter anticipativement le marché du travail afin de laisser place aux jeunes chômeurs (Gautié, 2003; Guillemard, 2004). Ce phénomène est connu sous le nom de « syndrome des pré-retraites » (d'Autume, 2010). Une partie de la littérature est consacrée aux éléments qui figurent dans le calcul des droits à la pension et des incitations financières qui en découlent. En effet, dans la fonction d'utilité, le départ à la pension génère une perte de revenu et un gain d'utilité, lié à un plus grand temps de loisirs. L'individu prendra sa pension lorsque les gains surpassent les coûts. Certains chercheurs (Blanchet et Debrand, 2007; Debrand et Sierven, 2009) s'intéressent aux déterminants du passage à la (pré)retraite. Il en ressort qu'une allocation généreuse ainsi qu'un taux de remplacement élevé favorisent une sortie précoce de la vie active.

D'autres travaux empiriques fondent leurs résultats sur les caractéristiques individuelles des individus. Il apparaît tout d'abord que l'état de santé joue un rôle important dans le maintien en activité des seniors (Barnay et Debrand, 2006; Currie et Madrian, 1999; Debrand et Sierven, 2009; Dwyer et Mitchell, 1999; Kerkhofs, Maarten, Lindeboom et Theeuwes, 1999). Une mauvaise santé diminue la probabilité d'occuper un emploi et favorise un retrait précoce du marché du travail. Par ailleurs, Barnay et Debrand (2006) soulignent la présence d'un risque de double causalité entre l'emploi et la santé. De mauvaises conditions de travail peuvent être néfastes pour la santé. Inversement, une mauvaise santé peut rendre un travail plus difficile et amener un individu à quitter anticipativement son emploi.

Le niveau d'éducation des individus exerce également un effet positif et statistiquement significatif sur l'emploi (Benallah, Duc et Legendre, 2008; Hairault, Langot et Sopraseuth, 2006; Jenkins, Vignoles, Wolf et Galinda-Rueda, 2003; Laurent, 2001). Selon la théorie du capital humain (Becker, 1964; Gleizes, 2000), le niveau d'éducation est un facteur déterminant sur le marché du travail. Cependant, Lainé (2002) souligne la faiblesse du taux d'accès à la formation chez les seniors.

Ensuite, de nombreux travaux de recherche (Barnay et Debrand, 2006; Benallah, Duc et Legendre, 2008; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006) s'accordent sur l'importance de l'âge en termes de perspective d'emploi. En dessous de la majorité (18 ans), l'emploi est proche de zéro. Puis, les individus accumulent de l'expérience, deviennent de plus en plus productifs et l'âge exerce un effet favorable sur l'emploi. Toutefois, élevée au carré, cette variable apparaît avec un signe négatif, ce qui indique que l'effet de l'âge sur la probabilité d'occuper un emploi est positif jusqu'à un certain seuil, où l'effet devient négatif. La relation entre les deux est concave.

Au niveau des données contextuelles, le nombre de personnes qui composent le ménage (vivre en couple, avoir des enfants) a un effet statistiquement significatif sur la participation à l'emploi (Barnay et Debrand, 2006; Debrand et Sirven, 2009; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006). Cet effet est différent selon le genre. Il est positif pour les hommes et négatif pour les femmes. Debrand et Sirven (2009), avancent également l'idée qu'un individu dont le conjoint a anticipé son départ à la pension pourrait être incité à en faire de même.

Enfin, une autre branche de la littérature analyse le lien entre la législation des pensions et le marché du travail. Deux modèles s'affrontent. Le premier met en avant un effet de distance à la sortie tandis que le deuxième défend l'existence d'un effet de distance à l'entrée. La distance à la sortie est définie comme la différence entre l'âge de l'individu au moment de l'enquête et l'âge estimé du départ à la pension. Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet (2006) analysent le lien entre cette variable et la probabilité d'occuper un emploi. La relation entre les deux est positive et statistiquement significative. La conclusion est que, plus les individus vieillissent, plus l'horizon de la pension se rapproche, plus l'effet de distance à la sortie est important et les chances d'occuper un emploi diminuent. Lorsque la vie active d'un individu touche à sa fin, les employeurs et les travailleurs s'investissent de moins en moins dans le processus d'emploi. Quel est l'intérêt d'engager et de former un travailleur dont on se séparera très vite? De même, pourquoi un chômeur âgé s'efforcerait-il de chercher activement un emploi si la date de sa pension approche à grand pas? Ce comportement est appelé « effet horizon » (Aubert, 2012). L'idée mise en avant par les auteurs est qu'agir sur l'âge de la pension pourrait relever le taux d'emploi des seniors. Khadkhoussi et Langot (2008), trouvent également qu'au plus la distance à la sortie est grande, au plus la probabilité d'accéder à une formation s'accroît significativement.

Benallah, Duc et Legendre (2008) ont une vision tout à fait opposée. Ils étudient l'impact de la distance à l'entrée sur la probabilité d'occuper un emploi. Cette dernière se définit comme la différence entre l'âge de l'individu au moment de l'enquête et l'âge d'entrée dans la vie active. La durée de la carrière professionnelle est égale à la somme de la distance à l'entrée et de la distance à la sortie. Ils utilisent les mêmes données et la même méthodologie que celle développée par Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet (2006) et trouvent que l'impact de la distance à l'entrée devient négatif à partir d'un certain âge. Les personnes qui ont commencé à travailler tôt sont généralement moins éduquées et exercent des métiers plus pénibles. L'utilité marginale à travailler diminue avec la durée de la carrière professionnelle, en raison notamment de l'usure des travailleurs. Ainsi, ils affirment que reculer l'âge de la pension serait sans effet sur l'emploi.

2.2. La demande de travail

Un autre courant de la littérature analyse la demande de travail qui émane des entreprises pour expliquer le taux d'emploi des seniors. Cette faible demande s'explique par trois phénomènes: la diffusion massive des nouvelles technologies, la baisse du ratio productivité – coût salarial et la discrimination à l'encontre des travailleurs âgés.

Le progrès technologique mais aussi une pression concurrentielle de plus en plus forte au sein des firmes, accélèrent l'obsolescence de la main d'œuvre (Aubert, Caroli et Roger, 2006; Levasseur, 2008). Face à ce constat, se pose la question de la capacité d'adaptation des travailleurs âgés. Ananian, Aubert et Behaghel (2006) modélisent par les moindres moments généralisés, l'impact des innovations technologiques sur le stock emploi des entreprises. Ils trouvent que la technologie a un impact négatif sur l'emploi des seniors. Les entreprises les plus innovantes emploient moins de travailleurs âgés. Toutefois, les auteurs insistent sur le fait que le lien de causalité entre le progrès technologique et l'emploi est complexe. Il dépend à la fois des caractéristiques spécifiques aux entreprises et de celles spécifiques aux travailleurs. Pour cette raison, il n'est pas clairement établi au niveau empirique.

La question de l'employabilité des seniors nécessite également de s'intéresser au triangle âge-productivité-coût salarial. Les analyses graphiques de nombreux travaux empiriques montrent une relation en cloche entre l'âge et la productivité (Vandenberghe, 2013; Crépon, Deniau et Perez-Duarte, 2003): la productivité croît généralement jusqu'à la tranche d'âge 35-40 ans et

puis décroît aux alentours de 50 ans. L'âge exerce un effet négatif sur la productivité des seniors. Quant au salaire, il croît avec l'âge (Lazear, 1981; Ballot, 1992). Une augmentation de la part des travailleurs âgés au sein d'une firme engendre une détérioration significative du ratio productivité-coût salarial. Le coût salarial élevé des seniors constitue un obstacle à leur emploi.

Enfin, plusieurs études ont montré que l'âge pouvait être un critère de sélection décisif sur le marché du travail. Comme cité précédemment, les chances d'occuper un emploi décroissent avec l'âge (Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006). D'autres sources de nature non empirique, comme les enquêtes réalisées par la DARES auprès de responsables GRH, montrent que les travailleurs âgés peuvent être victimes de préjugés lors d'entretiens d'embauche et/ou de licenciements (Berton, 2007; Monso et Tomasini, 2003).

Enfin, il semble utile de conclure cette section avec une note pratique. Deux bases de données européennes sont couramment utilisées pour étudier les conséquences du vieillissement démographique de la population. Il s'agit de l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite SHARE et de l'enquête générations et genre GGS (Keenan, Foverskov et Grundy, 2016). Elles sont libres d'accès et s'intéressent aux individus âgés de 45 ans et plus, dans plusieurs pays. Ces bases de données possèdent des similitudes mais leurs objectifs sont malgré tout différents. SHARE possède des informations très riches sur la santé et est plus adaptée pour étudier le vieillissement de la population. A l'origine, GGS a été conçue pour étudier la famille et les processus intergénérationnels. La qualité des données a été évaluée grâce à des comparaisons effectuées avec des enquêtes démographiques et des données nationales.

3. Présentation des données

3.1. Sources des données

Les données analysées sont celles de l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe (SHARE). Il s'agit d'une étude longitudinale réalisée auprès d'individus de 45 ans et plus. Le projet a débuté en 2004, il est supervisé par des chercheurs et des universités. Il constitue une infrastructure internationale reconnue par la communauté européenne. Nos données sont extraites de la vague six et portent sur l'année 2015. Il s'agit de données microéconomiques provenant de 17 pays européens: l'Autriche, la Belgique, la Pologne, le Danemark, Israël, l'Italie, l'Espagne, la Suède, la République Tchèque, l'Allemagne, la France, le Luxembourg, le Portugal, la Slovénie, la Suisse, la Grèce et l'Estonie. Nous utilisons le module «EasySHARE», qui est un module spécialement conçu pour faciliter l'extraction d'information.¹

Ces données sont complétées avec une variable mesurant l'âge effectif moyen de la retraite dans chaque pays, différencié selon le genre. Les informations sont issues de la base de données de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) et portent sur l'année 2015.²

L'échantillon est construit de la façon suivante: sont uniquement retenues les personnes âgées entre 45 et 65 ans. Les malades de longue durée, les femmes au foyer et les pensionnés sont exclus. Après nettoyage, nous disposons de 13.567 observations.

3.2. Les variables

La variable dépendante est une variable dichotomique, nommée «**Situation sur le marché du travail**». Cette variable ne peut prendre que deux valeurs: 0 ou 1. Elle est égale à 1 lorsqu'un individu occupe un emploi et est égale à 0 lorsqu'un individu est au chômage.

¹ Lien vers le site internet de SHARE: <http://www.share-project.org/home0.html>

² L'âge effectif moyen de la retraite peut se trouver à cette adresse: <https://www.oecd.org/fr/els/emp/age-effectif-moyen-de-retraite.htm>

La variable indépendante, nommée « **distance à la sortie** », est définie par Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet (2006) comme la différence entre l'âge de l'individu au moment de l'enquête et l'âge légal de la pension. Toutefois, nous ne possédons pas d'informations sur ce dernier et la complexité des règles de calcul ne nous permet pas de le déterminer avec exactitude.

Afin de solutionner ce problème, nous mesurons la distance à la sortie comme la distance, non pas jusqu'à l'âge légal de la pension, qui est propre à chaque individu, mais jusqu'à l'âge effectif moyen de la retraite. L'utilisation de données provenant de pays différents ainsi que l'information sur le genre de l'individu, nous permet d'éviter d'avoir une corrélation parfaite entre l'âge et la distance à la sortie.

Cependant, cette solution impose certaines limites. En effet, l'âge effectif moyen de la retraite est le même pour tous les individus du même genre et d'un même pays, ce qui aurait apporté de la multicollinéarité parfaite si nous nous étions limitées à l'analyse d'un seul pays.

Nous introduisons aussi les déterminants individuels habituels de l'emploi en tant que **variables de contrôle**. Il s'agit de l'âge, du genre, de la nationalité, de la région, du niveau d'éducation et des caractéristiques familiales telles que le statut conjugal, le nombre d'enfants et la taille du ménage. Ils sont couramment utilisés dans les travaux empiriques, notamment par Benallah, Duc et Legendre, 2008; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006.^{3,4}

Afin de tenir compte de l'impact de la santé sur l'emploi, nous incluons trois autres variables de contrôle dans notre modèle. D'abord, nous utilisons l'indicateur de santé perçue qui traduit la perception qu'a le répondant de son état de santé. Néanmoins, Barnay (2008) insiste sur le risque de biais de déclaration lié à cette variable car il s'agit d'une mesure subjective. C'est pourquoi nous introduisons également le nombre de maladies chroniques dont souffre le répondant afin de réduire le biais et prendre en compte l'aspect multidimensionnel de la santé.⁵

Puis, dans le but de conclure plus finement sur les liens entre la santé et l'emploi, nous ajoutons une variable indicatrice de l'état de santé mentale des individus: la qualité de vie. Cette dernière

³Les niveaux d'éducation sont classés selon la norme internationale type de l'éducation de 1997– ISCED. Sur base de l'analyse des fréquences de la série de données, les catégories ISCED 0 et ISCED 1, ainsi que les catégories ISCED 5 et ISCED 6 ont été regroupées. Les répondants dont le niveau d'éducation correspond à la catégorie « autre » ont été supprimés de l'échantillon.

⁴La variable statut conjugal se distingue selon 6 catégories: marié et vivant avec son conjoint, marié et séparé de son conjoint, jamais marié, veuf/veuve, cohabitant et divorcé. Elles ont été réduites à deux groupes: marié et non marié.

⁵Les catégories « mauvaise » et « très mauvaise » santé ont été réduites à une seule catégorie, nommée : « mauvaise santé ».

tient compte de plusieurs concepts qui sont : le bien-être, l'autonomie, le degré de satisfaction de la vie et la réalisation de soi.⁶

Enfin, sur base de la littérature antérieure (Marquié, 2010), les individus semblent souffrir d'usure cognitive avec l'âge. Or, la demande en capacités cognitives des entreprises augmente sans cesse, notamment en raison du progrès technologique. Pour cette raison, nous ajoutons deux variables: test d'orientation et test numérique.

Nous ne possédons pas d'informations sur le secteur d'activité. En effet, la majorité des valeurs sont manquantes, ce qui empêche l'utilisation de cette variable. En outre, le secteur d'activité n'est pas renseigné pour les individus sans emploi. Nous sommes toutefois contraintes de sélectionner des variables disponibles à la fois pour les individus en emploi et au chômage.

Une note d'explication concernant l'origine de chaque variable est présentée dans l'Annexe 1.

⁶L'Organisation Mondiale de la Santé (1994) définit la qualité de vie comme: « La perception qu'un individu a de sa place dans la vie, dans le contexte de la culture et du système de valeurs dans lequel il vit, en relation avec ses objectifs, ses attentes, ses normes et ses inquiétudes. C'est un concept très large qui peut être influencé de manière complexe par la santé physique du sujet, son état psychologique et son niveau d'indépendance, ses relations sociales et sa relation aux éléments essentiels de son environnement.»

3.3. Statistiques descriptives

3.3.1. Analyse descriptive

Le tableau complet des statistiques descriptives (Tableau n° 8), ainsi que l'analyse des fréquences (Tableaux n° 9) sont présentés en Annexe.

Tableau 1: Statistiques descriptives principales

	Observations	Pourcentage	Moyenne	Ecart type	Min.	Max.
Chômage	1317	9,71%		0,3		
Emploi	12250	90,29%				
Distance à la sortie [0-5]	6119	45,10%				
Distance à la sortie]5-10]	5784	42,63%	5,80	3,61	-1,2	22,7
Distance à la sortie > 10	1664	12,27%				
Chômeurs dont la distance à la sortie est inférieure à 5 ans	670	50,87%				
Employés dont la distance à la sortie est inférieure à 5 ans	5449	44,48%				
Âge [45-50]	637	4,70%				
Âge [51-55]	4862	35,84%	56,47	3,79	45	65
Âge [56-60]	5959	43,92%				
Âge [61-65]	2109	15,55%				

L'analyse des statistiques descriptives montre que 90,29% des individus qui composent l'échantillon occupent un emploi. Parmi eux, 54,35% sont employés, 31,37% sont fonctionnaires et 13,93% sont indépendants. Les chômeurs représentent 9,71% de l'échantillon. L'horizon de fin de vie active des seniors sondés est relativement court (en moyenne 5,80 ans). A première vue, nous pourrions penser que le fait d'être proche de la pension a un impact négatif sur l'emploi. En effet, 50,87% des chômeurs qui composent l'échantillon ont une distance à la sortie inférieure à 5 ans. Tandis que 44,48% des individus qui occupent un emploi ont une distance à la sortie inférieure à 5 ans. Enfin, l'âge varie de 45 à 65 ans avec une moyenne de 56,47 ans.

3.3.2. Analyse des coefficients de corrélation linéaire

D'après la littérature antérieure (Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006), il est fort probable que la relation entre l'âge et l'emploi ne soit pas une relation linéaire mais bien quadratique (relation en cloche). En effet, quand l'âge est faible, l'emploi est proche de zéro. Ensuite, les individus atteignent l'âge de travailler et l'effet de l'âge sur l'emploi devient favorable. Cela s'explique, entre autres, par l'expérience professionnelle accumulée (qui est fortement corrélée à l'âge) mais aussi par la hausse de la productivité avec l'âge (Crépon, Deniau et Perez-Duarte, 2003; Vandenberghe, 2013). Puis, à partir d'un certain seuil, l'effet de l'âge devient négatif et la probabilité d'occuper un emploi décroît. Ainsi, pour capter cette information, la variable âge est généralement élevée au carré. Cette méthode revient à réaliser une transformation non linéaire qui accroît les différences entre les petites et les grande valeurs.

Cependant, les données relatives à la variable âge sont faiblement dispersées et la transformation n'altère que très peu les rapports entre les valeurs. La relation linéaire entre l'âge et l'âge élevé au carré est très forte (99,99%), ce qui se traduit par de la multicollinéarité parfaite.

Afin de permettre une interprétation fiable des coefficients, la variable âge^2 est remplacée par une variable d'interaction entre l'âge et une variable dichotomique du type 1 si l'âge est supérieur à 60, 0 sinon.

En outre, la relation linéaire entre la variable âge et la variable distance à la sortie est forte et positive (85%). Une analyse plus formelle nous permettra plus tard de conclure plus finement sur le lien entre ces deux variables. La matrice de corrélation complète est présentée en Annexe (Tableau n° 10).

Tableau 2: Matrice de corrélation succincte

Age	Age ²	Interaction entre l'âge et les plus de 60 ans	Distance à la sortie	Situation sur le marché du travail	
1	0,99	0,64	-0,85	-0,02	Age
	1	0,66	-0,85	-0,02	Age ²
		1	-0,48	-0,00	Interaction entre l'âge et les plus de 60 ans
			1	0,04	Distance à la sortie
				1	Situation sur le marché du travail

Note : la variable dépendante Y est la situation sur le marché du travail

4. Présentation du modèle

4.1. Hypothèses de recherche

Le tableau 3 décrit les hypothèses que nous proposons de tester à travers l'analyse de la série de données ainsi que leurs origines théoriques dans la littérature. Il indique également les variables explicatives sélectionnées.

Tableau 3: Hypothèses de recherches

Hypothèses de recherche	Variables explicatives	Fondement théorique
H ₁ : la proximité de la pension réduit la probabilité d'occuper un emploi	Distance à la sortie	Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006
H ₂ : L'âge a un effet positif et significatif sur l'emploi jusqu'à un certain seuil où l'effet de l'âge devient négatif	Âge et l'âge multiplié par une variable dichotomique égale à 1 si l'individu a plus de 60 ans, 0 sinon	Barnay, 2008; Benallah, Duc et Legendre, 2008; Debrand et Sierven, 2009; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006
H ₃ : les femmes actives ont plus de chances d'occuper un emploi que les hommes	Genre	Debrand et Sierven, 2009
H ₄ : les individus de nationalité étrangère ont plus de difficultés pour trouver un emploi	Nationalité	Benallah, Duc et Legendre, 2008; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006; Laurent, 2001
H ₅ : les personnes qui vivent en couple ont plus de chances d'occuper un emploi	Statut conjugal	Barnay, 2008; Benallah, Duc et Legendre, 2008; Debrand et Sierven, 2009; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006
H ₆ : la probabilité d'occuper un emploi est plus forte pour les personnes qui vivent en région rurale	Région	Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006
H ₇ : les individus les plus éduqués ont davantage de chances d'occuper un emploi	Niveau d'éducation	Becker, 1964; Benallah, Duc et Legendre, 2008; Debrand et Sierven, 2009; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006; Laurent, 2001
H ₈ : les individus en mauvaise santé (physique et mentale) ont moins de chances d'occuper un emploi	L'état de santé perçu, le nombre de maladies chroniques et la qualité de vie	Barnay et Debrand, 2006; Barnay, 2008; Currie et Madrian, 1999; Debrand et Sierven, 2009; Dwyer et Mitchell, 1999; Saliba, Paraponaris et Ventelou, 2007
H ₉ : le contexte familial influence significativement la probabilité d'occuper un emploi	Nombre d'enfants, taille du ménage	Benallah, Duc et Legendre, 2008; Debrand et Sierven, 2009; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006
H ₁₀ : les capacités cognitives diminuent avec l'âge ce qui a un impact négatif sur la probabilité d'occuper un emploi	Test numérique et test d'orientation	Marquié, 2010

4.2. Modélisation

La variable dépendante Y (situation sur le marché du travail) est dichotomique, elle prend les valeurs 0 ou 1. Nous cherchons à estimer la probabilité d'occurrence qu'un individu occupe un emploi soit, $P(Y=1)$. Celle-ci est modélisée grâce à un modèle Logit binomial sur données en coupe transversales.

Toutefois, Y dépend d'une variable latente Y^* , qui est inobservable. Il n'est donc pas possible de connaître la distribution exacte du terme d'erreur. Dans le modèle Logit, le terme d'erreur est distribué sous l'hypothèse d'une loi logistique. Le modèle latent est un modèle linéaire (multivarié). Il peut s'écrire comme suit:

$$Y^* = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n + u \quad (1)$$

Le lien entre la variable observée Y et la variable latente Y^* se définit de cette façon:

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu occupe un emploi } (Y^* > 0) \\ 0 & \text{sinon } (Y^* \leq 0) \end{cases}$$

Néanmoins, nous ne cherchons pas à modéliser Y^* mais bien la probabilité qu'elle soit supérieure au seuil fixé de 0 et donc que Y prenne la valeur 1:

$$P(Y=1|X) = P(Y^* > 0) = G(Z) = \left(\frac{1}{1+e^{-Z}} \right) \quad (2)$$

Où $G(Z)$ est une fonction de répartition logistique qui garantit l'estimation de probabilités comprises entre 0 et 1 quelles que soient les valeurs de Z .

La régression a été effectuée avec le logiciel Gretl.

$$Z = \beta_0 + \beta_1 X_{\text{distance à la sortie}} + \beta_2 X_{\text{âge}} + \beta_3 X_{\text{plus de 60 ans}} + \beta_4 X_{\text{âge}} * X_{\text{plus de 60 ans}} + \beta_5 X_{\text{genre}} + \beta_6 X_{\text{nationalité}} + \beta_7 X_{\text{stat. conjugal}} + \beta_8 X_{\text{région}} + \beta_9 X_{\text{éducation niv. 2}} + \beta_{10} X_{\text{éducation niv. 3}} + \beta_{11} X_{\text{éducation niv. 4}} + \beta_{12} X_{\text{éducation niv. 5 ou 6}} + \beta_{13} X_{\text{nb. enfants}} + \beta_{14} X_{\text{taille du ménage}} + \beta_{15} X_{\text{excellente santé}} + \beta_{16} X_{\text{très bonne santé}} + \beta_{17} X_{\text{bonne santé}} + \beta_{18} X_{\text{nb. maladies}} + \beta_{19} X_{\text{qualité de vie}} + \beta_{20} X_{\text{test d'orientation}} + \beta_{21} X_{\text{test numérique}}$$

Les valeurs des paramètres inconnus β sont déterminées par la méthode du Maximum de vraisemblance. Elle consiste à trouver les paramètres qui maximisent la vraisemblance des données, c'est-à-dire la probabilité jointe d'observer l'échantillon étant donné l'hypothèse émise sur le résidu. En d'autres mots, les valeurs des paramètres estimés sont celles qui maximisent la probabilité d'observer l'échantillon, celles qui sont les plus probables à observer.

Enfin, dans une régression logistique, les coefficients ne sont pas interprétables directement. La probabilité d'occuper un emploi est une fonction non-linéaire des variables explicatives. En d'autres mots, l'effet marginal d'une variable indépendante n'est pas constant, il dépend de la valeur des autres variables indépendantes X présentes dans le modèle. Dans notre cas, le point de référence est le point moyen de l'échantillon (\bar{X}).

Si la variable indépendante X_j est continue, lorsque celle-ci varie d'une unité, l'impact sur la probabilité d'occuper un emploi $P(Y=1|X)$ est égal à:

$$\Delta \text{ de probabilité} = \frac{\partial P(Y=1|X)}{\partial x_j} = \frac{e^{\bar{X}'\beta}}{(1+e^{\bar{X}'\beta})^2} \beta_j \quad (3)$$

Si la variable indépendante est discrète, l'effet marginal correspond à la différence entre la probabilité que Y soit égal 1 lorsque $X = 1$ et la probabilité que Y soit égal 1 lorsque $X = 0$. Par exemple, l'effet marginal de X_1 s'obtient par la formule suivante:

$$\Delta \text{ de probabilité} = G(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2\bar{X}_2 + \dots + \beta_n\bar{X}_n) - G(\beta_0 + \beta_2\bar{X}_2 + \dots + \beta_n\bar{X}_n) \quad (4)$$

5. Résultats

5.1. Tests de restriction

5.1.1. Test du rapport de vraisemblance

Le test du rapport de vraisemblance également nommé likelihood ratio test (LR), est un test d'hypothèse qui permet d'évaluer la significativité globale du modèle.

Il compare la vraisemblance d'un modèle non contraint avec la vraisemblance d'un modèle contraint c'est-à-dire un modèle sans aucunes variables explicatives hormis la constante. Nous posons les hypothèses nulle et alternative comme suit:

H_0 : tous les coefficients sont simultanément égaux à 0

H_1 : il y a au moins un coefficient différent de 0

La statistique du test (LR) est de 1.066,80 [2x(-3.789,12-(-4.322,52))]. Elle suit une loi de Chi carré avec 20 degrés de liberté. La p-valeur associée est [0,0000]. Celle-ci est inférieure au seuil fixé de 1%. Nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle et conclure que notre modèle présente un pouvoir explicatif certain. En d'autres mots, le modèle non contraint apporte une information significative que le modèle peut expliquer. Les résultats du modèle contraint sont présentés à l'Annexe 6.

5.1.2. Tests de Wald

Dans cette section nous proposons de tester la significativité de chaque coefficient du modèle grâce au test de Wald. Il n'est pas possible de déterminer avec exactitude la valeur réelle des paramètres sur base d'un échantillon. Néanmoins, un test d'hypothèse permet de vérifier s'ils sont différents de 0 ou non, avec une certaine marge d'erreur. Le principe est de diviser toutes les possibilités en deux catégories:

L'hypothèse nulle $H_0 : \beta_j = 0$

L'hypothèse alternative $H_1 : \beta_j \neq 0$

Lorsque la p-valeur associée à la statistique de Wald est inférieure au seuil de significativité fixé à 10%, on rejette l'hypothèse nulle. Cela signifie que la variable indépendante permet d'améliorer significativement le modèle. Le tableau 4 indique le niveau de significativité de chaque variable explicative.

Tableau 4: Résultats du test de Wald

Variables	P-critique	Significativité	Variables	P-critique	Significativité
Constante	<0,0001	***	Niveau d'éducation de type 4	<0,0001	***
Distance à la sortie	<0,0001	***	Niveau d'éducation de type 5 et 6	<0,0001	***
Âge	0,0368	**	Nombre d'enfants	0,4026	
Plus de 60 ans	0,0007	***	Taille du ménage	0,183	
Interaction âge et plus de 60 ans	0,0008	***	Etat de santé excellent	0,0033	***
Genre	0,0248	**	Etat de santé très bon	0,0002	***
Nationalité	0,0111	**	Etat de santé bon	0,0006	***
Statut conjugal	<0,0001	***	Nombre de maladies chroniques	0,0663	*
Région rurale	0,0268	**	Qualité de vie	<0,0001	***
Niveau d'éducation de type 2	<0,0001	***	Test d'orientation	0,0026	***
Niveau d'éducation de type 3	<0,0001	***	Test numérique	<0,0001	***

La variable dépendante est la probabilité d'occuper un emploi

***, **, * indiquent que les variables sont statistiquement significatives à un seuil de 1%, 5% et 10% respectivement

5.2. Analyse des indicateurs de qualité du modèle

5.2.1. Le R^2 de MacFadden

La vraisemblance du modèle est présumée maximale pour les valeurs des paramètres $\hat{\beta}$ mais est-elle suffisamment élevée pour considérer que le modèle est de bonne qualité? Le R^2 de McFadden se définit comme le rapport entre le log de vraisemblance du modèle non contraint et le log de vraisemblance d'un modèle contraint. C'est un indicateur qui permet de vérifier si le modèle non contraint possède une vraisemblance plus favorable ou non que le modèle contraint (modèle qui est considéré comme le plus pauvre).

Cependant, il s'agit d'un indicateur imparfait et il prendra très rarement des valeurs élevées (proche de 1). Dans notre étude, il est de 0,12. Certains ouvrages (Hensher et Johnson, 1981) stipulent qu'un R^2 de McFadden compris entre 0,2 et 0,4 indique une très bonne qualité de modèle. Sans être excellente, il semble que la qualité de notre modèle soit acceptable.

$$\begin{aligned} \text{Calcul du } R^2 \text{ de McFadden} &= 1 - \frac{(\log \text{ de vraisemblance du modèle non contraint})}{(\log \text{ de vraisemblance du modèle contraint})} \\ &= 1 - \frac{(-3.789,12)}{(-4.322,52)} \\ &= 0,12 \end{aligned} \tag{5}$$

5.2.2. La matrice des confusions et le pseudo R^2

Le tableau 5 indique les pourcentages de 1 (probabilité d'occuper un emploi) et de 0 (probabilité d'être au chômage) correctement prédits par le modèle. Ils sont respectivement de 99,61% (12.202 cas sur 12.250) et 4,56% (60 cas sur 1.317). Le modèle se révèle vrai dans 90,38% des cas [(12.202+60)/13.567]. Cela correspond à une marge d'erreur de 9,62% [(48+1.257)/13.567]. Globalement, ces résultats montrent que notre modèle est de bonne qualité et s'ajuste bien à la réalité. La valeur du pseudo R^2 est proche de 1 et le taux d'erreur relativement bas. Toutefois, si notre modèle affiche 90,38% de cas correctement prédit, il faut tout de même insister sur le mauvais résultat obtenu en ce qui concerne la prédiction d'observer un individu au chômage lorsque celui-ci s'y trouve. 4,56% est extrêmement faible et pourrait indiquer un quelconque problème avec notre modèle.

Tableau 5: Matrice des confusions

		Prévisions		Pourcentage correcte	Pseudo R^2	Taux d'erreur
		Chômage	Emploi			
Observations	Chômage	60	1.257	4,56%	0,9038	9,62%
	Emploi	48	12.202	99,61%		

Note: la variable dépendante Y est égale à 1 lorsque l'individu occupe un emploi, à 0 lorsque l'individu est au chômage

5.3. Interprétation des résultats

Nous constatons tout d'abord que **la distance à la sortie** est positive et statistiquement significative au seuil de 1%. Lorsque la distance à la sortie augmente d'une unité, la probabilité d'occuper un emploi augmente de 0,48 point de pourcentage. Conformément à la littérature (Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006), l'âge effectif moyen de la retraite semble avoir une influence sur le taux d'emploi des seniors. La proximité de la pension, synonyme de fin de vie active, a un effet négatif et statistiquement significatif sur la probabilité d'être titulaire d'un emploi. Il s'agit de « l'effet horizon ». Allonger la durée de la vie active pourrait à la fois permettre de valoriser l'embauche des travailleurs âgés aux yeux des employeurs mais aussi d'encourager les seniors à s'investir davantage dans le processus d'emploi. L'hypothèse de recherche n° 1 est validée.

Les effets classiques des variables sociodémographiques sur la participation à l'emploi, apparaissent également. **L'âge** est statistiquement significatif au seuil de 5%. Le signe est positif. Ce résultat est conforme à celui obtenu par Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, (2006). A chaque anniversaire, la probabilité qu'un individu de moins de 60 ans occupe un emploi augmente de 0,27 point de pourcentage. Cela s'explique, entre autres, par l'expérience professionnelle accumulée (qui est fortement corrélée à l'âge) mais aussi par la hausse de la productivité des individus avec l'âge (Vandenberghe, 2013; Crépon, Deniau et Perez-Duarte, 2003).

Cependant, la variable « plus de 60 ans » apparaît avec un signe négatif. Ceci indique que l'effet de l'âge sur la probabilité d'occuper un emploi est positif jusqu'à un certain seuil, où l'effet devient négatif. Cette variable est significative au seuil de 1%. Les résultats de la régression montrent également que l'effet de l'âge sur la probabilité d'occuper un emploi (0,27 points de pourcentage) est augmenté de 1,77 points de pourcentage lorsque les individus ont plus de 60 ans. L'hypothèse de recherche n° 2 est validée.

Le fait d'être un homme diminue la probabilité d'occuper un emploi. La variable **genre** est négative et statistiquement significative au seuil de 5%. Les hommes ont 0,96% de chances en moins que les femmes actives d'occuper un emploi. Debrand et Sierven (2009) trouvent des résultats similaires. Une explication possible pourrait venir du rétrécissement de la taille du ménage aux alentours de 50 ans. En effet, il n'est pas rare que des femmes interrompent leur

carrière professionnelle pour élever leurs enfants. Mais lorsque ces derniers atteignent l'âge adulte et quittent le noyau familial, les femmes ont alors la possibilité d'entamer une « nouvelle » carrière (Kuehni, Rosende et Schoeni, 2013). L'hypothèse de recherche n° 3 est validée mais il faut toutefois être prudent dans l'interprétation de la variable genre car nous n'avons qu'une vision partielle de la situation. Nous ne possédons pas d'informations sur le secteur d'activité, ni sur le type de contrat (temps partiel ou temps plein).⁷

La **nationalité** semble également être un facteur important pour expliquer le taux d'emploi. Les personnes d'origine étrangère ont 1,70% de chances en moins que les autochtones d'être employées. La variable nationalité est négative et statistiquement significative au seuil de 5%. Toutefois, les informations en notre possession ne nous permettent pas de parler de discrimination à l'embauche. Ce résultat est conforme à ceux obtenus par Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet (2006) et valide l'hypothèse de recherche n° 4.

En outre, la variable relative au **statut conjugal** apparaît avec un signe positif. Elle est statistiquement significative au seuil de 1%. Les individus mariés ont 2,02% de chances en plus de travailler que ceux qui ne le sont pas. Ce résultat est corroboré par la littérature antérieure (Barnay, 2008; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006) et valide l'hypothèse de recherche n° 5.

Par ailleurs, la variable **région** a un impact positif et statistiquement significatif au seuil de 5%. Les personnes qui habitent dans une région rurale ou une petite ville ont 0,94% de chances en plus d'occuper un emploi que les individus qui vivent en région urbaine. Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet (2006), obtiennent des résultats similaires. Ils trouvent que la probabilité d'occuper un emploi est plus importante dans les régions rurales qu'en région parisienne. Soulignons également que la variable région indique le lieu de résidence du répondant et non le lieu de travail. Ces résultats valident l'hypothèse de recherche n° 6.

L'analyse des résultats montre aussi que les effets marginaux des variables **éducation** sont différents selon le niveau de formation des individus. Par exemple, un individu ayant un niveau primaire a 2,4% de chance en plus qu'un individu sans éducation d'occuper un emploi. Cet effet s'élève à 8,3% pour un individu ayant une éducation de niveau supérieur. Ainsi la

⁷Le taux d'emploi des femmes actives n'a cessé d'augmenter ces dernières années en Europe (UE28). Selon Eurostat, il était de 59,9% en 2005 et de 64,3% en 2015, soit un taux de croissance de 7,35%. Par ailleurs, le taux d'emploi des hommes s'élevait à 75,9% en 2005. Il a atteint 77,8% en 2008 mais a ensuite diminué et est retombé à 75,9% en 2015. L'écart entre les deux se réduit et les femmes sont de plus en plus présentes sur le marché du travail.

différence entre les deux est de 5,9 points de pourcentage. Les variables éducation sont positives et statistiquement significatives au seuil de 1%. Cela signifie que l'obtention d'un emploi est liée au niveau d'éducation (Debrand et Sirven, 2009; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006; Laurent, 2001). L'hypothèse de recherche n° 7 est validée.

Le même constat peut être fait pour les variables « état de santé ». Par exemple, un individu en excellente santé a 2,24% de chances en plus d'occuper un emploi qu'un individu en mauvaise santé. Cet effet descend à 1,72% lorsque l'individu est simplement en bonne santé. La différence entre les deux est de 0,52 point de pourcentage. Ainsi, au plus la santé d'un individu est mauvaise, au moins il est probable qu'il occupe un emploi. Les variables relatives à **l'état de santé** sont toutes les trois positives et statistiquement significatives au seuil de 1%. Ce résultat renforce la littérature antérieure (Barnay et Debrand, 2006; Debrand et Sirven, 2009) et permet de valider l'hypothèse de recherche n° 8. Toutefois, il existe un risque de biais dans l'analyse de l'impact de l'état de santé sur l'emploi. En effet, chaque individu choisit d'allouer du temps et des ressources plus ou moins importantes pour prendre soin de sa santé. Ce choix peut dépendre de la situation sur le marché du travail. On parle d'effet « bouclage » (Anderson et Burkhauser, 1985).

Nous trouvons également que **le nombre de maladies chroniques** a un impact négatif et statistiquement significatif sur la probabilité d'occuper un emploi, au seuil de 10%. En effet, lorsque cette variable augmente d'une unité, la probabilité d'occuper un emploi diminue de 0,4 point de pourcentage. Ce résultat est corroboré par la littérature antérieure (Saliba, Paraponaris et Ventelou, 2007; Barnay, 2008).

La qualité de vie quant à elle, apparaît positive et statistiquement significative au seuil de 1%. Un individu bien dans sa peau, heureux et stable mentalement a plus de chances d'occuper un emploi, qu'un individu qui souffre d'un mal-être. Ainsi, lorsque la qualité de vie s'améliore d'une unité, la probabilité d'occuper un emploi augmente de 0,54 point de pourcentage.

Enfin, les variables **test d'orientation** et **test numérique** sont positives et statistiquement significatives au seuil de 1%. Meilleures sont les capacités cognitives d'un individu, meilleures sont ses chances d'occuper un emploi. Lorsque, les résultats de ces tests augmentent d'une unité, la probabilité d'occuper un emploi augmente respectivement de 1,87 et 1,00 points de pourcentage. Les résultats valident l'hypothèse de recherche n° 10.

Le tableau complet des résultats ainsi que le tableau reprenant les hypothèses de recherche validées ou non, sont présentés respectivement aux Annexes 5 et 7.

5.4. Analyse des effets d'interaction

Dans cette section, nous proposons de tester les hypothèses selon lesquelles l'effet de la distance à la sortie sur la probabilité d'occuper un emploi, varie en fonction du niveau des variables explicatives: éducation et santé.

H₁₁: l'effet négatif de la proximité de la pension se renforce lorsque la santé des individus se dégrade

H₁₂: l'effet négatif de la proximité de la pension est d'autant plus important pour les individus les moins éduqués

Afin de s'assurer de l'utilité d'analyser les effets d'interaction, nous réalisons au préalable un test joint sur la variable distance à la sortie et chacune des variables explicatives (santé et éducation) prises une à une. Nous obtenons pour chaque modèle, des p-valeurs associées inférieures au seuil de 1%. Nous pouvons donc en déduire que ces variables sont conjointement significatives. Analyser l'interaction entre la distance à la sortie et les variables éducation ou santé a du sens et nous permettra de confirmer ou d'infirmer nos hypothèses de départ. Les résultats des tests joints sont présentés aux Annexes 8 et 9.

Dans un premier temps, nous créons 3 nouvelles variables « Distance à la sortie * état de santé » (Logit 5) afin de mesurer l'effet de la distance à la sortie selon les différents niveaux de santé. Dans un second temps, nous ajoutons 4 variables « Distance à la sortie * éducation » dans notre modèle Logit 6 afin de mesurer l'effet de la distance à la sortie différencié selon les niveaux d'éducation.

Nous trouvons que la variable état de santé renforce l'effet de la distance à la sortie. Par exemple, l'effet marginal de la variable distance à la sortie pour un individu en mauvaise santé (0,40 point de pourcentage) est augmenté de 0,06 point de pourcentage lorsque l'individu est en très bonne santé. Par ailleurs, lorsque l'individu est simplement en bonne santé, l'effet marginal de la distance à la sortie est augmenté de 0,16 point de pourcentage.

L'effet de la distance à la sortie différencié selon le niveau d'éducation semble plus difficile à interpréter. Par exemple, l'effet marginal de la variable distance à la sortie sur la probabilité d'occuper un emploi, pour un individu sans éducation (0,48 point de pourcentage) est diminué de 0,07 point de pourcentage lorsque cet individu possède un niveau secondaire. Par ailleurs, lorsque l'individu possède un niveau d'éducation post secondaire non supérieur, l'effet marginal de la distance à la sortie est augmenté de 0,18 point de pourcentage.

Cependant, les variables d'interaction ne sont pas statistiquement significatives au seuil fixé de 10%. Nous ne pouvons pas confirmer nos hypothèses de départ et conclure quant à l'existence d'un effet d'interaction.

Les résultats des modèles Logit 5 et 6 peuvent se trouver à l'Annexes 10.

6. Robustesse

Afin d'évaluer la fiabilité des résultats, nous réalisons une régression logistique de type Probit et comparons les résultats obtenus avec ceux du modèle Logit.

La plus part du temps, les deux modèles offrent des résultats similaires. La différence réside toutefois dans l'hypothèse émise sur le terme d'erreur. Dans le modèle Logit, le terme d'erreur est distribué selon une loi logistique. Tandis que dans le modèle Probit, le terme d'erreur est distribué selon une loi normale.

Dans le modèle Probit, l'effet marginal de la variable distance à la sortie est de 0,56 point de pourcentage (contre 0,48 point de pourcentage dans le modèle Logit soit une différence de 0,08 point de pourcentage). Le degré de significativité des variables explicatives ne diffère pas selon la méthode utilisée, excepté pour la variable région qui devient significative au seuil de 1%. En outre, le signe des coefficients estimés reste identique pour les deux modèles. Ceci montre la fiabilité des résultats et conforte nos conclusions.

Le tableau complet des résultats du modèle Probit est présenté à l'Annexe 11.

Tableau 6: Comparaison des indicateurs de qualité des modèles Logit et Probit

	Logit	Probit
R ² McFadden	0,12	0,12
Nombre de cas correctement prédis	90,40%	90,40%
Test du ratio de vraisemblance (p-valeur)	[0,0000]	[0,0000]

7. Recommandations politiques

Dans l'optique d'améliorer le taux d'emploi des seniors, diverses actions ont été mises en œuvre en Belgique. Le gouvernement a entre autres, décidé d'agir sur le report de l'âge légal de la pension. Actuellement de 65 ans, il sera porté à 66 ans à partir de 2025 et à 67 ans à partir de 2030 (CGSLB, 2019). Des mesures restrictives ont également été mises en place pour réduire le nombre d'inactifs âgés. Les conditions d'accès à la pré-retraite ont été renforcées.

Suite à cette réforme, le taux d'emploi des seniors a fortement augmenté. En Belgique, il était de 50,3% en 2018. Depuis 2005, il a progressé d'environ 58% mais il reste malgré tout en dessous de la moyenne européenne (58,7%).

En outre, si le report de l'âge de la pension a été fortement décrié par les travailleurs, ceux-ci travaillent de plus en plus longtemps. En effet, l'âge effectif moyen de la retraite en Belgique était de 61,7 ans en 2017, contre 58,5 ans en 2000 pour les hommes (OCDE). Il reste cependant toujours inférieur à l'âge légal de la pension.

Bien que des mesures similaires à celles de la Belgique aient été prises dans tous les pays européens, certaines se sont révélées être plus efficaces que d'autres. En effet, des écarts importants existent. Les pays scandinaves comme le Danemark, la Suède ou la Finlande possèdent les taux d'emploi les plus hauts d'Europe et ce y compris pour les seniors.

Tableau 7: Taux d'emploi des 55-64 ans en %

	2005	2010	2018
UE (28 pays)	42,1	46,2	58,7
Suède	69,5	70,4	77,9
Danemark	59,5	58,4	70,7
Finlande	52,7	56,2	65,4
Belgique	31,8	37,3	50,3

Source: Eurostat

Ces pays ont mis en œuvre des politiques dites « actives » afin de favoriser l'embauche des travailleurs plus âgés et inciter ces derniers à allonger la durée de leur carrière (Cornilleau, Sterdyniak, Allègre, Creel, Guillou, Levasseur, Mathieu, Reynès, Stancanelli et Touzé, 2008).

Ainsi, ils ont largement investi dans le bien-être au travail et la formation continue, même en fin de carrière.

D'abord, un partenariat entre tous les acteurs sociaux (syndicats, Etat, entreprises) a permis la mise en œuvre de plans nationaux concernant l'emploi des seniors (Guillemard, 2004; Redor, 2003). De nombreuses campagnes de sensibilisation ont été diffusées afin que tous les acteurs prennent conscience de l'importance de l'enjeu du vieillissement démographique.

Ensuite, les entreprises ont été fortement encouragées à engager des travailleurs âgés et à les maintenir en activité. Si bien que des « labels » ont été attribués à celles faisant preuve d'un réel engagement. Elles ont aussi été aidées à mettre en place un processus de gestion des âges plus favorable aux seniors (Redor, 2003; Guillemard, 2004; Cornilleau, Sterdyniak, Allègre, Creel, Guillou, Levasseur, Mathieu, Reynès, Stancanelli et Touzé, 2008; Piekkola, 2006). A titre d'illustration, au Danemark, les entreprises bénéficient de conseils d'experts pour adapter les conditions de travail et reçoivent des subventions de l'Etat. De nombreux dispositifs permettent également de financer la formation. En Suède par exemple, les travailleurs qui le souhaitent, cotisent auprès d'un fond d'épargne formation. Ces cotisations sont déductibles fiscalement et l'employeur y contribue en partie. En Norvège, le centre pour la politique des seniors a pour mission de valoriser les compétences professionnelles de ces derniers à travers des campagnes et des actions diverses (Redor, 2003; Piekkola, 2006).

Enfin, les travailleurs âgés bénéficient également de certains avantages financiers. Au Danemark, les personnes qui acceptent de prolonger leur carrière au-delà de l'âge de la retraite ont droit à des déductions fiscales. En Finlande, les chômeurs âgés de plus de 55 ans qui acceptent un emploi temporaire ou partiel reçoivent une prime à l'emploi (Redor, 2003).

L'objectif stratégique poursuivi pour les responsables politiques de ces pays est de rendre la fin de vie active plus attractive, plus dynamique et plus motivante (Guillemard, 2004). Les seniors ont cru pendant des années pouvoir prendre leur retraite dès l'âge de 60 ans. D'après Brillet et Gavaille (2015), si l'on souhaite dorénavant qu'ils travaillent plus longtemps, il est nécessaire de prendre en compte leurs besoins.

En effet, des recherches antérieures ont montré qu'au-delà d'un certain seuil, l'âge avait un impact négatif et significatif sur l'état de santé des individus (Attias-Donfut et Tessier, 2005). Préserver la santé de travailleurs en créant de meilleures conditions de travail pourrait favoriser

le maintien des seniors sur le marché du travail et de ce fait contribuer à l'allongement de la vie active (Blanchet et Debrand, 2007; Brillet et Gavaille, 2006; Debrand et Lengagne, 2007). Par ailleurs, proposer des horaires plus flexibles pourrait rendre les seniors plus efficaces au travail (Arrowsmith et McGoldrick, 1997).⁸

En outre, les personnes plus âgées éprouvent parfois un sentiment d'obsolescence ou de dévalorisation ainsi qu'un besoin plus important d'autonomie et de richesse au niveau du contenu de leur travail (Marbot et Peretti, 2004). La possibilité de suivre des formations pour continuer à évoluer, même en fin de carrière, permettrait de diversifier les parcours professionnels et motiver les travailleurs âgés à poursuivre voir prolonger leur carrière professionnelle (Brillet et Gavaille, 2006; Guillemard, 2004).

Les résultats de cette étude renforcent les idées avancées précédemment en ce sens que les variables « distance à la sortie », « état de santé » et « éducation » se sont révélées toutes trois importantes pour expliquer le taux d'emploi des seniors. Sur base de l'expérience des pays scandinaves et de ce travail de recherche, il ne semble pas déraisonnable d'affirmer que pour être plus efficace, la réforme des retraites devrait s'accompagner d'investissements en formation et bien-être au travail (santé) à destination de tous les travailleurs, y compris les plus âgés. Des actions en direction des entreprises devraient aussi être menées afin de les conscientiser à la nécessité d'adopter un nouveau style de management des âges (Gautié, 2003). Cela pourrait rendre le report de l'âge de la pension plus facile à accepter pour tous les acteurs du marché.

⁸ Des actions se mettent progressivement en place en Belgique afin de rendre les horaires de travail des seniors plus flexibles. Par exemple, la pension à mi-temps est prévue pour janvier 2020. Ainsi, à partir de 60 ans, les seniors qui remplissent les conditions pour accéder à la pension anticipée, auront la possibilité de continuer à travailler à mi-temps. Ils percevront la moitié de leur pension et la moitié de leur salaire. Cette mesure permettra aux travailleurs âgés de bénéficier d'un temps de travail aménagé tout en continuant de cotiser pour la pension (Journal de la RTBF, 2018).

8. Conclusion

Notre question de départ était de savoir si le report de l'âge de la pension était un instrument efficace pour stimuler le taux d'emploi des seniors. Afin d'y répondre, nous avons estimé un modèle Logit et analysé le lien entre la probabilité d'occuper un emploi et une variable nommée distance à la sortie. Nous avons également introduit des variables de contrôle telles que: l'âge, l'âge en interaction avec l'appartenance au groupe des plus de 60 ans, le niveau d'éducation, l'état de santé physique et mentale, la nationalité, la région, le statut conjugal, le genre, le nombre d'enfants, la taille du ménage et deux indicateurs relatifs aux capacités cognitives des individus.

L'analyse économétrique a permis d'identifier les déterminants de l'emploi des seniors. Tout d'abord, il apparaît que la distance à la sortie a un impact positif et statistiquement significatif sur la probabilité d'occuper un emploi. Lorsque la distance à la sortie augmente d'une unité, la probabilité d'occuper un emploi augmente de 0,48 point de pourcentage. Ce résultat est conforme à la littérature antérieure (Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006). Le faible taux d'emploi des seniors pourrait s'expliquer par la proximité de la pension. Lorsque la fin de la vie active est proche, cela provoque une modification des comportements sur le marché du travail (effet horizon). Les chômeurs âgés réduisent les efforts consentis dans la recherche d'emploi et les employeurs ne voient pas de réel intérêt à engager et former un travailleur dont ils se sépareront très vite.

Cependant, nous n'avons pas calculé la variable distance à la sortie en fonction de l'âge de la pension propre à chaque individu, mais en fonction de l'âge effectif moyen de la retraite, dans chaque pays. Cette méthode impose certaines limites.

Premièrement, la distance à la sortie s'obtient en soustrayant l'âge de l'âge effectif moyen de la retraite, qui est le même pour tous les individus d'un même genre et d'un même pays. Cette technique aurait apporté de la multicollinéarité parfaite entre les deux variables, si nous nous étions limitées à l'analyse d'un seul pays.

Deuxièmement, cela signifie également que l'horizon de fin de vie active est mesuré comme la distance jusqu'à une norme sociale. Reporter l'âge de la pension n'aura donc d'effets sur

l'emploi, qu'au moment où cette norme aura évolué au sein de la société, ce qui peut prendre du temps.

En outre, nous trouvons qu'au plus le niveau d'éducation d'un individu est important, au plus il a de chances d'occuper un emploi. De même, une bonne santé physique et mentale favorise l'obtention d'un emploi. Les autochtones, les individus mariés, les femmes actives, les personnes vivant dans une région rurale ont également plus de chances d'être employés. L'âge exerce lui aussi un effet positif sur la probabilité d'occuper mais jusqu'à un certain seuil où il devient défavorable. Ces résultats sont cohérents avec les conclusions d'études antérieures (Barnay et Debrand, 2006; Barnay, 2008; Benallah, Duc et Legendre, 2008; Currie et Madrian, 1999; Debrand et Sirven, 2010; Dwyer et Mitchell, 1999; Hairault, Langot, Sopraseuth et Blanchet, 2006; Khadkhoussi et langot, 2008; Laurent, 2001; Saliba, Paraponaris et Ventelou, 2007).

Il est néanmoins assez surprenant de constater que les variables contextuelles, « nombre d'enfants » et « taille » du ménage », n'apparaissent pas statistiquement significatives.

Par ailleurs, l'introduction de variables d'interaction dans notre modèle a permis de tester les hypothèses selon lesquelles l'effet de la distance à la sortie sur la probabilité d'occuper un emploi, est plus fort pour les individus les moins éduqués ou en moins bonne santé. Celles-ci n'ont pu être validées en raison de la non significativité des variables d'interaction.

Enfin, l'analyse de la réussite des pays scandinaves concernant l'emploi des travailleurs âgés, nous a permis d'émettre quelques recommandations politiques. Selon nous, des investissements massifs dans le bien-être au travail et la formation à tout âge, pourrait constituer des leviers potentiels pour améliorer l'emploi des seniors. De telles actions pourraient également rendre la réforme des pensions plus efficace et plus acceptable aux yeux des travailleurs. Ces recommandations sont cohérentes avec nos résultats en ce sens que les variables distances à la sortie, éducation et état de santé se sont toutes trois révélées statistiquement significatives et de ce fait importantes pour expliquer la probabilité d'occuper un emploi.

En conclusion, ces résultats nous laissent penser que le report de l'âge de la pension pourrait être un instrument efficace mais pas suffisant à lui seul pour stimuler l'emploi des seniors. De

nombreux facteurs interviennent et il convient de tenir compte de l'impact de tous ses déterminants dans son ensemble.

Il serait intéressant dans des recherches futures d'analyser la probabilité d'occuper un emploi en tenant compte de l'influence simultanée des facteurs d'offre et de demande de travail. Cela permettrait d'expliquer le faible taux d'emploi des seniors en distinguant les effets dus au comportement des travailleurs et des entreprises. Des travaux ultérieurs pourraient également distinguer les individus selon leur historique professionnel. En effet, il ne semble pas déraisonnable d'affirmer que la probabilité d'occuper un emploi pour un individu au chômage depuis peu, est probablement plus importante que celle pour un chômeur de longue durée. De même, un travailleur engagé depuis longtemps a certainement plus de chances de conserver son emploi qu'une personne employée récemment. Une telle approche permettrait d'analyser le marché de l'emploi de manière encore plus fine.

Annexes

ANNEXE 1– origine des variables

- **L'âge** : il s'agit de l'âge du répondant au moment de l'enquête.
- **Le genre** : cette variable est égale à 1 si l'individu est de sexe masculin, à 0 s'il est de sexe féminin.
- **La nationalité** : cette variable est égale à 1 si l'individu n'est pas né dans le pays de l'interview, 0 sinon.
- **La région** : il s'agit de la région où l'interview a lieu. Cette variable se décline en 5 catégories. Il peut s'agir d'une grande ville (city), d'une banlieue, d'une ville dite « moyenne » (large town), d'une petite ville ou d'une région rurale.
- **Le niveau d'éducation** : les différents niveaux de formation sont classés selon la norme internationale type de l'éducation de 1997 (International Standard Classification of Education – ISCED). Sont distingués :
 - Le niveau ISCED 0 correspond à l'enseignement pré-primaire
 - Le niveau ISCED 1 correspond à l'enseignement primaire
 - Le niveau ISCED 2 correspond à l'enseignement secondaire de type inférieur
 - Le niveau ISCED 3 correspond à l'enseignement secondaire de type supérieur
 - Le niveau ISCED 4 correspond à l'enseignement post secondaire non supérieur
 - Le niveau ISCED 5 correspond au premier cycle de l'enseignement supérieur
 - Le niveau ISCED 6 correspond au deuxième cycle de l'enseignement supérieur
- **Le statut conjugal** : les données sont classées selon 6 catégories.
 - Marié et vivant avec son conjoint
 - Marié et séparé de son conjoint
 - Jamais marié
 - Veuf/veuve
 - Cohabitant
 - Divorcé
- **Le nombre d'enfants** : il s'agit d'une variable continue qui indique le nombre d'enfants encore en vie du répondant, y compris les enfants adoptés et les beaux-enfants.

- **La taille du ménage** : cette variable indique le nombre de personnes vivant sous le même toit que le répondant. Il s'agit d'une variable continue.
- **L'état de santé** : l'indicateur de santé perçu représente la perception qu'a le répondant de son état de santé. L'échelle de notation varie de 1 à 5. La santé peut être excellente, très bonne, bonne, mauvaise ou très mauvaise.
- **Le nombre de maladies chroniques** : il s'agit du nombre de maladies chroniques dont est victime le répondant (diabète, maladie de parkinson, hypertension artérielle, ...).
- **La qualité de vie** : l'échelle « CASP 12 » mesure la qualité de vie. La qualité de vie intègre plusieurs concepts qui sont : le bien-être, l'autonomie, le degré de satisfaction de la vie et la réalisation de soi. L'échelle de notation varie de 12 à 48.
- **Test d'orientation** : cette variable indique le score obtenu au test d'orientation. Ce score varie de mauvais (0) à bon (4). Il est demandé au répondant d'identifier l'année, le mois, le jour et la semaine durant laquelle l'interview se déroule.
- **Test numérique** : ce test fournit des informations sur les compétences en mathématiques du répondant. Plus précisément, il s'agit des compétences relatives aux soustractions. Le score varie de mauvais (0) à bon (5).

ANNEXE 2 – Statistiques descriptives

Tableau 8 : Statistiques descriptives utilisant les observations 1-13567					
Variables	Moyenne	Médiane	Minimum	Maximum	Ecart type
Situation sur le marché du travail	0,9029	1	0	1	0,2961
Distance à la sortie	5,8048	5,6	-1,2	22,7	3,6148
Age	56,465	57	45	65	3,7891
Genre (masculin)	0,4545	0	0	1	0,4979
Nationalité (étrangère)	0,1044	0	0	1	0,3059
Statut conjugal	0,7335	1	0	1	0,4422
Région (rurale)	0,5903	1	0	1	0,4918
Niveau d'éducation ISCED 0 et 1	0,0846	0	0	1	0,2783
Niveau d'éducation ISCED 2	0,1356	0	0	1	0,3424
Niveau d'éducation ISCED 3	0,401	0	0	1	0,4901
Niveau d'éducation ISCED 4	0,0593	0	0	1	0,2363
Niveau d'éducation ISCED 5 et 6	0,3195	0	0	1	0,4663
Nombre d'enfants	2,0527	2	0	7	1,2012
Taille du ménage	2,5393	2	1	10	1,0972
Etat de santé excellent	0,1269	0	0	1	0,3329
Etat de santé très bon	0,2797	0	0	1	0,4488
Etat de santé bon	0,382	0	0	1	0,4859
Etat de santé moyen et mauvais	0,2114	0	0	1	0,4083
Nombre de maladies chroniques	0,6242	0	0	7	0,8792
Qualité de vie	38,752	39	12	48	5,5963
Test d'orientation	3,9374	4	1	4	0,2615
Test numérique	4,4692	5	0	5	1,0753
Variables	CV	Pourc. 5%	Pourc. 95%	Intervalle IQ	Obs. manquantes
Situation sur le marché du travail	0,3279	0	1	0	0
Distance à la sortie	0,6227	0,6	11,8	5,7	0
Age	0,0671	51	62	5	0
Genre (masculin)	1,0956	0	1	1	0
Nationalité (étrangère)	2,9283	0	1	0	0
Statut conjugal	0,6028	0	1	1	0
Région (rurale)	0,8331	0	1	1	0
Niveau d'éducation ISCED 0 et 1	3,2892	0	1	0	0
Niveau d'éducation ISCED 2	2,5246	0	1	0	0
Niveau d'éducation ISCED 3	1,2223	0	1	1	0
Niveau d'éducation ISCED 4	3,9818	0	1	0	0
Niveau d'éducation ISCED 5 et 6	1,4596	0	1	1	0
Nombre d'enfants	0,5852	0	4	2	0
Taille du ménage	0,4321	1	5	1	0
Etat de santé excellent	2,6228	0	1	0	0
Etat de santé très bon	1,605	0	1	1	0
Etat de santé bon	1,2719	0	1	1	0
Etat de santé moyen et mauvais	1,9315	0	1	0	0
Nombre de maladies chroniques	1,4086	0	2	1	0
Qualité de vie	0,1444	29	47	8	0
Test d'orientation	0,0664	3	4	0	0
Test numérique	0,2406	2	5	1	0

Notes : ce tableau regroupe l'ensemble des statistiques descriptives utilisées lors du traitement de la base de données.
Sources : SHARES, vague 6 et OCDE

ANNEXE 3 –Tableau de contingence

Tableau 9 : Analyse des fréquences de la série de données					
Distance à la sortie	Nombre	Fréquence	Genre	Nombre	Fréquence
[0 ;5]	6119	45,10%	Femmes	7401	54,55%
]5 ;10]	5784	42,63%	Hommes	6166	45,45%
]10 ;15]	1516	11,17%	Total général	13567	100,00%
]15 ;20]	145	1,07%	Nationalité	Nombre	Fréquence
]20 ; + infini]	3	0,02%	Autochtones	12150	89,56%
Total général	13567	100,00%	Etrangers	1417	10,44%
Situation sur le marché du travail	Nombre	Fréquence	Total général	13567	100,00%
Chômage	1317	9,71%	Statut conjugal	Nombre	Fréquence
Emploi	12250	90,29%	Autres	3616	26,65%
Total général	13567	100,00%	Marié	9951	73,35%
Statut sur le marché du travail	Nombre	Fréquence	Total général	13567	100,00%
Employés	6658	54,35%	Région	Nombre	Fréquence
Fonctionnaires	3885	31,71%	Autres	5558	40,97%
Indépendants	1707	13,93%	Rurale	8009	59,03%
Total général	12250	100,00%	Total général	13567	100,00%
Age	Nombre	Fréquence	Education	Nombre	Fréquence
45	44	0,32%	ISCED 0	254	1,87%
46	62	0,46%	ISCED 1	894	6,59%
47	82	0,60%	ISCED 2	1840	13,56%
48	103	0,76%	ISCED 3	5440	40,10%
49	140	1,03%	ISCED 4	805	5,93%
50	206	1,52%	ISCED 5	4194	30,91%
51	687	5,06%	ISCED 6	140	1,03%
52	754	5,56%	Total général	13567	100,00%
53	1026	7,56%	Nombre d'enfants	Nombre	Fréquence
54	1121	8,26%	0	1332	9,82%
55	1274	9,39%	1	2478	18,26%
56	1277	9,41%	2	5917	43,61%
57	1211	8,93%	3	2512	18,52%
58	1267	9,34%	4	854	6,29%
59	1186	8,74%	5	313	2,31%
60	1018	7,50%	6	107	0,79%
61	822	6,06%	7	54	0,40%
62	646	4,76%	Total général	13567	100,00%
63	343	2,53%			
64	209	1,54%			
65	89	0,66%			
Total général	13567	100,00%			

Note : tableau reprenant les fréquences de la série de données
 Source : « calculs des auteurs »

Tableau 9 : Analyse des fréquences de la série de données (suite)

Etat de santé	Nombre	Fréquence	Test d'orientation	Nombre	Fréquence
Excellent	1722	12,69%	1	9	0,07%
Très bon	3794	27,96%	2	39	0,29%
Bon	5183	38,20%	3	744	5,48%
Moyen	2478	18,26%	4	12775	94,16%
Mauvais	390	2,87%	Total général	13567	100,00%
Total général	13567	100,00%	Test numérique	Nombre	Fréquence
Taille du ménage	Nombre	Fréquence	0	232	1,71%
1	1647	12,14%	1	315	2,32%
2	6421	47,33%	2	319	2,35%
3	3010	22,19%	3	986	7,27%
4	1789	13,19%	4	1852	13,65%
5	506	3,73%	5	9863	72,70%
6	136	1,00%	Total général	13567	100,00%
7	42	0,31%	Pays	Nombre	Fréquence
8	11	0,08%	Autriche	423	3,12%
9	2	0,01%	Belgique	1352	9,97%
10	3	0,02%	Pologne	344	2,54%
Total général	13567	100,00%	Danemark	1424	10,50%
Nombre de maladies chroniques	Nombre	Fréquence	Israël	278	2,05%
0	7807	57,54%	Italie	1068	7,87%
1	3799	28,00%	Espagne	879	6,48%
2	1382	10,19%	Suède	784	5,78%
3	436	3,21%	République tchèque	700	5,16%
4	121	0,89%	Allemagne	1348	9,94%
5	20	0,15%	France	766	5,65%
6	1	0,01%	Luxembourg	336	2,48%
7	1	0,01%	Portugal	290	2,14%
Total général	13567	100,00%	Slovénie	691	5,09%
Qualité de vie	Nombre	Fréquence	Suisse	756	5,57%
[12;16]	10	0,07%	Grèce	859	6,33%
]16;21]	58	0,43%	Estonie	1269	9,35%
]21;26]	289	2,13%	Total général	13567	100,00%
]26;31]	1178	8,68%			
]31;36]	2725	20,09%			
]36;41]	4426	32,62%			
]41;48]	4881	35,98%			
Total général	13567	100,00%			

Note : tableau reprenant les fréquences de la série de données

Source : « calculs des auteurs »

ANNEXE 4 - Matrice de corrélation

Tableau 10: Matrice de corrélation																
Situation sur le marché du travail	Distance à la sortie	Age	Age2	Plus de 60 ans	Interaction entre l'âge et les plus de 60 ans	Genre	Nationalité	Statut conjugal	Région	Educ. 2	Educ. 3	Edu. 4	Educ. 5 et 6			
1	0,042	-0,0211	-0,0202	0,0029	-0,0022	-0,0142	-0,0329	0,0535	0,0261	-0,0846	0,0199	0,0381	0,1221	Situation sur le marché de l'emploi		
	1	-0,8534	-0,8486	-0,4772	-0,4781	-0,0253	0,0205	0,0284	0,0106	-0,0338	0,0279	0,0422	-0,011	Distance à la sortie		
		1	0,999	0,6378	0,6401	0,1403	0,0058	-0,0158	-0,0261	0,0011	-0,0348	0,0349	0,0048	Age		
			1		0,6624	0,1383	0,0068	-0,0147	-0,0261	0,0004	-0,0350	0,0359	0,0055	Age2		
				1	0,9998	0,0844	0,0025	-0,0004	-0,0087	-0,0119	-0,0173	0,03	0,0198	Plus de 60 ans		
						1	0,0842	0,0032	-0,0008	-0,009	-0,0123	-0,0172	0,0303	0,0198	Interaction entre l'âge et les plus de 60 ans	
							1	-0,0058	0,048	0,0069	0,0206	0,0183	-0,0162	-0,037	Genre	
									1	0,0222	-0,1036	-0,0149	-0,0483	0,0295	0,0281	Nationalité
										1	0,0517	-0,0066	-0,0034	-0,0123	-0,003	Statut conjugal
											1	0,0599	0,0748	0,0068	-0,117	Région rurale
												1	-0,3241	-0,0995	-0,271	Educ. 2
													1	-0,2055	-0,561	Educ. 3
														1	-0,172	Educ. 4
															1	Educ. 5 et 6

Nb. Enfants	Taille du ménage	État de santé excellent	État de santé très bon	État de santé bon	Nb. Maladies chroniques	Qualité de vie	Test d'orientation	Test numérique	Interact. Distance et éduc. 2	Interact. Distance et éduc. 3	
0,0214	0,0164	0,0547	0,064	0,0098	-0,0799	0,2111	0,0634	0,1405	-0,0633	0,0309	Situation sur le marché du travail
0,0143	0,1927	0,0631	0,0225	-0,0492	-0,1172	-0,006	-0,0093	-0,0148	0,1668	0,4107	Distance à la sortie
0,0354	-0,2363	-0,045	-0,0439	0,0194	0,1387	0,0369	0,0142	0,0102	-0,1729	-0,3662	Age
0,0374	-0,2349	-0,0429	-0,0437	0,0183	0,1383	0,0382	0,0144	0,0100	-0,172	-0,3642	Age2
0,0421	-0,1434	0,0008	-0,0203	-0,0087	0,0788	0,0451	0,0085	-0,0001	-0,101	-0,2004	Plus de 60 ans
0,0427	-0,1438	0,0009	-0,0201	-0,0088	0,079	0,0454	0,0084	0,0005	-0,1013	-0,2008	Interaction entre l'âge et les plus de 60 ans
-0,0103	0,0635	-0,0029	0,0025	0,0102	0,0706	0,0111	-0,0437	0,0428	0,0124	0,0133	Genre
0,0225	0,0204	-0,0223	-0,0485	0,0112	0,0405	-0,0404	-0,0021	-0,0627	-0,0057	-0,0318	Nationalité
0,1611	0,3873	0,0215	0,0268	0,0029	-0,0006	0,0728	0,0164	0,0045	-0,0046	0,0052	Statut conjugal
0,0659	0,0374	-0,0354	-0,0276	0,0365	-0,0119	0,08	-0,0068	0,004	0,0462	0,0727	Région rurale
-0,0228	0,0086	-0,0489	-0,0439	0,0235	0,041	-0,0798	-0,0353	-0,088	0,8303	-0,255	Educ. 2
-0,0045	-0,0404	-0,0305	-0,0373	0,0309	0,0049	-0,0044	0,0037	0,0331	-0,2691	0,787	Educ. 3
-0,0069	-0,0353	-0,0283	-0,0133	0,0131	-0,0065	0,0193	0,0267	0,0361	-0,0826	-0,1617	Educ. 4
0,0186	0,0109	0,103	0,1078	-0,0549	-0,0721	0,151	0,0388	0,1381	-0,2253	-0,4411	Educ. 5 et 6
1	0,3193	0,0402	0,0007	-0,0292	0,005	0,028	-0,0153	-0,0164	-0,0126	-0,0024	Nb. enfants
	1	0,0212	0,017	0,0047	-0,0339	-0,0325	-0,0031	-0,0472	0,0419	0,0382	Taille du ménage
		1	-0,2376	-0,2998	-0,1669	0,1968	0,0091	0,035	-0,0326	0,0037	Etat de santé excellent
			1	-0,4899	-0,1635	0,1502	0,0379	0,0835	-0,0344	-0,0171	Etat de santé très bon
				1	0,0116	-0,0218	0,0077	0,0047	0,012	0,0069	Etat de santé bon
					1	-0,1468	-0,0286	-0,0609	0,0077	-0,0433	Nb. Maladies chroniques
						1	0,0564	0,1317	-0,0739	-0,0069	Qualité de vie
							1	0,1249	-0,0341	-0,0043	Test d'orientation
								1	-0,0784	0,0203	Test numérique
									1	-0,2118	Interact. Distance et éduc. 2
										1	Interact. Distance et éduc. 3

Interact. Distance et éduc. 4	Interact. Distance et éduc. 5 et 6	Interact. Distance et excl. santé	Interact. Distance et très bonne santé	Interact. Distance et bonne santé	
0,0378	0,1039	0,0517	0,0598	0,0261	Situation sur le marché du travail
0,167	0,3424	0,2564	0,322	0,3455	Distance à la sortie
-0,0881	-0,2951	-0,2188	-0,2983	-0,3093	Age
-0,0878	-0,2929	-0,215	-0,296	-0,3084	Age2
-0,0548	-0,1561	-0,0975	-0,1538	-0,184	Plus de 60 ans
-0,0548	-0,1565	-0,0976	-0,1540	-0,1843	Interaction entre l'âge et les plus de 60 ans
-0,0203	-0,0428	-0,0042	-0,0014	-0,0073	Genre
0,0303	0,0249	-0,0086	-0,0277	0,0128	Nationalité
-0,0058	0,0139	0,0273	0,0427	0,0042	Statut conjugal
0,0119	-0,0899	-0,0368	-0,0184	0,042	Région rurale
-0,0852	-0,2147	-0,0464	-0,0461	0,0075	Educ. 2
-0,1759	-0,4434	-0,0158	-0,0182	0,0385	Educ. 3
0,8559	-0,1361	-0,0233	-0,008	0,0405	Educ. 4
-0,1473	0,791	0,0818	0,0864	-0,0557	Educ. 5 et 6
-0,0038	0,0284	0,0347	0,017	-0,0269	Nb. enfants
-0,009	0,0911	0,0717	0,0843	0,0687	Taille du ménage
-0,0238	0,1091	0,8424	-0,1936	-0,2327	Etat de santé excellent
-0,0177	0,0976	-0,2001	0,815	-0,3803	Etat de santé très bon
0,0169	-0,0676	-0,2525	-0,3993	0,7764	Etat de santé bon
-0,0208	-0,0993	-0,1551	-0,164	-0,0288	Nb. Maladies chroniques
0,0204	0,119	0,1596	0,1097	-0,0267	Qualité de vie
0,0218	0,0333	0,0048	0,0345	0,0007	Test d'orientation
0,0344	0,1059	0,0288	0,0626	-0,0035	Test numérique
-0,0707	-0,1782	-0,0019	0,0124	0,0836	Interact. Distance et éduc. 2
-0,1384	-0,3489	0,0816	0,1047	0,1738	Interact. Distance et éduc. 3
1	-0,1165	0,0004	0,0207	0,0928	Interact. Distance et éduc. 4
	1	0,1821	0,2153	0,0565	Interact. Distance et éduc. 5 et 6
		1	-0,1631	-0,1961	Interact. Distance et excl. santé
			1	-0,31	Interact. Distance et très bonne santé
				1	Interact. Distance et bonne santé

Notes : Matrice de corrélation réalisée sur base du coefficient de corrélation linéaire.
Sources : calculs des auteurs effectués avec le logiciel Gretl

ANNEXE 5 – Résultats de la régression modèle Logit (1)

Tableau 11: Résultats de la régression modèle Logit (1)					
	Coefficient	Écart type	Effet marginal	P-Valeur	Significativité
Constante	-6,6228	1,2190		<0,0001	***
Distance à la sortie	0,0725	0,0171	0,0048	<0,0001	***
Age	0,0402	0,0192	0,0027	0,0368	**
Plus de 60 ans	-16,5757	4,895	-0,9942	0,0007	***
Interaction entre l'âge et le groupe plus de 60 ans	0,2672	0,0794	0,0177	0,0008	***
Genre (masculin)	-0,1438	0,064	-0,0096	0,0248	**
Nationalité (étrangère)	-0,2365	0,0931	-0,017	0,0111	**
Statut conjugal	0,2874	0,0725	0,0202	<0,0001	***
Région (rurale)	0,1399	0,0632	0,0094	0,0268	**
Niveau d'éducation ISCED 2	0,4133	0,0984	0,0241	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 3	0,8979	0,0893	0,0562	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 4	1,4029	0,1794	0,0569	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 5 et 6	1,4935	0,1079	0,0830	<0,0001	***
Nombre d'enfants	0,0222	0,0265	0,0015	0,4026	
Taille du ménage	0,0434	0,0326	0,0029	0,1830	
Etat de santé excellent	0,3813	0,13	0,0224	0,0033	***
Etat de santé très bon	0,3531	0,0938	0,0219	0,0002	***
Etat de santé bon	0,2657	0,0771	0,0172	0,0006	***
Nombre de maladies chroniques	-0,0612	0,0333	-0,0040	0,0663	*
Qualité de vie	0,0816	0,0055	0,0054	<0,0001	***
Test d'orientation	0,2832	0,0941	0,0187	0,0026	***
Test numérique	0,1508	0,0237	0,0100	<0,0001	***
Moy. var. dép	0,9029		Ec. type var. dép		0,2961
R2 de McFadden	0,1234		R2 ajusté		0,1183
Log de vraisemblance	-3789,121		Critère d'Akaike		7622,242

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression Logit.
Variable dépendante : situation sur le marché du travail. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
Nombre de cas « correctement prédits » = 12262 (90,4%)
f(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (21) = 1066,8 [0,0000]
***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10%, les variables sont statistiquement significatives.
Sources : calculs des auteurs effectués avec le logiciel Gretl.

ANNEXE 6 – Résultats de la régression modèle Logit (2) contraint

Tableau 12: Résultats de la régression modèle Logit (2) contraint					
	Coefficient	Écart type	Effet marginal	P-Valeur	Significativité
Constante	2,2302	0,0290		<0,0001	***
Moy. var. dép.	0,9029		Ec. type var. dép		0,2961
R2 de McFadden	0,0000		R2 ajusté		NA
Log de vraisemblance	-4322,5200		Critère d'Akaike		8647,0400

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression du modèle contraint.
Variable dépendante : situation sur le marché du travail. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%)
f(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,088
Sources : calculs des auteurs effectués avec le logiciel Gretl.

ANNEXE 7 – Tableau des hypothèses de recherche validées ou non

Tableau 13: Validation des hypothèses de recherche		
Hypothèses de recherche	Variables explicatives	Validée ou non
H ₁ : la proximité de la pension réduit la probabilité d'occuper un emploi	Distance à la sortie	✓
H ₂ : l'effet de l'âge sur l'emploi est positif et significatif jusqu'à un certain seuil où l'effet de l'âge devient négatif	Âge et l'âge multiplié par une variable dichotomique égale à 1 si l'individu à plus de 60 ans, 0 sinon	✓
H ₃ : les femmes actives ont plus de chances d'occuper un emploi que les hommes	Genre	✓
H ₄ : les individus de nationalité étrangère ont plus de difficultés pour trouver un emploi	Nationalité	✓
H ₅ : les personnes qui vivent en couple ont plus de chances d'occuper un emploi	Statut conjugal	✓
H ₆ : la probabilité d'occuper un emploi est plus forte pour les personnes qui vivent en région rurale	Région	✓
H ₇ : les individus les plus éduqués ont davantage de chances d'occuper un emploi	Niveau d'éducation	✓
H ₈ : les individus en mauvaise santé (physique et mentale) ont moins de chances d'occuper un emploi	L'état de santé perçu, le nombre de maladies chroniques et la qualité de vie	✓
H ₉ : le contexte familial influence significativement la probabilité d'occuper un emploi	Nombre d'enfants, taille du ménage	✗
H ₁₀ : les capacités cognitives diminuent avec l'âge ce qui a un impact négatif sur la probabilité d'occuper un emploi	Test numérique et test d'orientation	✓

Notes : ce tableau indique si les hypothèses de recherche sont validées ou non

ANNEXE 8 – Résultats de la régression du modèle Logit (3) non contraint

Tableau 14: Résultats de la régression modèle Logit (3) non contraint					
	Coefficient	Écart type	Effet marginal	P-Valeur	Significativité
Constante	0,8531	0,0809		<0,0001	***
Distance à la sortie	0,0353	0,0085	0,0027	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 2	0,6135	0,0926	0,0390	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 3	1,2590	0,0824	0,0897	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 4	1,8277	0,1724	0,0758	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 5 et 6	2,0228	0,0999	0,1251	<0,0001	***
Moy. var. dép	0,9029		Ec. type var. dép		0,2961
R2 de McFadden	0,0619		R2 ajusté		0,0605
Log de vraisemblance	-4055,0130		Critère d'Akaike		8122,0260

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression du modèle contraint avec comme variables la distance à la sortie et l'éducation.
Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
f(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,076
Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%)
Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (5) = 535,013 (0,0000)
***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10%, les variables sont statistiquement significatives.
Sources : calculs des auteurs effectués avec le logiciel Gretl.

ANNEXE 9 – Résultats de la régression du modèle Logit (4) non contraint

Tableau 15: Résultats de la régression modèle Logit (4) non contraint					
	Coefficient	Écart type	Effet marginal	P-Valeur	Significativité
Constante	1,3904	0,0671		<0,0001	***
Distance à la sortie	0,0360	0,0083	0,0030	<0,0001	***
Etat de santé excellent	1,2393	0,1173	0,0715	<0,0001	***
Etat de santé très bon	1,0418	0,0820	0,0724	<0,0001	***
Etat de santé bon	0,6884	0,0690	0,0534	<0,0001	***
Moy. var. dép	0,9029		Ec. type var. dép		0,2961
R2 de McFadden	0,0288		R2 ajusté		0,0277
Log de vraisemblance	-4197,9780		Critère d'Akaike		8405,9570

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression du modèle contraint avec comme variables la distance à la sortie et la santé.
Variable dépendante : situation sur le marché du travail. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
f(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,082
Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%)
Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (4) = 249,083 (0,0000)
***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10%, les variables sont statistiquement significatives.
Sources : calculs des auteurs effectués avec le logiciel Gretl.

ANNEXE 10 – Effets d'interaction

Tableau 16: Résultats de la régression modèle Logit (5)

	Coefficient	Écart type	Effet marginal	P-Valeur	Significativité
Constante	-6,6357	1,2206		<0,0001	***
Distance à la sortie	0,0599	0,0207	0,0040	0,0037	***
Age	0,0416	0,0193	0,0028	0,0313	**
Plus de 60 ans	-16,3648	4,8927	-0,9940	0,0008	***
Interaction entre l'âge et le groupe plus de 60 ans	0,2637	0,0793	0,0174	0,0009	***
Genre (masculin)	-0,1451	0,0640	-0,0097	0,0235	**
Nationalité (étrangère)	-0,2374	0,0932	-0,0170	0,0108	**
Statut conjugal	0,2875	0,0725	0,0202	<0,0001	***
Région (rurale)	0,1399	0,0632	0,0094	0,0268	**
Niveau d'éducation ISCED 2	0,4110	0,0984	0,0240	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 3	0,8949	0,0894	0,0560	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 4	1,3987	0,1795	0,057	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 5 et 6	1,4921	0,1079	0,0829	<0,0001	***
Nombre d'enfants	0,0221	0,0265	0,0015	0,4057	
Taille du ménage	0,0432	0,0326	0,0029	0,1857	
Etat de santé excellent	0,2182	0,2317	0,0135	0,3465	
Etat de santé très bon	0,2995	0,1674	0,0187	0,0736	*
Etat de santé bon	0,1384	0,1369	0,0090	0,3122	
Nombre de maladies chroniques	-0,0620	0,0332	-0,0041	0,0626	*
Qualité de vie	0,0817	0,0055	0,0054	<0,0001	***
Test d'orientation	0,2838	0,0941	0,0188	0,0026	***
Test numérique	0,1507	0,0237	0,0099	<0,0001	***
Interaction entre la distance à la sortie l'état de santé excellent	0,0285	0,0332	0,0019	0,3919	
Interaction entre la distance à la sortie l'état de santé très bon	0,0098	0,0250	0,0006	0,6950	
Interaction entre la distance à la sortie l'état de santé bon	0,0238	0,0212	0,0016	0,2609	
Moy. var. dép	0,9029		Ec. Type var. dép	0,2961	
R2 de McFadden	0,1236		R2 ajusté	0,1178	
Log de vraisemblance	-3788,338		Critère d'Akaike	7626,676	

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression Logit avec les variables d'interaction (distance à la sortie et santé).
 Variable dépendante : situation sur le marché du travail. Ecarts type basés sur la matrice hessienne.
 $f(\beta \cdot x)$ à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12262 (90,4%)
 Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (24) = 1068,36 [0,0000]
 ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10%, les variables sont statistiquement significatives.
 Source : calculs des auteurs effectués avec le logiciel Gretl.

Tableau 17: Résultats de la régression modèle Logit (6)

	Coefficient	Écart type	Effet marginal	P-Valeur	Significativité
Constante	-6,5890	1,2204		<0,0001	***
Distance à la sortie	0,0731	0,0236	0,0048	0,0020	***
Age	0,0395	0,0194	0,0026	0,0410	**
Plus de 60 ans	-16,7840	4,8982	-0,9944	0,0006	***
Interaction entre l'âge et le groupe plus de 60 ans	0,2707	0,0794	0,0179	0,0007	***
Genre (masculin)	-0,1433	0,0641	-0,0095	0,0254	**
Nationalité (étrangère)	-0,2369	0,0932	-0,0170	0,0110	**
Statut conjugal	0,2869	0,0725	0,0201	<0,0001	***
Région (rurale)	0,1391	0,0632	0,0093	0,0278	**
Niveau d'éducation ISCED 2	0,4700	0,1796	0,0270	0,0089	***
Niveau d'éducation ISCED 3	0,8872	0,1590	0,0555	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 4	1,2495	0,3327	0,0532	0,0002	***
Niveau d'éducation ISCED 5 et 6	1,5145	0,1884	0,0840	<0,0001	***
Nombre d'enfants	0,0224	0,02656	0,0015	0,4000	
Taille du ménage	0,0437	0,0326	0,0029	0,1805	
Etat de santé excellent	0,3811	0,1300	0,0224	0,0034	***
Etat de santé très bon	0,3534	0,0938	0,0219	0,0002	***
Etat de santé bon	0,2652	0,0771	0,017	0,0006	***
Nombre de maladies chroniques	-0,0614	0,0333	-0,0041	0,0653	*
Qualité de vie	0,0815	0,0055	0,0054	<0,0001	***
Test d'orientation	0,2835	0,0941	0,0188	0,0026	***
Test numérique	0,1506	0,0237	0,0100	<0,0001	***
Interaction entre la distance à la sortie et le niveau d'éducation ISCED 2	-0,0107	0,0284	-0,0007	0,7066	
Interaction entre la distance à la sortie et le niveau d'éducation ISCED 3	0,0019	0,0246	0,0001	0,9374	
Interaction entre la distance à la sortie et le niveau d'éducation ISCED 4	0,0266	0,0501	0,0018	0,5963	
Interaction entre la distance à la sortie et le niveau d'éducation ISCED 5 et 6	-0,0040	0,0293	-0,0003	0,8927	
Moy. var. dép	0,9029		Ec. Type var. dép		0,2961
R2 de McFadden	0,1235		R2 ajusté		0,1175
Log de vraisemblance	-3788,788		Critère d'Akaike		7629,577

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression Logit avec les variables d'interaction (distance à la sortie et éducation).

Variable dépendante : situation sur le marché du travail. Ecarts type basés sur la matrice hessienne.

f(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296

Nombre de cas « correctement prédits » = 12264 (90,4%)

Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (25) = 1067,46 [0,0000]

***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10%, les variables sont statistiquement significatives.

Source : calculs des auteurs effectués avec le logiciel Gretl.

ANNEXE 11- Résultats régression du modèle Probit (1)

Tableau 18: Résultats de la régression modèle Probit (1)					
	Coefficient	Écart type	Effet marginal	P-Valeur	Significativité
Constante	3,6138	0,6438		<0,0001	***
Distance à la sortie	0,0401	0,0090	0,0056	<0,0001	***
Age	0,0234	0,0101	0,0033	0,0204	**
Plus de 60 ans	8,3765	2,4711	0,9970	0,0007	***
Interaction entre l'âge et le groupe plus de 60 ans	0,1349	0,0400	0,0189	0,0008	***
Genre (masculin)	0,0691	0,0333	0,0097	0,0379	**
Nationalité (étrangère)	0,1309	0,0494	0,0197	0,0080	***
Statut conjugal	0,1452	0,0381	0,0213	0,0001	***
Région (rurale)	0,0676	0,033	0,0095	0,0399	**
Niveau d'éducation ISCED 2	0,2381	0,0558	0,0294	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 3	0,4976	0,0500	0,0655	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 4	0,7348	0,0889	0,0639	<0,0001	***
Niveau d'éducation ISCED 5 et 6	0,7814	0,0566	0,0915	<0,0001	***
Nombre d'enfants	0,0142	0,0137	0,0020	0,2987	
Taille du ménage	0,0204	0,0169	0,0029	0,2273	
Etat de santé excellent	0,1964	0,0652	0,0247	0,0026	***
Etat de santé très bon	0,1803	0,0487	0,0238	0,0002	***
Etat de santé bon	0,1420	0,0413	0,0194	0,0006	***
Nombre de maladies chroniques	0,03348	0,0179	0,0047	0,0614	*
Qualité de vie	0,0436	0,0029	0,0061	<0,0001	***
Test d'orientation	0,1580	0,0522	0,0221	0,0024	***
Test numérique	0,0853	0,0132	0,0119	<0,0001	***
Moy. var. dép	0,9029		Ec. Type var. dép		0,2961
R2 de McFadden	0,1240		R2 ajusté		0,1189
Log de vraisemblance	3786,641		Critère d'Akaike		7617,282

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression Probit.
 Variable dépendante : situation sur le marché du travail. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12263 (90,4%)
 f(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (21) = 1071,76 [0,0000]
 ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10%, les variables sont statistiquement significatives.
 Sources : calculs des auteurs effectués avec le logiciel Gretl.

Bibliographie

Articles de revues :

ANANIAN S., AUBERT P., BEHAGHEL L. (2006), « Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « Réponse ». Suivi d'un commentaire de Luc Behaghel : emploi des seniors - Des effets du changement technologique aux recommandations », *Economie et statistique*, vol. 397, n° 1, p. 21–49. DOI: 10.3406/estat.2006.7125

ANDERSON K., BURKHAUSER R. (1985), «The Retirement-Health Nexus: A New Measure of an Old Puzzle», *The Journal of Human Resources*, vol. 20, n° 3, p. 315. DOI: 10.2307/145884

ARROWSMITH J., MCGOLDRICK A.E. (1997), « A flexible future for older workers? », *Personnel Review*, vol. 26, n° 4, p. 258–273. DOI: 10.1108/00483489710172060

ATTIAS-DONFUT C., TESSIER P.(2005), « Santé et vieillissement des immigrés ». Dans : *Retraite et société*, vol. n° 46, no. 3, pp. 89-129

AUBERT P., CAROLI E., ROGER M. (2006), « Nouvelles technologies et nouvelles formes d'organisation du travail », *Revue économique*, vol. 57, n° 6, p. 1329. DOI: 10.3917/reco.576.1329

AUBERT P. (2012), « L'effet horizon»: de quoi parle-t-on? », *Revue française des affaires sociales*, n° 4, p.41-51

BALLOT G. (1992), « La théorie des contrats à paiement différé », *Travail et emploi*, no 54, p60-71

BARNAY T., DEBRAND T. (2006), « L'état de santé comme facteur de cessation d'activité en Europe », *Santé, Société et Solidarité*, vol. 5, n° 2, p. 119–131. DOI: 10.3406/oss.2006.1130

BARNAY T. (2008), « Chômage et invalidité après 50 ans: deux dispositifs alternatifs de sortie de l'emploi pour les seniors en mauvaise santé? », *Economie et statistique*, n° 411, pp.47-63

BECKER, G. (1964), « Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education »

BENALLAH S., DUC C., LEGENDRE F. (2008), « Peut-on expliquer le faible taux d'emploi des seniors en France ? », *Revue de l'OFCE*, vol. 105, n° 2, p. 19. DOI: 10.3917/reof.105.0019

BERTON F. (2007), « Les salariés de plus de 50 ans: comportement rationnel ou discriminatoire des employeurs? », *Retraite et société*, vol. 2, pp.127-146

BLANCHET D., DEBRAND T. (2007), « Souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible: santé, satisfaction au travail et facteurs monétaires », *Economie et statistique*, vol. 403, n° 1, p. 39–62. DOI: 10.3406/estat.2007.7087

BRILLET F., GAVOILLE F. (2014), « Le face à face entreprises/seniors: nouveaux enjeux et nouvelles problématiques », *Question (s) de management*, (2), 47-59

CORNILLEAU G., STERDYNIAK H., ALLEGRE G., CREEL J., GUILLOU S., LEVASSEUR S., MATHIEU C., REYNES F., STANCANELLI E., TOUZE V. (2008), « Emploi des seniors: les leçons des pays de réussite », *Sciences Po*

CREPON B., DENIAU N., PEREZ-DUARTE S. (2003), « Productivité et salaire des travailleurs âgés », *Revue française d'économie*, vol. 18, n° 1, p. 157–185. DOI: 10.3406/rfeco.2003.1482

D'AUTUME A. (2010) « Les seniors et l'emploi en France : la fin de l'ajustement par l'âge? », *Travail et emploi*, n° 118, p. 77–81. DOI: 10.4000/travailemloi.3600

DEBRAND T., LENGAGNE P. (2007), « Pénibilité au travail et santé des seniors en Europe », *Economie et statistique*, n°403-404, pp. 19-38. DOI: <https://doi.org/10.3406/estat.2007.7086>

DEBRAND T., SIRVEN N. (2009), « Partir à la retraite en Europe: déterminants individuels et rôle de la protection social ». Dans: *Questions d'économie de la santé*, vol. 148, n° p.1-5

DWYER D., MITCHELL O. (1999), « Health problems as determinants of retirement: Are self-rated measures endogenous? », *Journal of Health Economics*, vol. 18, n° 2, p. 173–193. DOI: 10.1016/S0167-6296(98)00034-4

GAUTIE, J. (2003), « Les travailleurs âgés face à l'emploi », *Economie et statistique*, n°368, pp. 33-42

GLEIZES J. (2000), « Le capital humain », *Multitudes*, vol. 2, n° 2, p. 111. DOI: 10.3917/mult.002.0111

GUILLEMARD AM. (2004), « L'emploi des seniors les enseignements de l'Europe du nord et du Japon », *Gérontologie et société*, 27 / n° 111, n° 4, p. 29. DOI: 10.3917/gs.111.0029

HAIRAULT JO., LANGOT F., SOPRASEUTH T. (2006), « Le double dividende des politiques incitatives à l'allongement de la durée de vie active », *Revue économique*, vol. 57, n° 3, p. 449. DOI: 10.3917/reco.573.0449

HAIRAULT JO., LANGOT F., SOPRASEUTH T., BLANCHET D. (2006), « Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors. Suivi d'un commentaire de Didier Blanchet: âge ou distance à la retraite - Quel est le principal déterminant de l'emploi des seniors ? », *Economie et statistique*, vol. 397, n° 1, p. 51–68. DOI: 10.3406/estat.2006.7126

JENKINS A., VIGNOLES A., WOLF A., GALINDO-RUEDA F. (2003), « The determinants and labour market effects of lifelong learning », *Applied Economics*, vol. 35, n° 16, p. 1711–1721. DOI: 10.1080/0003684032000155445

KEENAN K., FOVERSKOV E., GRUNDY E. (2016), « Les sources de données sur les populations âgées en Europe : comparaison de l'enquête Générations et genre (GGS) et de l'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite (SHARE) », *Population*, vol. 71, n° 3, p. 547. DOI: 10.3917/popu.1603.0547

KERKHOFS M., LINDEBOOM M., THEEUWES J. (1999), « Retirement, financial incentives and health », *Labour Economics*, vol. 6, n° 2, p. 203–227. DOI: 10.1016/S0927-5371(99)00016-0

KHASKHOUSI T., LANGOT F. (2008), « La proximité de l'âge de la retraite », *Revue économique*, vol. 59, n° 3, p. 641. DOI: 10.3917/reco.593.0641

KUEHNI M., ROSENDE M., SCHOENI C. (2013), « Maintien en emploi et inégalités de sexe », *Lien social et Politiques*, n° 69, p. 197. DOI: 10.7202/1016492ar

LAINE F. (2002), « L'accès des seniors à la formation continue », *Retraite et société*, vol. n° 37, no. 3, 2002, pp. 143-161

LAURENT S. (2001), « Capital humain, emploi et salaire en Belgique et dans ses régions », *Reflets et perspectives de la vie économique*, XL, n° 1, p. 25. DOI: 10.3917/rpve.401.0025

LAZEAR, E. (1981), « Agency, profils de rémunération, productivité et restrictions horaires », *The American Economic Review*, vol. 71, no 4, p. 606-620

LEVASSEUR S. (2008), « Progrès technologique et employabilité des seniors », *Dans: Revue de l'OFCE*, vol. 106, n° 3, p. 155. DOI: 10.3917/reof.106.0155

MARQUIE J.-C. (2010), « Pénibilité et usure cognitive chez les seniors. Des mesures à court et à long terme », *Archives des Maladies Professionnelles et de l'Environnement*, vol. 71, n° 3, p. 333–337. DOI: 10.1016/j.admp.2010.03.058

MARBOT E., PERETTI JM. (2004), « Les seniors dans l'entreprise ». *Dans: Village mondial*

PIEKKOLA H. (2006), « L'emploi et le travail des seniors : l'expérience nordique à la lumière des exemples finlandais et norvégien », *Revue internationale des sciences sociales*, vol. 190, n° 4, p. 587. DOI: 10.3917/riss.190.0587

REDOR D. (2003), « Comparaison des politiques d'incitation à l'emploi des salariés âgés au Danemark, en Finlande et en Suède », *Revue française des affaires sociales*, no. 4, pp. 251-272

SALIBA B., PARAPONARIS A., VENTELOU B. (2007), Situations à l'égard du travail des personnes atteintes de maladies chroniques, *Revue d'épidémiologie et de sante publique*, vol. 55, n° 4, p. 253–263. DOI: 10.1016/j.respe.2007.04.004

VANDEBERGHE V. (2013), « Productivité et coût salarial des travailleurs âgés en Belgique », *Perso.uclouvain.be*

Livres:

CURRIE J., MADRIAN BC. (1999), Chapter 50 Health, health insurance and the labor market, Elsevier (Handbook of Labor Economics), Orley C. Ashenfelter and David Card, North-Holland, tome 3, p. 3309–3416

GUILLEMARD AM. (2003), *L'âge de l'emploi: Les sociétés à l'épreuve du vieillissement*, Paris Editions Amand Colin, (compte rendu: formation emploi) 84, P.100

MONSO O, TOMASINI M. (2003), *Le vieillissement dans les entreprises: faire face aux innovations technologiques*, Premières informations et premières synthèses, vol 9, n°2

Lexique:

PSYCHOMEDIA (1996), « Qualité de vie ». Canada. *Lexique : Psychologie et santé*, en ligne : <http://www.psychomedia.qc.ca/lexique/definition/qualite-de-vie>, consulté le 20 mars 2019

Sites internet:

CGSLB Syndicat libéral (2019). L'âge de la pension. Consulté le 12 mai 2019 sur <https://www.cgslb.be/fr/lage-de-la-pension>

EURONEWS (2016, 15 novembre). La réponse au vieillissement démographique en Europe ? Les réformes !. Consulté le 26 avril 2016 sur: <https://fr.euronews.com/2016/11/15/la-reponse-au-vieillissement-demographique-en-europe-les-reformes>

OCDE (2005, 10 octobre). L'allongement de la longévité doit se traduire par un prolongement de la vie active, selon l'OCDE. Consulté le 10 mai 2019 sur: <http://www.oecd.org/fr/general/lallongementdelalongevitedoitsetraduireparunprolongementdelavieactiveselonlocde.htm>

RTBF (2018, 20 novembre). Réforme des pensions: la montagne accouche-t-elle d'une souris ?. Consulté le 25 mai 2019 sur: https://www.rtbf.be/info/belgique/detail_reforme-des-pensions-la-montagne-accouche-t-elle-d-une-souris?id=10078135