



THESIS / THÈSE

MASTER EN SCIENCES DE GESTION

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

Frennet, Améline

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.



EFASM403/009 Séminaire d'Analyse des Données / Mémoire de Fin d'Études

Master en Sciences Économiques et de Gestion

Année Académique 2018-2019

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

DUBOIS Bénédicte

FRENNET Ameline

MEUNIER Jessica

Titulaire : Professeur Jean-Yves Gnabo

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

Remerciements

Nous tenons à remercier Monsieur Gnabo, professeur d'économétrie, pour nous avoir initiées à cette discipline et sans qui ce travail n'aurait pu aboutir. Nos remerciements se portent également vers Messieurs Debroye et Ledru, pour leurs précieux conseils et leur accessibilité. Enfin, nous remercions l'ensemble des membres du projet SHARE pour la mise à disposition des données d'enquête.

Sommaire

Remerciements	2
Sommaire.....	3
1. Introduction	4
2. Revue de la littérature.....	6
3. Présentation des données	10
3.1. Source des données	10
3.2. Les variables	10
3.3. Nettoyage des données.....	15
4. Présentation du modèle.....	19
4.1. Modèle économique.....	19
4.2. Modèle statistique	20
5. Résultats	22
5.1. Estimation du modèle	22
5.2. Analyse des indicateurs de qualité du modèle	22
5.3. Tests de spécification et interprétation	26
5.4. Analyse des effets marginaux	30
5.5. Analyses des effets d'interaction	32
5.6. Application des résultats au modèle Japonais: partie personnelle.....	35
5.6. Robustesse	39
6. Conclusion.....	40
7. Limites de l'étude	42
Annexes	43
Bibliographie	76
Articles de revues :	76
Livres :	78
Lexique:	78

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. L'augmentation de l'espérance de vie et la baisse du taux de natalité ont modifié la forme et l'équilibre de la pyramide des âges. Ainsi, le nombre de personnes âgées au sein de la population augmente, tandis que la population active diminue. Parallèlement à ce phénomène, nous avons également assisté jusque dans les années 2000, à une importante diminution du taux d'emploi des seniors. Ce constat s'annonçait peu prometteur et menace toujours la pérennité du système de financement des pensions. En effet, comment financer les pensions des seniors dont le nombre ne cesse de croître, lorsque le nombre d'actifs sur le marché du travail ne cesse de diminuer?

Face à cette situation, les pays européens ont décidé d'agir. Ils se sont fixés pour objectif d'atteindre un taux d'emploi de 50% pour les 50-64 ans en 2010 et de 75% pour les 20-64 ans en 2020 (avec pour consigne d'encourager particulièrement la participation des seniors). Ces objectifs parlent d'eux-mêmes, ils reflètent la pression exercée pour maintenir les travailleurs âgés à l'emploi. Ainsi, de nombreux dispositifs ont été mis en place et le recul de l'âge légal de la pension s'inscrit notamment dans cette perspective. En effet, des recherches antérieures (Hairault, Langot, Soprasedu et Blanchet (2006)) ont montré que la distance jusqu'à la pension, également nommée « distance à la sortie », a un impact positif et statistiquement significatif sur la probabilité d'occuper un emploi. Retarder la date de sortie de la vie active pourrait donc aider à accroître le taux d'emploi des seniors. Dans la littérature économique, ce comportement est connu sous le nom « d'effet horizon » (Aubert (2012)).

Dans ce contexte, une question se pose: « Reculer l'âge de départ à la pension est-il un instrument efficace pour stimuler l'emploi des seniors ? ». L'objectif de cette étude est d'analyser la situation sur le marché du travail, d'identifier et de s'interroger sur les nombreux facteurs déterminants de la participation à l'emploi des travailleurs âgés. La variable d'intérêt premier est la distance à la sortie, c'est à dire le temps restant jusqu'à l'âge de la retraite.

Notre analyse s'appuie sur des données récentes (2015) provenant de l'enquête SHARE. Ces données sont complétées avec des données institutionnelles, issues de la base de données de l'Organisation de coopération et de développement économiques. L'échantillon contient 13.507 observations et porte sur 17 pays européens.

Nous commencerons par parcourir la littérature existante sur le sujet afin de contextualiser la question de recherche. Ensuite, nous décrirons les données utilisées et présenterons les variables sélectionnées. Puis, nous estimerons le modèle économétrique qui permettra de répondre à notre question de recherche. Nous discuterons de la qualité du modèle mais également des différents tests de spécification mis en place. Nous interpréterons ensuite les résultats obtenus et les comparerons à ceux des recherches antérieures. Dans l'analyse personnelle, nous discuterons de l'application de ces résultats au modèle japonais. Enfin, nous aborderons la fiabilité des résultats dans la section robustesse.

2. Revue de la littérature

Dans la littérature économique relative à l'emploi des travailleurs âgés, un courant dominant s'intéresse à **l'offre de travail** (Debrand et Sirven (2009)). Ces études **analysent les déterminants individuels de l'emploi** et utilisent majoritairement des **modèles probabilistes**.

Une partie de cette littérature est consacrée aux éléments qui figurent dans le calcul des droits à la pension et des incitations monétaires qui en découlent. Le faible taux d'emploi des seniors résulte en partie des politiques d'emploi menées dans les années 80 et 90, par la plupart des pays européens. Elles ont encouragé les travailleurs âgés à se retirer anticipativement du marché du travail afin de laisser place aux jeunes chômeurs. On parle du « syndrome des pré-retraites »¹. Certains chercheurs, comme Debrand (2007 et 2009) et Blanchet (2007), analysent le lien entre **la probabilité de souhaiter prendre sa pension anticipativement**, des **facteurs économiques** tel que le taux de remplacement et des **facteurs monétaires** tel que le montant des pensions. Il en ressort qu'**une allocation de pension généreuse ainsi qu'un taux de remplacement élevé favorisent une sortie précoce de la vie active**. Le départ à la retraite génère une perte de revenus mais un gain d'utilité, lié à un plus grand temps de loisirs. L'individu prendra donc sa retraite lorsque les gains surpassent les coûts².

D'autres travaux empiriques analysent également le lien entre **la probabilité d'occuper un emploi et les caractéristiques individuelles des individus**. Parmi les résultats, l'état de santé apparaît statistiquement significatif et exerce un rôle dominant dans le maintien en emploi des travailleurs âgés (Currie et Madrian (1999)). **Une mauvaise santé diminue la probabilité d'occuper un emploi** et favorise un retrait anticipé du marché du travail. Toutefois, plusieurs auteurs (Blanchet et Debrand (2007)) soulignent la présence d'un risque de double causalité entre l'emploi et la santé. De mauvaises conditions de travail, pénibles, voir stressantes, peuvent être nuisibles à la santé.

De même, une mauvaise santé peut rendre un travail plus difficile et conduire un individu à quitter anticipativement la vie active³.

¹ D'AUTUME A. (2010), *Les seniors et l'emploi en France: la fin de l'ajustement par l'âge?*

² HAIRAULT et al (2006), *Le double dividende des politiques incitatives à l'allongement de la durée de vie active*

³ BARNAY T., DEBRAND T. (2006), *L'état de santé comme facteur de cessation d'activité en Europe*

Ces études soulignent également l'importance de l'éducation. **Le niveau d'éducation des individus a un effet positif et statistiquement significatif sur l'emploi**⁴. Selon la théorie du capital humain (Becker (1964)), la formation est un facteur clef de succès sur le marché de l'emploi.

Ces travaux empiriques insistent aussi sur l'importance de l'âge en termes de perspective d'emploi. Les individus accumulent de l'expérience et **l'âge exerce un effet favorable et statistiquement significatif sur la probabilité d'occuper un 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'avoir 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. Cet effet est différent selon le genre. Il est positif pour les hommes et négatif pour les femmes. Certains auteurs (Debrand et Sirven (2009)) avancent également l'idée que le fait de vivre en couple, inciterait les individus à se coordonner sur la date de leur départ à la pension. En effet, un individu dont le conjoint a anticipé son départ à la retraite pourrait être incité à faire de même. Une autre branche de la littérature analyse le lien entre la législation des pensions et le marché du travail en mettant en avant un effet de distance à la sortie ou 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 et al. (2006) analysent dans une étude 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 ?

⁴ LAURENT S. (2001), *Capital humain, emploi et salaire en Belgique et dans ses régions*

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 »⁵. L'idée mise en avant par l'auteur est qu'il est primordial d'agir sur l'âge légal de la pension pour relever le taux d'emploi des seniors.

D'autres auteurs, comme Benallah et al (2008), ont une vision tout à fait opposée. Ils affirment que reculer l'âge de la pension serait sans effet sur l'emploi car **l'expérience professionnelle des individus a un impact négatif sur la probabilité d'occuper un emploi à partir d'un certain âge**. Les personnes qui ont commencé à travailler tôt sont généralement moins éduquées et exercent des métiers plus pénibles. La perte d'utilité du travail décroît avec la durée de la carrière, reflétant l'usure des travailleurs. L'effet de l'expérience professionnelle **à un impact négatif et statiquement significatif** sur la probabilité d'occuper un emploi à partir d'un certain seuil.

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 peut s'expliquer 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, l'innovation au niveau des processus organisationnels mais aussi une pression concurrentielle de plus en plus forte au sein des firmes, accélèrent l'obsolescence de la main d'œuvre⁶. Face à ce constat, beaucoup se sont posés la question de la capacité d'adaptation des travailleurs âgés. En 2006, Ananian et Aubert (2006) modélisent, par les moindres moments généralisés, l'impact des innovations technologiques et organisationnelles sur le stock emploi des entreprises. Les résultats de l'étude montrent que **la technologie a un impact négatif sur l'emploi des seniors**. Les entreprises les plus innovantes emploient moins de travailleurs âgés, peu importe le niveau de formation. 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.

⁵ AUBERT P. (2012), *"L'effet horizon": de quoi parle-t-on?*

⁶ AUBERT P., CAROLI E., ROGER M. (2006), *Nouvelles technologies et nouvelles formes d'organisation du travail*

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 U inversé entre l'âge et la productivité (Vandenberghe (2013) ; Crépon et all.(2012)) : la productivité croît généralement jusqu'à la tranche d'âge 35- 40 ans, et puis décroît aux alentours de 50 ans. **L'âge a un effet négatif sur la productivité des seniors.** Quant au salaire, il croît avec l'âge (théorie de Lazear (1981)). 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 préoccupent les employeurs et constitue un obstacle à leur emploi.

Enfin, plusieurs études ont montré que l'âge des individus représentait un critère de sélection décisif sur le marché du travail. Comme cité précédemment, **les chances d'occuper un emploi décroissent avec l'âge**⁷. D'autres sources de nature non empirique, comme l'enquête opinion de la DARES⁸ menée auprès de responsables GRH, confirment l'existence de préjugés lors de l'embauche et/ou du licenciement de travailleurs âgés⁹.

Enfin, il semble utile de conclure cette section avec une note pratique. **Deux bases de données européennes** sont souvent utilisées dans la recherche s'intéressant au vieillissement 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**. Elles sont libres d'accès et s'intéressent aux individus âgés de 45 ans et plus, dans plusieurs pays. Ces bases de données possèdent beaucoup de thématiques communes mais leurs objectifs sont malgré tout un peu différents. **SHARE** possède énormément d'informations sur la santé et se concentre plus spécifiquement sur le vieillissement de la population. **GGS** a été conçue principalement pour étudier la famille et les processus intergénérationnels. Des comparaisons avec d'autres sources, comme des données nationales et des enquêtes démographiques, ont permis d'évaluer la qualité et la représentativité des données **SHARE** et **GGS**.

⁷ HAIRAULT et al (2006), *Les effets à rebours de l'âge de la retraite sur le taux d'emploi des seniors*

⁸ MONSO O., TOMASINI M. (2003), *Le vieillissement dans les entreprises: faire face aux innovations technologiques*

⁹ BERTON F. (2007), *Les salariés de plus de 50 ans: comportement rationnel ou discriminatoire des employeurs?*

3. Présentation des données

3.1. Source des données

Les données utilisées dans cette étude sont issues de deux sources. La majorité provient de l'enquête SHARE (Survey on Health, Ageing and Retirement in Europe). Il s'agit d'une enquête longitudinale réalisée auprès d'individus de 45 ans et plus, dans plusieurs pays européens. Le projet SHARE¹⁰ est supervisé par des chercheurs et des universités. Il constitue une infrastructure internationale reconnue par la communauté européenne. L'enquête a commencée en 2004 et compte actuellement six vagues. L'échantillon contient de nombreuses informations démographiques mais contient également des données sur la santé, l'emploi, les réseaux sociaux des individus, les revenus, le patrimoine, ainsi que l'aide sociale. 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 les étudiants et les chercheurs dans l'extraction d'information. L'enquête SHARE accorde une attention toute particulière à l'harmonisation des mesures utilisées pour collecter des données. Les instruments utilisés sont les mêmes dans chaque pays, ce qui permet d'effectuer des comparaisons.

Ces données sont complétées avec des informations institutionnelles (données en coupe transversale portant sur des périodes différentes) indiquant l'âge moyen de sortie de la vie active de chaque pays, différencié par genre. Elles portent sur l'année 2016 et sont issues de la base de données de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE).

3.2. Les variables

3.2.1. La variable endogène

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 lorsque l'individu i occupe un emploi et est égale à 0 lorsque l'individu i est au chômage. Elle n'a pas été modifiée et est exploitable en l'état.

¹⁰ <http://www.share-project.org/home0.html>

3.2.2. Les variables exogènes

Les variables exogènes peuvent être classées selon diverses catégories :

1. Les variables sociodémographiques

Nous considérons les déterminants individuels habituels de l'emploi. Ils sont largement utilisés dans les travaux empiriques, notamment par Hairault et al. (2006) et Benallah et al. (2008).

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 i est de sexe masculin, à 0 s'il est de sexe féminin.

La nationalité : cette variable est égale à 1 si l'individu i n'est pas né dans le pays de l'interview, 0 sinon.

La région : il s'agit de la région où l'interview a eu lieu. Nous avons supprimé les données pour lesquelles l'interview n'avait pas eu lieu à l'endroit où le répondant vivait. 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 formations 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

Les catégories ISCED 0 et ISCED 1 ont été regroupées, ainsi que les catégories ISCED 5 et ISCED 6. Ce choix a été effectué sur base de l'analyse des fréquences de la série de données. Cette étape a pour but de faciliter l'interprétation des résultats mais aussi d'obtenir des variables significatives avec un nombre d'effectifs correct.

Les répondants dont le niveau d'éducation correspond à la catégorie « autre », ainsi que les individus toujours aux études ont été supprimés de l'échantillon.

2. Les variables contextuelles

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

Afin de faciliter l'interprétation des résultats, ces différents statuts ont été réduits à 2 catégories : marié et non marié.

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.

3. Les variables relatives à l'état de santé

L'état de santé : l'indicateur de santé perçue représente la perception qu'a le répondant de son état de santé. Il s'agit d'un indicateur de santé global. L'échelle de notation varie de 1 à 5. La santé peut être excellente, très bonne, bonne, mauvaise ou très mauvaise. Plusieurs études ont montré qu'il s'agissait d'une mesure fiable et valide.

Toutefois, certains auteurs soulignent le risque de biais de déclaration lié à cette variable car elle constitue une mesure subjective de l'état de santé. Afin de réduire le biais, il convient d'introduire plusieurs variables indicatrices de l'état de santé dans le modèle. L'hypothèse émise est qu'il n'est pas possible de mesurer avec exactitude l'état de santé réel. Inclure d'autres indicateurs plus objectifs permet de prendre en compte l'aspect multidimensionnel de la santé. Les catégories « mauvaise » et « très mauvaise » santé ont été réduites à une seule catégorie, nommée : « mauvaise santé ».

Le nombre de maladies chroniques : comme suggéré par ces auteurs, nous avons eu recours au nombre de maladies chroniques dont est victime le répondant (diabète, maladie de parkinson, hypertension artérielle, ...).

Afin de conclure plus finement sur les liens entre la santé et l'emploi, nous ajoutons également trois autres variables, relatives à la santé mentale des individus : la qualité de vie, un test d'orientation et un test numérique.

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. L'Organisation Mondiale de la Santé (1994) la définit 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.* ¹¹ »

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.

¹¹ PSYCHOMEDIA (1996), *Qualité de vie*. Canada. En ligne: <http://www.psychomedia.qc.ca/lexique/definition/qualite-de-vie>

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).

Ces deux dernières variables ont été ajoutées sur base d'une intuition économique selon laquelle, les capacités cognitives des individus diminuent avec l'âge. Or, la demande en capacité cognitives des entreprises augmente sans cesse, notamment à cause du progrès technologique¹².

4. La variable monétaire

Le revenu du ménage est exprimé en déciles, valeur qui sépare une tranche de 10% des ménages d'une autre.

Nous ne possédons pas de données sur le secteur d'activité. Cette variable n'est pas disponible dans le module EASYSHARE. Afin de l'obtenir, il convient d'utiliser le module « traditionnel » de la vague 6. Le secteur d'activité n'étant pas renseigné pour les individus sans emploi, nous avons donc décidé de l'exclure du modèle.

3.2.3. La variable d'intérêt premier

La **distance à la sortie** est définie comme la différence entre l'âge de l'individu au moment de l'enquête et l'âge moyen de sortie de la vie active, dans le pays dans lequel réside l'individu. 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 de l'individu et la distance à la sortie (33,39%).

Il a aussi été envisagé de considérer l'âge légal de départ à la pension dans chaque pays. Toutefois, nous ne possédons pas cette information dans notre base de données. De plus, la complexité des règles de calcul ne nous permettait pas de le déterminer avec exactitude pour chaque individu. Ainsi, la distance à la sortie est mesurée comme la distance, non pas jusqu'à un âge propre à chaque individu, mais jusqu'à une norme sociale, l'âge moyen de départ à la pension. Cette norme varie d'un pays à l'autre et témoigne des disparités qui existent, notamment au niveau des politiques d'emploi menées au sein de l'union européenne.

¹² LEVASSEUR S. (2008), *Progrès technologique et employabilité des seniors*

3.3. Nettoyage des données

Les données manquantes et aberrantes ont été supprimées de notre base de données ainsi que les observations pour lesquelles la distance à la sortie était négative. Les individus en maladie de longue durée, les femmes au foyer et les pensionnés ont également été supprimés.

Après nettoyage, nous disposons d'un échantillon de 13.567 observations, dont 1.317 individus au chômage.¹³

3.3.1. Statistiques descriptives

3.3.1.1. Description de l'échantillon

Le tableau des statistiques descriptives (tableau n°1), ainsi que les tableaux de contingence (tableaux n°28 à 30) et l'analyse des fréquences (tableaux n°20 à 25) sont présentés en annexe.

Situation sur le marché du travail : la moyenne indique que 90,29% des individus qui composent l'échantillon occupent un emploi. Parmi eux, 49,08% sont employés, 28,64% sont fonctionnaires et 12,58% sont indépendants. Les individus au chômage représentent 9,71% de l'échantillon.

La distance à la sortie moyenne de l'échantillon est de 6,24 années. La médiane (6,00) est légèrement inférieure à la moyenne, ce qui signifie que la distribution des données est asymétrique à droite. En moyenne, l'horizon de fin de vie active des individus qui composent l'échantillon est relativement court. L'écart type de la variable « distance à la sortie » semble élevé (3,65). Cela peut s'expliquer par la présence de disparités en matière de politique d'emploi au sein de l'union européenne (âge légal de la pension) et surtout par le fait que l'échantillon est constitué de personnes d'âge différent.

¹³ Fréquence issue de Gretl pour la variable explicative "Situation sur le marché du travail" sur base de notre échantillon de 13567 observations:

	Fréquence	rel.	cum.
0 (chômeur):	1317	9,71%	9,71%
1 (en emploi):	12250	90,29%	100,00%

L'âge moyen de l'échantillon est de 56,47 ans. Il varie de 45 à 65 ans. 50% des individus qui composent l'échantillon sont âgés de moins de 57 ans et 50% des individus de l'échantillon ont plus de 57 ans. La distribution des données semble asymétrique à gauche, ce qui explique que la moyenne soit légèrement inférieure à la médiane (57,00). L'écart type associé à la variable âge est relativement important (3,789), ce qui signifie que les données sont dispersées.

Le genre : notre échantillon est composé de 6.166 hommes (45,45%) et de 7.404 femmes (54,55%)¹⁴.

Nationalité : 10,44 % des individus de l'échantillon sont de nationalité étrangère.

Statut marital : la majorité des individus qui composent l'échantillon sont mariés (73,35%). Les individus divorcés représentent 11,83%. Les autres catégories sont en minorité : 2,40% sont cohabitants, 1,55 % sont séparés, 8,13% sont célibataires et 2,74% sont veufs/veuves.

Nombre d'enfants : en moyenne, les individus qui composent l'échantillon ont 2 enfants (2,05). Le minimum étant 0 et le maximum 7 enfants. Les individus qui n'ont pas d'enfants représentent 10% de l'échantillon total.

La taille du ménage : en moyenne, un ménage est composé de 2 personnes (2,54). Cette variable varie de 1 à 10 personnes. Les données sont asymétriques à droite.

Test numérique : le résultat moyen au test numérique est de 4,47 points, ce qui est très bon. Pour rappel, le score varie de 1 à 5. Les données sont asymétriques à gauche.

Test d'orientation : le résultat moyen au test d'orientation est de 3,94 points. Il s'agit d'un excellent score, le minimum étant 0 et le maximum 4. Les données sont asymétriques à gauche.

¹⁴ Fréquence issue de Gretl pour la variable explicative "Genre-masculin" sur base de notre échantillon de 13567 observations:

	Fréquence	rel.	cum.
0 (femme):	7401	54,55%	54,55%
1 (homme):	6166	45,45%	100,00%

La région : parmi les individus qui composent l'échantillon, en moyenne 59,03% vit à la campagne ou dans une petite ville. La médiane (1) est supérieure à la moyenne, ce qui signifie que les données sont asymétriques à gauche.

Niveau d'éducation : le pourcentage le plus important concerne les individus qui ont réalisé des études supérieures ou universitaires (31,95%). La catégorie la moins importante est celle des individus ayant effectué des études secondaires de type supérieur (5,93%). En outre, 40% des individus qui composent l'échantillon ont réalisé des études post secondaires non supérieur, 8,46% ont au maximum obtenu un diplôme d'école primaire et 13,56% sont allés jusqu'au cycle inférieur de l'école secondaire.

L'état de santé : 12,69% des individus qui composent l'échantillon se disent être en excellente santé. 27,97% prétendent être en très bonne santé et 38,20% affirment être en bonne santé. Enfin, 21,14% d'entre eux assurent être en mauvaise santé.

Le nombre de maladies chroniques moyen dont souffrent les individus qui composent l'échantillon est très faible et est de 0,62. Ce nombre varie de 0 à 7 maladies. La médiane (0) est inférieure à la moyenne, ce qui révèle que la majorité des individus de l'échantillon est en bonne santé.

Qualité de vie : le score moyen obtenu est de 38,75 points. L'écart type est relativement important (5,59) ce qui signifie que les données sont dispersées. Parmi les individus qui composent l'échantillon, 50% ont obtenu un score inférieur à 39 et 50% ont obtenu un score supérieur. Le minimum est de 12 points et le maximum de 48 points.

Le revenu est exprimé en décile. Le décile moyen de l'échantillon est de 6,67. Il sépare 66,70% des ménages les moins riches, des 33,3% les plus riches. Cela signifie que 66,70% des individus qui composent l'échantillon font partie d'un ménage dont le revenu est inférieur et 33,30% sont issus d'un ménage dont le revenu est supérieur. L'écart type est relativement élevé (2,92), ce qui signifie que les données sont dispersées. La médiane (7) est supérieure à la moyenne ; les données sont asymétriques à gauche. Le revenu moyen par pays se trouve en annexe (Graphe n°3).

3.3.2. Analyse des coefficients de corrélation de Bavay Pearson

La matrice de corrélation est présentée en annexe (tableau n° 31 et graphe n°1).

La relation linéaire entre la variable âge et cette même variable élevée au carré est forte et positive (99,91%). Les deux variables évoluent dans le même sens et de manière pratiquement proportionnelle. Cette situation peut introduire de la multi colinéarité dans le modèle, ce qui a pour conséquence de gonfler les écarts types estimés de la population et de fortement dégrader la précision des estimateurs. En d'autres mots, notre modèle ne pourra pas identifier précisément les effets liés à chaque variable si elles sont introduites simultanément. Il sera également difficile de rejeter l'hypothèse nulle dans le cas d'un test de significativité individuel, comme le test de Student. Une explication pourrait provenir du manque de variabilité de la série de données relative à la variable âge. En effet, l'échantillon est uniquement composé d'individus âgés de 45 à 65 ans. Cette multi colinéarité n'est pas problématique mais dans un souci de facilité, nous avons décidé d'exclure la variable âge^2 du modèle.

En outre, la relation linéaire entre la variable âge et la variable distance à la sortie est forte et positive (85%). La relation est moins forte que celle entre la variable âge et la variable âge^2 . Une analyse plus formelle nous permettra plus tard de conclure plus finement sur le lien entre ces deux variables.

4. Présentation du modèle

4.1. Modèle économique

Nous cherchons à expliquer la survenue de l'évènement : « occuper un emploi ». La variable dépendante Y est une variable dichotomique.

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu } i \text{ occupe un emploi (} Y_i = 1 \text{)} \\ 0 & \text{sinon (} Y_i = 0 \text{)} \end{cases}$$

$$Y_i^* = b_1 \cdot X_1 + \dots + b_n \cdot X_n + U$$

Les caractéristiques observées de la population de l'échantillon sont :

- $X_1 = \text{âge}$
- $X_2 = \text{genre masculin}$
- $X_3 = \text{nationalité étrangère}$
- $X_4 = \text{statut marital marié}$
- $X_5 = \text{région rurale, petite ville}$
- $X_6 = \text{niveau_educ_2}$
- $X_7 = \text{niveau_educ_3}$
- $X_8 = \text{niveau_educ_4}$
- $X_9 = \text{niveau_educ_5_6}$
- $X_{10} = \text{nb_enfants}$
- $X_{11} = \text{etat_sante_excellent}$
- $X_{12} = \text{etat_sante_très_bon}$
- $X_{13} = \text{etat_sante_bon}$
- $X_{14} = \text{revenu_percentiles}$
- $X_{15} = \text{taille_ménage}$
- $X_{16} = \text{nb_maladies_chroniques}$
- $X_{17} = \text{qualite_de_vie}$
- $X_{18} = \text{test_orientation}$
- $X_{19} = \text{test_numérique}$
- $X_{20} = \text{distance_sortie}$

Pour obtenir la probabilité de succès de l'évènement « occuper un emploi », il convient de travailler en termes d'espérance.

$E[Y]$ est égale à la probabilité d'occurrence de l'évènement « occuper un emploi ». Afin que $E[Y]$ ne prenne que deux valeurs, la variable dépendante Y est transformée via une fonction $f(Y)$.

$$f(x) = \frac{\exp(x)}{1 + \exp(x)} = p \quad (1)$$

Y^* suit une loi de Bernoulli de paramètre p . La transformation logistique permet de travailler sur des valeurs entre $[-\infty; +\infty]$.

$$\text{Logit } p = \ln \frac{p}{(1-p)} \quad (2)$$

Ainsi $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n$ devient $f(y) = f(X_1, \dots, X_n)$ où f est une fonction logistique donnée avec des paramètres β inconnus.

Le modèle économique abordé dans cette étude peut s'écrire comme suit :

$$\Pr(\text{situation_marché_travail} = 1 | X) = f(\beta_0 + \beta_1 X_{\text{âge}} + \beta_2 X_{\text{genre}} + \beta_3 X_{\text{nationalité}} + \beta_4 X_{\text{marié}} + \beta_5 X_{\text{région}} + \beta_6 X_{\text{éducation niv 2}} + \beta_7 X_{\text{éducation niv 3}} + \beta_8 X_{\text{éducation niv 4}} + \beta_9 X_{\text{éducation niv 5 ou 6}} + \beta_{10} X_{\text{nb enfants}} + \beta_{11} X_{\text{excellente santé}} + \beta_{12} X_{\text{très bonne santé}} + \beta_{13} X_{\text{bonne santé}} + \beta_{14} X_{\text{revenu}} + \beta_{15} X_{\text{taille ménage}} + \beta_{16} X_{\text{nb maladies}} + \beta_{17} X_{\text{qualité de vie}} + \beta_{18} X_{\text{test orientation}} + \beta_{19} X_{\text{test numérique}} + \beta_{20} X_{\text{distance sortie}})$$

4.2. Modèle statistique

Nous cherchons à expliquer le lien entre la probabilité d'occuper un emploi et la distance à la sortie en fonction des caractéristiques individuelles d'individus de plus de 45 ans, actifs sur le marché du travail. En d'autres mots, nous cherchons à expliquer la variable dépendante Y^* (lorsque Y^* est égal à 1) grâce aux variables indépendantes X (c'est-à-dire la probabilité $Y^*_{i=1}$ sachant X_i). Nous nous intéressons en fait, aux fréquences des réussites et des échecs et nous regardons si ces fréquences varient sensiblement selon les variables explicatives X .

Notre choix s'est porté sur le modèle Logit¹⁵ car la variable expliquée Y est une variable qualitative à deux modalités. Il s'agit d'un modèle de régression binomial. Les valeurs des paramètres inconnus β sont déterminées par la méthode du Maximum de vraisemblance qui consiste à trouver les paramètres qui maximisent la vraisemblance des données, c'est-à-dire la probabilité d'observer l'échantillon étant donné l'hypothèse sur le résidu. Les estimateurs du maximum de vraisemblance sont sans biais et de variance minimale sous les hypothèses habituelles d'exogénéité des régresseurs, d'homoscedasticité, d'absence d'autocorrélation...

¹⁵ Il existe un modèle alternatif nommé: "Probit". Le terme d'erreur est distribué selon une loi logistique.

Y^* est une variable latente, nous ne pouvons pas l'observer directement. Par conséquent, il n'est pas possible de connaître la distribution exacte du terme d'erreur ε . Dans le modèle Logit, le terme d'erreur est distribué sous l'hypothèse d'une loi logistique.

Afin de satisfaire le critère de parcimonie dans le choix de nos variables explicatives à régresser et ainsi obtenir la meilleure qualité possible pour notre modèle statistique, nous avons utilisé le critère d'Akaike. Ainsi, nous avons analysé l'évolution de ce critère, en retirant les variables indépendantes une à une. Nous avons ensuite opté pour le modèle statistique correspondant à la valeur la plus basse, soit 7.161,89.

La régression a été effectuée avec le logiciel Gretl. Le modèle statistique est le suivant :

$$\Pr(\text{situation_marché_travail} = 1|x) = f(\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{\text{âge}} + \hat{\beta}_2 X_{\text{genre}} + \hat{\beta}_3 X_{\text{nationalité}} + \hat{\beta}_4 X_{\text{marié}} + \hat{\beta}_5 X_{\text{région}} + \hat{\beta}_6 X_{\text{éducation niv 2}} + \hat{\beta}_7 X_{\text{éducation niv 3}} + \hat{\beta}_8 X_{\text{éducation niv 4}} + \hat{\beta}_9 X_{\text{éducation niv 5 ou 6}} + \hat{\beta}_{10} X_{\text{nb enfants}} + \hat{\beta}_{11} X_{\text{excellente santé}} + \hat{\beta}_{12} X_{\text{très bonne santé}} + \hat{\beta}_{13} X_{\text{bonne santé}} + \hat{\beta}_{14} X_{\text{revenu}} + \hat{\beta}_{15} X_{\text{taille ménage}} + \hat{\beta}_{16} X_{\text{nb maladies}} + \hat{\beta}_{17} X_{\text{qualité de vie}} + \hat{\beta}_{18} X_{\text{test orientation}} + \hat{\beta}_{19} X_{\text{test numérique}} + \hat{\beta}_{20} X_{\text{distance sortie}} + \varepsilon)$$

5. Résultats

5.1. Estimation du modèle

Les résultats de la régression sont indiqués aux tableaux n°10 à 19.

5.2. Analyse des indicateurs de qualité du modèle

5.2.1. Evaluation de la significativité globale du modèle

Le log de vraisemblance (LL) représente la probabilité jointe d'observer l'échantillon. Plus il y a d'observations, plus le produit des probabilités jointes tend vers 0. Autrement dit, plus il y a d'observations, plus LL tend vers $-\infty$. En outre, pour un même nombre d'observations, plus le modèle est explicatif, plus LL tend vers 0. Afin d'évaluer la qualité d'ajustement du modèle, nous comparons le LL de notre modèle non contraint avec le LL d'un modèle contraint c'est-à-dire un modèle simpliste, avec une constante comme seul régresseur.

Nous mettons en œuvre le test « Likelihood ratio » (LR), également nommé : test du rapport de vraisemblance. Dans ce cas, le rapport de vraisemblance indique le degré de probabilité le plus élevé qu'une personne qui occupe un emploi obtienne le résultat « 1 », comparativement à une personne qui est au chômage et donc avec un résultat « 0 ».

Le test de rapport de vraisemblance consiste à comparer la vraisemblance du modèle estimé sous l'hypothèse H_0 (modèle contraint) à la vraisemblance du modèle estimé sous l'hypothèse alternative (modèle non contraint). Il permet de tester la significativité globale du modèle et repose sur la distribution asymptotique des estimateurs du maximum de vraisemblance.

Nous posons les hypothèses nulles et alternatives 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 est :

$$LR = 2x (\log \text{ vraisemblance modèle non contraint} - \log \text{ vraisemblance modèle contraint})$$

$$LR = 2 x (-3.559,95 - (-4.322,52)) \quad (3)$$

$$LR = 1.525,15$$

Cette statistique suit une loi de Chi carré avec 20 degrés de liberté.

Les valeurs critiques de la table sont :

1% : 8,26

5% : 10,85

10% : 12,44

La statistique du rapport de vraisemblance est égale à 1.525,15. La p-valeur associée est [0,0000]. Celle-ci est inférieure au seuil de 1% (et donc de 5 et 10%). Nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle et conclure que notre modèle est globalement très significatif. Les variables explicatives ont simultanément une influence sur la probabilité d'occuper un emploi. Notre modèle améliore significativement notre compréhension des déterminants de l'emploi des séniors, en ce sens qu'il y a au moins, dans la population, un coefficient de la régression qui est non nul. En outre, cela signifie également que l'échantillon observé est le plus conforme possible à la totalité des données suivant l'hypothèse émise sur la distribution du résidu.

5.2.2. L'ajustement du modèle

5.2.2.1. Le R2 de Mac Fadden

Le R2 de Mc Fadden indique que le pouvoir explicatif du modèle est relativement faible. Dans notre étude, le modèle explique 17,64 % des variations de Y* grâce aux variables explicatives introduites dans ce modèle. Cet indicateur de qualité est imparfait et prend très rarement des valeurs élevées (proche de 1). Le score obtenu ici de 0,176 reste correct même s'il n'est pas exceptionnel (un R² de McFadden compris entre 0,2 et 0,4 indique une très bonne qualité de modèle).

$$\begin{aligned}\text{Calcul du } R^2 \text{ de Mc Fadden} &= 1 - \frac{(\log \text{ de vraisemblance du modèle non contraint})}{(\log \text{ de vraisemblance du modèle contraont})} \\ &= 1 - \frac{(-3.559,95)}{(-4.322,52)} \\ &= 0,176 \text{ soit } 17,6 \%\end{aligned}$$

(4)

De plus, de nombreux facteurs influencent l'emploi, tant du côté de l'offre que de la demande de travail. Modéliser l'emploi des séniors de manière exhaustive apparaît à priori assez complexe. Dans cette étude, nous nous intéressons uniquement aux déterminants individuels de l'emploi.

5.2.2.2. Le pseudo R²

Une autre façon de mesurer l'adéquation du modèle est d'examiner la capacité prédictive du modèle estimé, c'est-à-dire de calculer le Pseudo R². Il indique le nombre de cas correctement prédits par le modèle. En effet, l'objectif est d'estimer un modèle qui permet de prédire avec le plus de précision possible les valeurs prises par la variable dépendante Y.

Avant toute chose, il convient de définir un seuil à partir duquel, on considère que l'évènement $y_i = 1$ (la probabilité d'occuper un emploi) a lieu ou que l'évènement $y_i = 0$ (la probabilité d'être au chômage) a lieu. Généralement, le seuil choisi correspond au point moyen de l'échantillon.

$$\hat{Y}_i = \begin{cases} 1 & \text{si } P \hat{t} > 0,5 \\ 0 & \text{si } P \hat{t} \leq 0,5 \end{cases}$$

On procède ensuite à la confrontation, au moyen d'un tableau de contingence, entre les valeurs prédites \hat{Y}_i et les vraies valeurs prises par Y_i .

		Valeurs prédites	
		$\hat{Y}_i = 0$	$\hat{Y}_i = 1$
Valeurs observées	$Y_i = 0$	116(n00)	1.201 (n01)
	$Y_i = 1$	75 (n10)	12.175 (n11)

Les résultats peuvent s'interpréter comme suit :

- ⇒ 1^{er} cas de figure : les individus qui composent l'échantillon sont au chômage et cet évènement se vérifie bien dans la réalité. Nombre de cas correctement prédit par le modèle : 116 soit 0,86%
- ⇒ 2^{ième} cas de figure : le modèle prédit que les individus qui composent l'échantillon n'occupent pas d'emploi alors que dans la réalité, ils ont un travail. Nombre de cas non correctement prédits par le modèle : 75
- ⇒ 3^{ième} cas de figure : le modèle prédit que les individus qui composent l'échantillon sont en emploi alors que dans la réalité, ils ne le sont pas. Nombre de cas non correctement prédit par le modèle : 1.201
- ⇒ 4^{ième} cas de figure : le modèle prédit que les individus qui composent l'échantillon occupent un emploi et cette prédiction se confirme dans la réalité. Nombre de cas correctement prédit par le modèle : 12.175 soit 89,70%

Les pourcentages de 1 (probabilité d'occuper un emploi) et de 0 (probabilité d'être au chômage) correctement prédit par le modèle sont donc respectivement de :

89,7% (12.175 cas sur 13.376)

0,86% (116 cas sur 191)

Le nombre total de cas correctement prédit est de 12.291

$$\begin{aligned} \text{Pseudo } R^2 &= \frac{(n_{00}+n_{11})}{n} \\ &= \frac{(116+12.175)}{13.567} \\ &= 0,9059 \text{ soit } 90,60 \% \text{ de cas correctement prédits} \end{aligned} \tag{5}$$

Il est également possible de déduire, à partir du tableau de contingence, un indicateur de «taux d'erreur». Nous lisons que le modèle de prédiction réalise $1.201 + 75 = 1.276$ mauvaises prédictions. Le taux d'erreur est donc de 9,41%.

$$\begin{aligned} &= \frac{(n_{01}+n_{10})}{n} \\ &= \frac{(116+12.175)}{13.567} = 9,41\% \end{aligned} \tag{6}$$

Ces résultats montrent que notre modèle est de bonne qualité car la valeur du Pseudo R^2 est proche de 1 et le taux d'erreur relativement bas.

5.3. Tests de restriction et interprétation

Un test de Wald permet de tester de manière plus formelle, la significativité statistique des variables explicatives. Il n'est pas possible de déterminer avec exactitude la valeur réelle des paramètres sur base d'un échantillon. Un test d'hypothèse permet cependant de comparer les paramètres estimés à des standards et de vérifier s'ils sont plausibles ou non, avec une certaine marge d'erreur. Il existe toujours une possibilité de se tromper. Le principe est de diviser toutes les possibilités en deux catégories :

L'hypothèse nulle $H_0 : \beta_j = 0$ (le paramètre de la population est égal à zéro)

L'hypothèse alternative $H_1 : \beta_j \neq 0$ (le paramètre de la population est différent de zéro)

Lorsque la statistique calculée pour la variable explicative est supérieure à la valeur critique au seuil de 1, 5 ou 10%, on rejette l'hypothèse nulle. Cela signifie que la variable indépendante est statistiquement significative et permet d'expliquer les variations de la probabilité d'occuper un emploi.

Les degrés de significativités sont indiqués aux tableaux n° 3-5-7-9-11-13-15.

5.3.1. La variable d'intérêt premier : distance à la sortie

La distance à la sortie est positive et statistiquement significative au seuil de 1%. Cela signifie qu'au plus la distance à la sortie est grande, au plus la probabilité d'occuper un emploi augmente. Conformément à la littérature, l'âge moyen de sortie de la vie active 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 l'emploi. Il s'agit de « l'effet horizon ».

5.3.2. Les variables sociodémographiques

Les effets classiques des variables sociodémographiques sur la participation à l'emploi apparaissent également.

L'âge est statistiquement significatif au seuil de 1 %. Le signe est positif. Lorsque qu'un individu vieillit d'une année, la probabilité d'occuper un emploi augmente de 0,33 % (ou 33 points de pourcentage). Ce résultat est conforme à la littérature et est obtenu grâce au calcul des effets marginaux (voir page 31). Les individus accumulent de l'expérience professionnelle au cours de leur carrière, ce qui a un effet favorable sur l'emploi.

Toutefois, nous n'avons pas pris le risque d'introduire la variable âge² dans le modèle, à cause d'un niveau de multi colinéarité trop élevé avec la variable âge. Or, il est important de signaler que lors de nos premiers essais de régression, cette variable apparaissait avec un signe négatif, ce qui conformément à la littérature, signifie que l'âge exerce un effet défavorable sur l'emploi aux âges élevés. Afin d'appuyer cette remarque, nous avons divisé l'échantillon en deux groupes. Le groupe 1 est constitué d'individus âgés de 45 à 54 ans. Le groupe 2 est constitué d'individus âgés de 55 à 65 ans. Le calcul du odds ratio¹⁶

16

	Groupe 1 45 -54 ans	Groupe 2 55 - 65 ans	
Emploi	3.871	8.379	12.250
Chômage	354	963	1.317
	4.225	9.342	13.567

Odds du groupe 1 = $3.871/354 = 10,94$

Odds du groupe 2 = $8.379/963 = 8,70$

Odds ration = $10,94/8,70 = 1,26$

indique qu'en moyenne, les séniors les moins âgés (groupe 1) ont 1,26 fois plus de chances d'occuper un emploi que les séniors les plus âgés (groupe 2). En effet, un odds ratio supérieur à 1, signifie que l'effet de l'âge, toutes choses égales par ailleurs, est néfaste.

Le niveau d'éducation a un effet positif et statistiquement significatif sur la probabilité d'occuper un emploi. Les 4 variables relatives au niveau d'éducation sont statistiquement significatives au seuil de 1%. Cela signifie que l'obtention d'un emploi est liée au niveau d'éducation. En effet, plus les individus sont éduqués, plus la probabilité d'occuper un emploi augmente. Ces résultats confortent notre intuition de départ mais sont également conforme à la littérature.

La variable genre est négative et statistiquement significative au seuil de 5%. Les femmes semblent avoir plus de chances d'occuper un emploi que les hommes. Une explication pourrait provenir du fait que notre échantillon est majoritairement composé de femmes. Afin d'éclairer ce résultat, nous avons calculé le rapport des côtes pour les hommes et pour les femmes.

	Groupe 1	Groupe 2	
	Femme	Homme	
Emploi	6.711	5.539	12.250
Chômage	690	627	1.317
	7.401	6.166	13.567

$$\begin{aligned} \text{Odds du groupe 1} &= 6.711/690 = 9,73 \\ \text{Odds du groupe 2} &= 5.539/627 = 8,83 \\ \text{Odds ratio} &= 1,10 \end{aligned} \quad (7)$$

La variable région a un impact positif et statistiquement significatif au seuil de 5%. Habiter une région rurale ou une petite ville semble avoir un impact positif sur l'emploi. Hairault et al (2006), obtiennent des résultats similaires, montrant que la probabilité d'occuper un emploi est plus forte dans les régions rurales qu'en région parisienne.

5.3.3. Les variables contextuelles

Le statut marital a un impact négatif et statistiquement significatif au seuil de 10%. Les individus qui ne sont pas mariés participent davantage à l'emploi que les individus mariés. Une explication possible est qu'un individu isolé est contraint de travailler pour des raisons financières.

5.3.4. Les variables relatives à l'état de santé

Conformément à la littérature, les variables de santé, physique et mentale, ont également un effet statistiquement significatif sur l'emploi.

Les 3 variables relatives à **l'état de santé physique** sont positives et statistiquement significatives au seuil de 1%. Meilleure est la santé d'un individu, meilleures sont ses chances d'occuper un emploi. Ce résultat est conforme à la littérature (Blanchet et Debrand (2007)). Certains auteurs soulignent toutefois le risque de biais dans l'analyse de l'impact de l'état de santé sur l'offre de travail. En effet, chaque individu choisit de consacrer du temps et des ressources plus ou moins importantes au maintien de son capital santé. Ce choix peut dépendre du statut d'emploi. On parle d'effet « bouclage »¹⁷.

Le nombre de maladies chroniques a un impact négatif et statistiquement significatif au seuil de 5%. Le nombre de maladies chroniques dont sont victimes les individus dégradent la participation à l'emploi. Lorsque le nombre de maladies chroniques dont est atteint un individu augmente de 1 (une maladie), le modèle prédit que la probabilité d'occuper un emploi décroît de 0,39 point de pourcentage.

Les variables **test numérique et test d'orientation** 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.

La qualité de vie apparaît également positive et statistiquement significative. Un individu bien dans sa peau, heureux, stable mentalement a plus de chances d'occuper un emploi, qu'un individu qui souffre d'un mal-être. Au plus le résultat obtenu lors du test est élevé, au plus la probabilité d'occuper un emploi augmente.

5.3.5. La variable monétaire

Le revenu du ménage a un impact positif et statistiquement significatif. Cela suggère qu'un individu issu d'un milieu plus aisé a plus de chance d'occuper un emploi, qu'un individu issu d'un milieu plus précaire. Cette variable est significative à 1%.

¹⁷ ANDERSON, KATHRYN H., BURKHAUSER, RICHARD V. (1985), *The Retirement - Health Nexus: A new Measure of an Old Puzzle*

Selon nous, un risque de causalité inverse entre la variable dépendante et la variable indépendante « revenu » pourrait exister. En effet, une interprétation possible est qu'un individu ayant un emploi aura très probablement un revenu systématiquement plus important qu'un chômeur.

5.4. Analyse des effets marginaux

Dans une régression logistique, l'effet marginal des variables explicatives n'est pas constant. La probabilité d'occuper un emploi est une fonction non-linéaire des variables indépendantes introduites dans le modèle. Dans cette section, nous interprétons l'impact de chaque variable individuellement. Seuls les effets marginaux des variables statistiquement significatives sont analysés. Le tableau complet des résultats peut se trouver en annexe (Tableau n° 12).

Les effets marginaux indiquent que la probabilité d'occuper un emploi augmente de 0,54 points de pourcentage lorsque la distance à la sortie augmente d'une année, ou lorsque l'âge moyen de sortie de la vie active recule d'une année.

Cette probabilité augmente de 1,94 points de pourcentage lorsque l'individu obtient un bon score au test d'orientation, et de 0,61 points de pourcentage pour un bon résultat au test numérique.

Par ailleurs, l'effet marginal de la variable revenu indique que la probabilité d'occuper un emploi augmente de 1,35 points de pourcentage lorsque le revenu du ménage exprimé en décile, augmente d'une unité (soit 10%).

L'analyse des résultats montre également que, les effets marginaux des variables éducation sur la probabilité d'occuper un emploi, sont différents selon le niveau de formation des individus. Par exemple, un individu ayant un niveau primaire (ISCED 2) aura 1,6% de chance de plus qu'un individu sans éducation d'être employé. Cet effet s'élève à 3,8% pour un individu ayant une éducation de niveau secondaire (ISCED 3). Ainsi, la différence entre les deux est de 2,2 points de pourcentage. Conformément à la littérature (Laurent (2001)), plus le niveau de qualification augmente, plus l'effet marginal de la variable est fort.

Cette analyse montre aussi que la probabilité qu'un individu occupe un emploi augmente de 1,99 points de pourcentage lorsque ce dernier est en excellente santé. Les effets marginaux sont différents pour chaque niveau de santé : excellente santé (1,99%), très bonne santé (1,92 points de pourcentage) et bonne santé (1,52 points de pourcentage). Plus la santé d'un individu se dégrade, plus l'effet marginal sur la probabilité d'occuper un emploi décroît. Ce résultat est donc logique et suit la littérature qui dit que la probabilité d'un individu d'être en emploi est liée à son état de santé.

Cette probabilité d'emploi augmente d'environ 0,76 points de pourcentage lorsque l'individu réside à la campagne ou dans une petite ville.

Les effets marginaux indiquent également que la probabilité d'occuper un emploi augmente d'environ 0,36 points de pourcentage, lorsque l'individu est heureux et épanoui.

De même, cette probabilité diminue de 0,39 points de pourcentage lorsque le nombre de maladies chroniques dont est victime l'individu augmente d'une unité (une maladie).

Enfin, la probabilité d'occuper un emploi semble diminuer de 0,74 points de pourcentage lorsque cet individu est de sexe masculin. Ceci peut s'expliquer par le fait que la proportion de femmes au sein de l'échantillon est plus importante que la proportion d'hommes.

Pour terminer, être marié diminue la probabilité d'occuper un emploi d'environ 0,75 points de pourcentage.

Ces résultats témoignent de l'importance du niveau d'éducation et de l'état de santé sur le marché du travail. Les effets marginaux de l'âge et de la distance à la sortie ne semblent pas être les plus importants pour expliquer le taux d'emploi.

5.5. Analyses des effets d'interaction

Les effets des variables explicatives peuvent se cumuler et donc l'effet d'une variable explicative peut être exacerbé par une autre. Cet effet est nommé : effet d'interaction. Nous proposons de tester l'hypothèse que l'effet négatif de la proximité de la pension sur la probabilité d'occuper un emploi, varie en fonction des valeurs prises par les variables explicatives : âge, éducation, revenu et santé.

Afin de s'assurer de l'utilité d'analyser les effets d'interaction, nous réalisons au préalable un test de ratio de vraisemblance entre un modèle contraint et un modèle non contraint incluant la variable « Distance à la sortie » et chacune des variables explicatives prises une à une. Nous obtenons pour chaque modèle, des valeurs Chi-deux largement supérieures à 1. En effet, les statistiques du test de ratio de vraisemblance sont de 68,23 pour l'âge, de 542,37 pour l'éducation, de 954,83 pour le revenu et enfin de 262,91 pour la santé. Nous pouvons donc en déduire qu'au moins un des coefficients dans chaque modèle contraint est différent de 0 et significatif au seuil de 1 %.

Par conséquent, analyser l'interaction entre la distance à la sortie et les variables âge, éducation, revenu et santé a du sens et nous permettra de confirmer ou d'infirmier notre hypothèse de départ, à savoir, les variables âge, éducation, revenu et santé ont un impact sur l'effet de la proximité de la pension.

5.5.1. Interaction entre la distance à la sortie et l'âge

Nous posons l'hypothèse que l'effet négatif de la proximité de la pension sur la probabilité d'occuper un emploi, s'accroît avec l'âge. Afin de vérifier cette hypothèse, nous introduisons une nouvelle variable dans le modèle : « interact_age_dist ».

Notre intuition semble confirmée. Le coefficient associé à la variable « interact_age_dist » est positif et statistiquement significatif au seuil de 1% (cfr tableaux 4 et 5). Ce résultat confirme l'existence d'un effet d'interaction. Il peut s'interpréter comme suit : l'effet de l'âge sur la probabilité d'occuper un emploi s'accroît en même temps que s'accroît la distance à la retraite (et inversement). La proximité de la pension diminue la probabilité d'occuper un emploi et l'effet négatif s'accroît avec l'âge.

Toutefois, remarquons que l'effet marginal de cette variable est relativement faible et proche de 0 (0,0053%).

5.5.2. Interaction entre la distance à la sortie et le niveau d'éducation

Nous introduisons 4 nouvelles variables dans notre modèle afin de mesurer l'effet de la distance à la sortie pour différents niveaux d'éducation.

Ces variables sont statistiquement significatives au seuil de 1%. Les coefficients sont respectivement de 4,57%, 9,48%, 15,65% et 14,33% pour les niveaux d'éducation 2, 3, 4 et 5-6. Nous sommes bien en présence d'un effet d'interaction : l'effet de la distance à la sortie varie en fonction des valeurs prises par la variable éducation. Le signe des coefficients associés aux variables d'interaction est positif. Cela signifie que l'effet positif de la distance à la sortie sur la probabilité d'occuper un emploi s'accroît en même temps que s'accroît niveau d'éducation (et inversement). Cependant, l'effet de cette variable est moins fort pour les individus les moins éduqués. Ce résultat est surprenant dans la mesure où nous nous attendions à ce que l'effet négatif de la proximité de la pension soit plus fort pour les individus les moins éduqués (Hairault et al. (2006)). Nous supposons que cette divergence par rapport à la littérature provient de la base de données que nous avons utilisée dans cette étude qui reprend des observations de pays différents, d'une part, et d'autre part, de la méthode de calcul de la distance à la sortie. De plus, durant ces dernières années, force est de constater que les pouvoirs publics ont fortement soutenu la mise à l'emploi des moins qualifiés. En outre, bien que l'effet marginal de la variable d'interaction « interact_dist_educ_2 » soit inférieur à l'effet marginal de la variable d'interaction « interact_dist_educ_5_6 », celui-ci n'en reste pas moins significatif, comme tous les autres niveaux d'éducation. Enfin, comme cité précédemment, d'autres auteurs (Laurent (2001)), constatent eux aussi un effet croissant pour le niveau d'éducation sur la probabilité d'occuper un emploi. Ce dernier ne calcule toutefois ni la distance à la sortie, ni les variables d'interaction.

5.5.3. Interaction entre la distance à la sortie et le revenu du ménage

Nous posons l'hypothèse que la probabilité d'occuper un emploi est moins affectée par la distance à la sortie pour les individus issus d'un milieu moins aisé. Pour commencer, nous divisons notre échantillon en deux catégories : les 10% les plus riches et les autres. En d'autres mots, la première catégorie comprend les individus dont le revenu du ménage est égal à 10 déciles. La deuxième catégorie comprend les autres individus dont le revenu du ménage est compris entre 1 et 9 déciles. Nous créons deux nouvelles variables binaires. Nous introduisons ensuite 2 nouvelles variables d'interaction dans notre modèle, afin de mesurer l'effet de la distance à la sortie selon différents niveaux de revenu.

Les variables d'interaction sont positives et statistiquement significatives au seuil de 1%. Ce résultat confirme l'existence d'un effet d'interaction. Il peut s'interpréter comme suit : l'effet négatif de la proximité de la pension sur la probabilité d'occuper un emploi, décroît en même temps que décroît le revenu du ménage (et inversement).

Il apparaît que l'effet de la distance à la sortie croisé avec l'effet du revenu est plus fort pour les 10% des individus les plus riches, que pour les autres (effet marginal de 1,46% pour le décile 10 et effet marginal de 0,60 % pour les déciles 1-9).

Notre intuition semble confirmée : au moins le revenu du ménage est important et au plus l'horizon de fin de vie active est proche, au plus la probabilité d'occuper un emploi augmente. La raison principale est sans doute que les individus les moins aisés ont davantage besoin de travailler.

5.5.4. Interaction entre la distance à la sortie et l'état de santé

Les résultats de la régression ont montré l'importance de la santé pour expliquer le taux d'emploi des seniors. Ainsi, nous introduisons 3 nouvelles variables d'interaction dans le modèle afin de mesurer l'effet de la distance à la sortie selon différents niveaux de santé : excellent, très bon, bon.

Le signe des trois variables d'interaction est positif et statistiquement significatif au seuil de 1%. Les résultats montrent également que plus la santé des individus se dégrade, plus l'effet négatif de la proximité de la pension s'estompe. Les effets marginaux des variables d'interaction « Distance à la sortie et santé excellente », « Distance à la sortie et très bonne santé » et « Distance à la sortie et bonne santé » sont respectivement de 0,36 %, 0,31 % et 0,29 %. Ce résultat est surprenant dans la mesure où nous nous attendions à ce que l'effet négatif de la proximité de la pension s'accroisse lorsque la santé des individus se dégrade.

5.6. Application des résultats au modèle Japonais: partie personnelle

Au vu de ces différents résultats, il est intéressant de se pencher sur le fonctionnement d'un pays étranger qui excelle dans l'adaptation de ses emplois au vieillissement de sa population.

Selon Guillemard (2003), l'analyse internationale des politiques mises en place en Europe et au Japon, qui porte le titre de "doyen" des pays industrialisés, permet de voir que seuls les pays ayant introduit des politiques actives de l'emploi avec comme but l'adaptation du travail à une main d'œuvre vieillissante et la prévention de la perte de capacité de travail ont su garder en emploi leurs employés âgés. Il est important de gérer l'évolution des âges à l'intérieur d'une entreprise de manière différente de ce qui prévalait jusqu'à maintenant. En effet, il est plus intéressant et plus logique d'engager une nouvelle gestion de la synergie des âges. Les années à venir vont voir arriver encore une plus grande proportion des 45/64 ans qui, en Europe, représentait déjà en 2015, 43%¹⁸ de la population active. Cette génération est celle du baby-boom et vieillissant petit à petit, elle explique la montée accrue du pourcentage de seniors dans la population active.

Pourtant, on constate une baisse significative du taux d'emploi des plus de 55 ans dont les causes sont à chercher du côté de la demande de travail. Les entreprises en surcapacité optent pour le gel des embauches et la sortie des plus de 55 ans. Les facteurs affectant la demande de travail sont le coût d'ajustement (coût de licenciement croissant avec l'ancienneté) et l'ajustement de la demande (rapport entre salaire et productivité).

Les réformes en matière de retraite incitent les salariés à retarder leur cessation d'activité. Les entreprises doivent donc s'adapter au vieillissement en créant des conditions de travail favorables au maintien des travailleurs âgés dans le monde du travail.

¹⁸ Source: Insee, enquête Emploi 2015; calculs DARES
DUBOIS Bénédicte - FRENNET Ameline - MEUNIER Jessica

Mais les entreprises n'ont pas toujours la capacité d'adopter des techniques de production et d'organisation qui rendraient possible l'aménagement des postes et des horaires de travail des aînés. La tendance «à la sortie précoce du monde du travail» est difficile à inverser car les politiques d'emploi ont longtemps incité les seniors à la cessation d'activité anticipée.

En Europe, la situation de faible taux d'emploi des seniors est très préoccupante car elle met en mauvaise posture le financement des retraites ainsi que les systèmes de sécurité sociale. L'expérience des seniors est un atout pour les entreprises et leur compétitivité. L'augmentation du nombre de seniors dans les entreprises représente également un risque de bouleversement dû à de futurs départs massifs vers la retraite. Les entreprises devront donc être plus attractives afin de retenir leurs salariés âgés et attirer ainsi que fidéliser une population plus jeune de travailleurs. Elles devront donc changer leur politique de bien-être au travail et d'évolution professionnelle pour tous les âges. Tous ces éléments portent à penser qu'il est temps de changer la gestion des entreprises et leur mode de management des âges.

Jusqu'ici, peu nombreuses sont les sociétés ayant réussi à appliquer des politiques en accord avec la perspective de vieillissement des populations. En effet, les sociétés confrontées à cette situation essaient de trouver des solutions à ce vieillissement de leur population active. L'Europe continentale a, pour sa part, fait une entrée catastrophique dans ces politiques des âges. Afin de sauvegarder l'emploi, elle a, durant plusieurs années, indemnisé de manière très généreuse les départs vers une retraite anticipée. Le résultat de cette approche ayant réduit presque de moitié le taux d'emploi des 55-64 ans entre 1975 et 1995, a eu un effet catastrophique sur la situation actuelle. Depuis peu, elle essaie d'inverser ces effets. Grâce à des réformes de retraite (recul de l'âge légal de départ à la retraite, la hausse de durée de cotisation et suppression du financement public de la préretraite), le taux d'emploi des seniors a fortement augmenté les quinze dernières années. Mais avancer la sortie des seniors du marché du travail n'a pas comme espéré, équilibré le partage du travail entre générations. Le chômage n'a pas diminué et le PIB potentiel a baissé.

Les pays scandinaves et le Japon sont, au contraire, des sociétés ayant décidé de miser sur un renforcement de leurs politiques actives de l'emploi visant les plus de 45 ans.

Les réticences des employeurs à garder ou embaucher des travailleurs âgés reposent selon Lazear (1979) sur des raisons économiques, à savoir le problème de moindre productivité et celui du salaire trop élevé ou des préjugés.

Depuis les années 20, le Japon a mis en place une politique d'emploi à vie. Il s'agit donc de la possibilité de continuer à travailler après l'âge légal de la pension fixé à 60 ans (avec un nouveau contrat). Ainsi, le pays veut revaloriser et redynamiser l'emploi des seniors.

Pour parer au problème des salaires des seniors, le Japon a également mis en place trois pratiques:

1. L'abandon du système de progression des salaires à l'ancienneté:

A partir d'un certain âge, le salaire de l'employé n'augmente plus sur base de l'ancienneté. Il peut tout de même encore évoluer mais cette fois-ci sur base des performances du salarié et de sa contribution réelle. Ce changement dans les modalités de rémunérations apparaît de manière différente d'une entreprise à l'autre en fonction de leur politique interne mais intervient fréquemment vers l'âge de 55 ans.

2. Une baisse du salaire de base:

Deux baisses de salaire sont appliquées.

La première, vers 55 ans (= l'âge de retrait des fonctions d'encadrement). Cette diminution s'explique par un allègement des responsabilités.

La deuxième après 60 ans. A cet âge là, les employés signent un nouveau contrat (car cet âge dépasse la retraite obligatoire) et se voient attribuer un salaire moindre avec comme contrepartie la diminution voire même la suppression des heures supplémentaires. Le changement se fait également au niveau de la fréquence de rémunération qui passe de mensuelle à horaire.

3. L'ajustement du salaire en fonction de la pension perçue et des aides de l'Etat:

Entre 60 et 64 ans, les personnes qui continuent à travailler peuvent recevoir des aides de l'Etat à hauteur de 15%¹⁹ de leur salaire si celui-ci est inférieur à 75%²⁰ de la rémunération qu'ils touchaient à 60 ans.

La baisse du salaire après 60 ans a pour but également d'éviter les baisses de pension. En effet, si le cumul du salaire et de la pension est trop élevé, cette dernière est diminuée par l'Etat. Cet ajustement du salaire permet donc d'éviter ce cas de figure.

Ces solutions permettent de parer aux problèmes de moindre productivité et de salaire trop élevé. Les fins de carrières sont aménagées (postes moins lourds, moins de responsabilités, horaires moins longs,...) et permettent ainsi d'atteindre l'objectif principal dans ce problème d'emploi des seniors, à savoir réussir à garder ces employés jusqu'à l'âge légal de la pension.

Le désir de départ anticipé à la retraite d'un individu dépend quant-à lui de facteurs économiques (barème des droits à la retraite) et non-économiques (satisfaction au travail, santé, espérance de vie). Dans le souci de mener au mieux cette nouvelle gestion de la synergie des âges, il est important de travailler également sur ces différents aspects.

Le Japon a, pour sa part, mis en place une véritable politique en faveur du prolongement de la vie active. Grâce à divers arguments (attrait pour une garantie à vie de l'emploi, primes, avantages sociaux,...), l'Etat travaille sur les motivations des seniors. Le système de salaire, reflétant l'investissement en capital humain (il s'ajuste au coût supporté par le travailleur), participe grandement dans le développement de ces motivations.

Depuis 1990, plus de la moitié des japonais de 60 à 64 ans restent encore dans la vie active. ce chiffre est proche des 15% après 65 ans²¹.

Les motivations principales de cette partie de la population sont principalement d'ordre financier mais également liées à l'insertion sociale et la préservation du dynamisme.

¹⁹ DOURILLE-FEE E. (2002), *Les défis de l'emploi des travailleurs âgés au Japon*

²⁰ DOURILLE-FEE E. (2002), *Les défis de l'emploi des travailleurs âgés au Japon*

²¹ Source: 1990,1998: Somusho Tokeikyoku "Rodoryokuchosha" (enquête sur la population active) 2005, 2010: ministère du travail. Direction de la stabilisation de la main-d'oeuvre

Il existe, selon les travaux économétriques de Seike (1997), une corrélation entre le prolongement des seniors au travail après l'âge de la pension et la force de travail ainsi qu'un niveau de salaire bas et de mauvaises conditions de travail.

Au Japon, les seniors ont dorénavant une si grande place dans la population active que des programmes tels que le "Senior work programme" ou le "Silver Human Resource Centers" voient le jour pour informer et aider ces personnes dans la recherche et le développement de leur travail.

Vivre dans un environnement valorisant le vieillissement actif influence grandement l'emploi des seniors. Il est important désormais pour nos sociétés d'appliquer une politique publique volontariste de promotion de l'emploi des seniors et d'adapter la gestion des entreprises à cette population vieillissante.

5.7. Robustesse

Dans cette section, nous testons la robustesse de notre modèle. 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.

Les résultats du modèle Probit sont présentés en annexe dans le tableau n°10 et n°11. Les résultats des deux modèles sont très similaires et montrent la fiabilité des résultats.

6. Conclusion

Notre question de départ était de voir si reculer l'âge de départ à la pension constituait réellement un instrument efficace pour stimuler l'emploi des séniors. Afin de répondre à cette question, nous avons estimé un modèle Logit dans le but d'analyser le lien entre la probabilité d'occuper en emploi et la distance à la sortie. Nous avons également introduit des variables de contrôle telles que : l'âge, le niveau d'éducation, l'état de santé physique et mentale, la nationalité, la région, le statut marital, le genre et le revenu du ménage.

Cette analyse économétrique nous a permis d'analyser le degré de significativité des variables pour expliquer le faible taux d'emploi chez les seniors. Il apparaît que la distance à la sortie a un impact positif et statistiquement significatif sur la probabilité d'occuper un emploi. La proximité de la pension réduit la probabilité d'occuper un emploi chez les travailleurs âgés. Lorsque la distance à la sortie augmente de 1 (une année), la probabilité d'occuper un emploi augmente de 0,54 points de pourcentage. Cette variable est statistiquement significative au seuil de 1%.

Lors de l'analyse univariée, les variables suivantes se sont également révélées être statistiquement significatives et donc importantes pour expliquer le taux d'emploi des seniors : le niveau d'éducation, la santé (physique et mentale), le revenu du ménage, la région, le genre.

Le calcul des effets marginaux a permis d'identifier l'effet plus ou moins important de chacune des variables introduites dans le modèle. Les variables d'état de santé, du niveau d'éducation, de distance à la sortie et de l'âge semblent être importantes pour expliquer le taux d'emploi des seniors. Ces effets marginaux qui en découlent sont différents selon le niveau d'instruction atteint par chaque individu. Plus le niveau de qualification augmente, plus l'effet marginal est important. De même, meilleure est la santé d'un individu, plus l'effet marginal est important.

L'analyse de l'interaction entre la distance à la sortie et l'âge a renforcé ces résultats et montré que la proximité de la pension diminue la probabilité d'occuper un emploi et l'effet négatif s'accroît avec l'âge.

Cette analyse a également montré que l'effet négatif de la proximité de la pension sur la probabilité d'occuper un emploi, décroît en même temps que décroît le revenu du ménage. Ce résultat est conforme à l'intuition selon laquelle les individus les moins aisés sont davantage motivés à travailler. Par contre, les résultats de la régression des variables d'interaction "Distance à la sortie et éducation" et "Distance à la sortie et santé" font apparaître des effets marginaux surprenants. Ainsi, l'effet négatif de la proximité de la pension est d'autant plus fort pour les individus les plus éduqués. De même, plus la santé des individus se dégrade, plus l'effet négatif de la proximité de la pension est faible.

En conclusion, ces résultats nous amènent à penser que reculer l'âge de départ de la pension est un instrument efficace mais pas suffisant pour stimuler l'emploi des seniors. D'autres types de contraintes, telles que la santé et le niveau de formation, entrent en compte. En plus des motivations individuelles des individus, de nombreux économistes soulignent la nécessité d'agir sur la demande de travail envers les travailleurs âgés (préjugés, dégradation du ratio coût-productivité, peu de possibilités de formation pour les travailleurs âgés,...). En effet, reculer l'âge de la pension n'aura d'effet que si les séniors occupent effectivement un emploi. Tous ces facteurs jouent simultanément sur le taux d'emploi et il convient de tenir compte de l'influence de tous ces déterminants dans son ensemble.

Toutefois, selon l'ensemble des données récoltées tous azimuts, force est de constater que les pays dont le taux d'emploi des seniors est le plus élevé, sont ceux où l'âge légal de la pension est le plus éloigné. Par conséquent, reculer l'âge légal de la pension pourrait constituer selon nous une première étape pour reporter l'âge moyen de cessation d'activité et de facto, augmenter le taux d'emploi des seniors.

7. Limites de l'étude

Notre modèle comporte plusieurs limites.

Tout d'abord, la variable distance à la sortie n'est pas calculée en fonction de l'âge légal de la pension mais en fonction de l'âge moyen de sortie de la vie active. L'horizon de fin de vie active est donc mesuré comme la distance jusqu'à une norme sociale, l'âge moyen de départ à la pension. Reculer l'âge légal de la pension n'aura donc de conséquences sur l'emploi des seniors, qu'au moment où la norme sociale aura évolué au sein de la société, ce qui peut prendre du temps.

De plus, bien que l'effet de distance à la sortie soit statistiquement significatif, il n'est pas possible d'affirmer avec certitude si ce sera le cas sur l'ensemble de la population. Prédire l'évolution du taux d'emploi est un exercice extrêmement difficile, d'autant plus en raison de l'hétérogénéité présente entre les pays. Il n'est pas si simple de tirer des conclusions politiques et de déterminer exactement comment l'introduction d'une mesure visant à reculer l'âge de la pension se traduirait sur le taux d'emploi ou l'âge moyen de sortie de la vie active. En effet, l'impact d'une réforme sur le comportement des individus peut fortement varier d'un cas à l'autre, il n'est pas possible de tenir compte de la multiplicité des situations. De nombreux éléments interviennent et sont difficiles à prendre en compte et à projeter. C'est d'ailleurs pour cette raison que de nombreux travaux empiriques réalisent des analyses plus fines sur des données microéconomiques.

Enfin, il serait intéressant dans des recherches futures, d'analyser la probabilité d'occuper un emploi en fonction de la situation antérieure des individus (l'historique professionnel). En effet, il n'est pas déraisonnable d'affirmer que la probabilité d'occuper un emploi pour un individu au chômage depuis une courte durée, est probablement supérieure à celle d'en acquérir un, pour un individu qui est au chômage depuis une longue période. De même, la probabilité de garder un emploi pour un individu qui travaille depuis longtemps, est certainement supérieure à celle d'en garder un si l'individu occupe un emploi depuis peu de temps.

Annexes

ANNEXE 1 – Statistiques descriptives

Tableau 1. Statistiques descriptives				
« Statistiques descriptives » utilisant les observations 1-13567				
VARIABLE	MOYENNE	MEDIANE	MINIMUM	MAXIMUM
Age	56,465	57,000	45,000	65,000
sq_Age	3202,6	3249,0	2025,0	4225,0
Genre_masculin	0,45449	0,0000	0,0000	1,0000
Nationalité_etrangere	0,10444	0,0000	0,0000	1,0000
Stat_marital_marie	0,73347	1,0000	0,0000	1,0000
Stat_marital_cohabitant	0,024029	0,0000	0,0000	1,0000
Stat_marital_separe	0,015479	0,0000	0,0000	1,0000
Stat_marital_celib	0,081300	0,0000	0,0000	1,0000
Stat_marital_divorce	0,11830	0,0000	0,0000	1,0000
Stat_marital_veuf	0,027419	0,0000	0,0000	1,0000
Region_rurale_petite_ville	0,59033	1,0000	0,0000	1,0000
Niveau_educ_0_1	0,084617	0,0000	0,0000	1,0000
Niveau_educ_2	0,13562	0,0000	0,0000	1,0000
Niveau_educ_3	0,40097	0,0000	0,0000	1,0000
Niveau_educ_4	0,059335	0,0000	0,0000	1,0000
Niveau_educ_5_6	0,31945	0,0000	0,0000	1,0000
Nb_enfants	2,0527	2,0000	0,0000	7,0000
Etat_sante_excellent	0,12693	0,0000	0,0000	1,0000
Etat_sante_tres_bon	0,27965	0,0000	0,0000	1,0000
Etat_sante_bon	0,38203	0,0000	0,0000	1,0000
Etat_santé_mauvais	0,21140	0,0000	0,0000	1,0000
Revenu_percentiles	6,6704	7,0000	1,0000	10,000
Taille_menage	2,5393	2,0000	1,0000	10,000
Nb_maladies_chroniques	0,62416	0,0000	0,0000	7,0000
Qualite_de_vie	38,752	39,000	12,000	48,000
Test_orientation	3,9374	4,0000	1,0000	4,0000
Test_numerique	4,4692	5,0000	0,0000	5,0000
Distance_sortie	6,2407	6,0000	0,10000	24,000
Situation_marche_travail_emploi	0,90293	1,0000	0,0000	1,0000
Employe	0,49075	0,0000	0,0000	1,0000
Fonctionnaire	0,28636	0,0000	0,0000	1,0000
Independant	0,12582	0,0000	0,0000	1,0000
Chômeur	0,097074	0,0000	0,0000	1,0000
AUTRICHE	0,031179	0,0000	0,0000	1,0000
Belgique	0,099654	0,0000	0,0000	1,0000
REP_TCHEQUE	0,051596	0,0000	0,0000	1,0000
DANEMARQUE	0,10496	0,0000	0,0000	1,0000
ESTONIE	0,093536	0,0000	0,0000	1,0000
France	0,056461	0,0000	0,0000	1,0000
Allemagne	0,099359	0,0000	0,0000	1,0000
GRECE	0,063315	0,0000	0,0000	1,0000
ISRAEL	0,020491	0,0000	0,0000	1,0000

Italie	0,078720	0,0000	0,0000	1,0000
Luxembourg	0,024766	0,0000	0,0000	1,0000
POLOGNE	0,025356	0,0000	0,0000	1,0000
Portugal	0,021375	0,0000	0,0000	1,0000
SLOVENIE	0,050932	0,0000	0,0000	1,0000
Espagne	0,064790	0,0000	0,0000	1,0000
SUEDE	0,057787	0,0000	0,0000	1,0000
SUISSE	0,055723	0,0000	0,0000	1,0000
Variable	Écart type	C.V.	Asymétrie	Ex. aplatissement
Age	3,7891	0,067105	-0,17665	-0,30569
sq_Age	425,77	0,13294	-0,011008	-0,42696
Genre_masculin	0,49794	1,0956	0,18282	-1,9666
Nationalité_etrangere	0,30585	2,9283	2,5867	4,6911
Stat_marital_marie	0,44216	0,60283	-1,0561	-0,88468
Stat_marital_cohabitant	0,15314	6,3733	6,2162	36,641
Stat_marital_separe	0,12345	7,9756	7,8499	59,620
Stat_marital_celib	0,27331	3,3617	3,0641	7,3886
Stat_marital_divorce	0,32298	2,7301	2,3637	3,5871
Stat_marital_veuf	0,16331	5,9559	5,7878	31,499
Region_rurale_petite_ville	0,49179	0,83308	-0,36736	-1,8650
Niveau_educ_0_1	0,27832	3,2892	2,9850	6,9104
Niveau_educ_2	0,34240	2,5246	2,1284	2,5303
Niveau_educ_3	0,49011	1,2223	0,40411	-1,8367
Niveau_educ_4	0,23626	3,9818	3,7305	11,916
Niveau_educ_5_6	0,46628	1,4596	0,77445	-1,4002
Nb_enfants	1,2012	0,58520	0,64482	1,3527
Etat_sante_excellent	0,33290	2,6228	2,2414	3,0240
Etat_sante_tres_bon	0,44884	1,6050	0,98190	-1,0359
Etat_sante_bon	0,48590	1,2719	0,48559	-1,7642
Etat_sante_mauvais	0,40831	1,9315	1,4137	-0,0014634
Revenu_percentiles	2,9185	0,43753	-0,61307	-0,87620
Taille_menage	1,0972	0,43210	1,0789	1,8476
Nb_maladies_chroniques	0,87921	1,4086	1,5722	2,6306
Qualite_de_vie	5,5963	0,14441	-0,66503	0,23694
Test_orientation	0,26153	0,066421	-4,6217	25,275
Test_numerique	1,0753	0,24059	-2,4020	5,5761
Distance_sortie	3,6479	0,58454	0,44964	-0,17044
Situation_marche_travail_emploi	0,29607	0,32790	-2,7219	5,4090
Employe	0,49993	1,0187	0,037008	-1,9986
Fonctionnaire	0,45207	1,5787	0,94520	-1,1066
Independant	0,33166	2,6360	2,2565	3,0918
Chômeur	0,29607	3,0499	2,7219	5,4090
AUTRICHE	0,17381	5,5745	5,3949	27,105
Belgique	0,29955	3,0059	2,6731	5,1454
REP_TCHEQUE	0,22122	4,2875	4,0541	14,436
DANEMARQUE	0,30651	2,9203	2,5777	4,6447
ESTONIE	0,29119	3,1132	2,7918	5,7943
France	0,23082	4,0881	3,8433	12,771
Allemagne	0,29915	3,0108	2,6786	5,1749
GRECE	0,24354	3,8464	3,5863	10,862
ISRAEL	0,14168	6,9142	6,7693	43,823

Italie	0,26931	3,4211	3,1287	7,7886
Luxembourg	0,15542	6,2754	6,1158	35,403
POLOGNE	0,15721	6,2001	6,0386	34,465
Portugal	0,14464	6,7665	6,6185	41,805
SLOVENIE	0,21987	4,3169	4,0850	14,688
Espagne	0,24616	3,7994	3,5361	10,504
SUEDE	0,23335	4,0381	3,7903	12,366
SUISSE	0,22940	4,1167	3,8736	13,005
Variable	Pourc. 5%	Pourc. 95%	Intervalle IQ	Obs. manquantes
Age	51,000	62,000	5,0000	0
sq_Age	2601,0	3844,0	565,00	0
Genre_masculin	0,0000	1,0000	1,0000	0
Nationalité_etrangere	0,0000	1,0000	0,0000	0
Stat_marital_marie	0,0000	1,0000	1,0000	0
Stat_marital_cohabitant	0,0000	0,0000	0,0000	0
Stat_marital_separe	0,0000	0,0000	0,0000	0
Stat_marital_celib	0,0000	1,0000	0,0000	0
Stat_marital_divorce	0,0000	1,0000	0,0000	0
Stat_marital_veuf	0,0000	0,0000	0,0000	0
Region_rurale_petite_ville	0,0000	1,0000	1,0000	0
Niveau_educ_0_1	0,0000	1,0000	0,0000	0
Niveau_educ_2	0,0000	1,0000	0,0000	0
Niveau_educ_3	0,0000	1,0000	1,0000	0
Niveau_educ_4	0,0000	1,0000	0,0000	0
Niveau_educ_5_6	0,0000	1,0000	1,0000	0
Nb_enfants	0,0000	4,0000	2,0000	0
Etat_sante_excellent	0,0000	1,0000	0,0000	0
Etat_sante_tres_bon	0,0000	1,0000	1,0000	0
Etat_sante_bon	0,0000	1,0000	1,0000	0
Etat_sante_mauvais	0,0000	1,0000	0,0000	0
Revenu_percentiles	1,0000	10,000	5,0000	0
Taille_menage	1,0000	5,0000	1,0000	0
Nb_maladies_chroniques	0,0000	2,0000	1,0000	0
Qualite_de_vie	29,000	47,000	8,0000	0
Test_orientation	3,0000	4,0000	0,0000	0
Test_numerique	2,0000	5,0000	1,0000	0
Distance_sortie	0,90000	12,420	5,6000	0
Situation_marche_travail_emploi	0,0000	1,0000	0,0000	0
Employe	0,0000	1,0000	1,0000	0
Fonctionnaire	0,0000	1,0000	1,0000	0
Independant	0,0000	1,0000	0,0000	0
Chômeur	0,0000	1,0000	0,0000	0
AUTRICHE	0,0000	0,0000	0,0000	0
Belgique	0,0000	1,0000	0,0000	0
REP_TCHEQUE	0,0000	1,0000	0,0000	0
DANEMARQUE	0,0000	1,0000	0,0000	0
ESTONIE	0,0000	1,0000	0,0000	0
France	0,0000	1,0000	0,0000	0
Allemagne	0,0000	1,0000	0,0000	0
GRECE	0,0000	1,0000	0,0000	0
ISRAEL	0,0000	0,0000	0,0000	0

Italie	0,0000	1,0000	0,0000	0
Luxembourg	0,0000	0,0000	0,0000	0
POLOGNE	0,0000	0,0000	0,0000	0
Portugal	0,0000	0,0000	0,0000	0
SLOVENIE	0,0000	1,0000	0,0000	0
Espagne	0,0000	1,0000	0,0000	0
SUEDE	0,0000	1,0000	0,0000	0
SUISSE	0,0000	1,0000	0,0000	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 2 – Effets d'interaction entre le revenu et la distance à la sortie

Tableau 2. Effets d'interaction entre le revenu et la distance à la sortie

Logit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	z	PENTE
Const	-8,30351	1,11375	-7,455	
Age	0,0691946	0,0169867	4,073	0,00434588
Genre_masculin	-0,177506	0,0640781	-2,770	-0,0112359
Nationalite_etrangere	-0,200885	0,0934523	-2,150	-0,0135231
Stat_marital_marie	0,242233	0,0728359	3,326	0,0159973
Region_rurale_petite_ville	0,148297	0,0633197	2,342	0,00942790
Niveau_educ_2	0,409315	0,0983636	4,161	0,0226702
Niveau_educ_3	0,863056	0,0893742	9,657	0,0513294
Niveau_educ_4	1,32341	0,180155	7,346	0,0520748
Niveau_educ_5_6	1,39002	0,108294	12,84	0,0739048
Nb_enfants	0,0176554	0,0266233	0,6632	0,00110888
Etat_sante_excellent	0,398991	0,130123	3,066	0,0220990
Etat_sante_tres_bon	0,377113	0,0940603	4,009	0,0221173
Etat_sante_bon	0,289592	0,0773425	3,744	0,0176963
Taille_menage	0,0348534	0,0326697	1,067	0,00218903
Nb_maladies_chroniques	-0,0607335	0,0333698	-1,820	-0,00381447
Qualite_de_vie	0,0777682	0,00549711	14,15	0,00488437
Test_orientation	0,289478	0,0943511	3,068	0,0181812
Test_numerique	0,150146	0,0236825	6,340	0,00943019
Interact_dist_deciles_1_0	0,232244	0,0264823	8,770	0,0145865
Interact_dist_deciles_1_a_9	0,0952286	0,0172643	5,516	0,00598100
Moy.var.dép	0,902926		Ec.type var.dép	0,296069
R2 de McFadden	0,130784		Ré ajusté	0,125926
Log de vraisemblance	-3757,203		Critère d'Akaike	7556,406
Critère de Schwarz	7714,229		Hannan-Quinn	7609,028

Notes : Ce tableau regroupe les effets d'interaction entre le revenu et la distance à la sortie en fonction de la pente
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts type basés sur la matrice hessienne.
 Pente évaluée à la moyenne
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12258 (90,4%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (20) = 1130,63 [0,0000]
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 3 – Effets d'interaction entre le revenu et la distance à la sortie (significativité)

Tableau 3. Effets d'interaction entre le revenu et la distance à la sortie (significativité)

Logit utilisant les observations 1-13567					
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	z	P.CRITIQUE	
Const	-8,30351	1,11375	-7,455	<0,0001	***
Age	0,0691946	0,0169867	4,073	<0,0001	***
Genre_masculin	-0,177506	0,0640781	-2,770	0,0056	***
Nationalite_etrangere	-0,200885	0,0934523	-2,150	0,0316	**
Stat_marital_marie	0,242233	0,0728359	3,326	0,0009	***
Region_rurale_petite_ville	0,148297	0,0633197	2,342	0,0192	**
Niveau_educ_2	0,409315	0,0983636	4,161	<0,0001	***
Niveau_educ_3	0,863056	0,0893742	9,657	<0,0001	***
Niveau_educ_4	1,32341	0,180155	7,346	<0,0001	***
Niveau_educ_5_6	1,39002	0,108294	12,84	<0,0001	***
Nb_enfants	0,0176554	0,0266233	0,6632	0,5072	
Etat_sante_excellent	0,398991	0,130123	3,066	0,0022	***
Etat_sante_tres_bon	0,377113	0,0940603	4,009	<0,0001	***
Etat_sante_bon	0,289592	0,0773425	3,744	0,0002	***
Taille_menage	0,0348534	0,0326697	1,067	0,2860	
Nb_maladies_chroniques	-0,0607335	0,0333698	-1,820	0,0688	*
Qualite_de_vie	0,0777682	0,00549711	14,15	<0,0001	***
Test_orientation	0,289478	0,0943511	3,068	0,0022	***
Test_numerique	0,150146	0,0236825	6,340	<0,0001	***
Interact_dist_deciles_10	0,232244	0,0264823	8,770	<0,0001	***
Interact_dist_deciles_1_a_9	0,0952286	0,0172643	5,516	<0,0001	***
Moy.var.dép	0,902926		Ec.type var.dép	0,296069	
R2 de McFadden	0,130784		R2 ajusté	0,125926	
Log de vraisemblance	-3757,203		Critère d'Akaike	7556,406	
Critère de Schwarz	7714,229		Hannan-Quinn	7609,028	

Notes : Ce tableau regroupe les effets d'interaction entre le revenu et la distance à la sortie en fonction de p-valeur
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts type basés sur la matrice hessienne.
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12258 (90,4%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (20) = 1130,63 [0,0000]
 ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10% les variables sont statistiquement significatives.
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 4 – Effets d'interaction entre l'âge et la distance à la sortie

Tableau 4. Effets d'interaction entre l'âge et la distance à la sortie

Logit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	z	PENTE
Const	-4,43550	0,438234	-10,12	
Genre_masculin	-0,0803729	0,0635832	-1,264	-0,00460344
Nationalite_etrangere	-0,127425	0,0950831	-1,340	-0,00760520
Stat_marital_marie	-0,120546	0,0775462	-1,555	-0,00671541
Region_rurale_petite_ville	0,126384	0,0648874	1,948	0,00729007
Niveau_educ_2	0,305341	0,101409	3,011	0,0158381
Niveau_educ_3	0,698253	0,0923268	7,563	0,0380139
Niveau_educ_4	1,20331	0,183282	6,565	0,0445449
Niveau_educ_5_6	1,09717	0,111492	9,841	0,0543857
Nb_enfants	0,0185255	0,0268810	0,6892	0,00105748
Etat_sante_excellent	0,372560	0,132267	2,817	0,0188780
Etat_sante_tres_bon	0,326568	0,0955598	3,417	0,0175470
Etat_sante_bon	0,246126	0,0785970	3,131	0,0137179
Revenu_percentiles	0,238752	0,0113541	21,03	0,0136285
Taille_menage	-0,00843602	0,0320991	-0,2628	-0,000481546
Nb_maladies_chroniques	-0,0621859	0,0341415	-1,821	-0,00354971
Qualite_de_vie	0,0651781	0,00565235	11,53	0,00372050
Test_orientation	0,347877	0,0976203	3,564	0,0198576
Test_numerique	0,107078	0,0246364	4,346	0,00611225
Interact_age_dist	0,000929869	0,000179597	5,178	5,30789e-05
Moy.var.dép	0,902926		Ec.type var.dép	0,296069
R2 de McFadden	0,175379		R2 ajusté	0,170752
Log de vraisemblance	-3564,439		Critère d'Akaike	7168,878
Critère de Schwarz	7319,186		Hannan-Quinn	7218,994
<p>Notes : Ce tableau regroupe les effets d'interaction entre l'âge et la distance à la sortie en fonction de la pente Variable dépendante : situation marché travail emploi. Ecarts type basés sur la matrice hessienne. Pente évaluée à la moyenne Nombre de cas « correctement prédits » = 12290 (90,6%) F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296 Test du ration de vraisemblance : Chi-deux(19) = 1516,16 [0,0000] Sources : « calculs des auteurs »</p>				

ANNEXE 5 – Effets d'interaction entre l'âge et la distance à la sortie (significativité)

Tableau 5. Effets d'interaction entre l'âge et la distance à la sortie (significativité)

Logit utilisant les observations 1-13567					
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	z	P.CRITIQUE	
Const	-4,43550	0,438234	-10,12	<0,0001	***
Genre_masculin	-0,0803729	0,0635832	-1,264	0,2062	
Nationalite_étrangere	-0,127425	0,0950831	-1,340	0,1802	
Stat_marital_marie	-0,120546	0,0775462	-1,555	0,1201	
Region_rurale_petite_ville	0,126384	0,0648874	1,948	0,0514	*
Niveau_educ_2	0,305341	0,101409	3,011	0,0026	***
Niveau_educ_3	0,698253	0,0923268	7,563	<0,0001	***
Niveau_educ_4	1,20331	0,183282	6,565	<0,0001	***
Niveau_educ_5_6	1,09717	0,111492	9,841	<0,0001	***
Nb_enfants	0,0185255	0,0268810	0,6892	0,4907	
Etat_sante_excellent	0,372560	0,132267	2,817	0,0049	***
Etat_sante_tres_bon	0,326568	0,0955598	3,417	0,0006	***
Etat_sante_bon	0,246126	0,0785970	3,131	0,0017	***
Revenu_percentiles	0,238752	0,0113541	21,03	<0,0001	***
Taille_menage	-0,00843602	0,0320991	-0,2628	0,7927	
Nb_maladies_chroniques	-0,0621859	0,0341415	-1,821	0,0685	*
Qualite_de_vie	0,0651781	0,00565235	11,53	<0,0001	***
Test_orientation	0,347877	0,0976203	3,564	0,0004	***
Test_numerique	0,107078	0,0246364	4,346	<0,0001	***
Interact_âge_dist	0,000929869	0,000179597	5,178	<0,0001	***
Moy.var.dép	0,902926		Ec.type.var.dép.		0,296069
R2 de McFadden	0,175379		R2 ajusté		0,170752
Log de vraisemblance	-3564,439		Critère d'Akaike		7168,878
Critère de Schwarz	7319,186		Hannan-Quinn		7218,994
Notes : Ce tableau regroupe les effets d'interaction entre le revenu et la distance à la sortie en fonction de p-valeur					
Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.					
Nombre de cas « correctement prédits » = 12290 (90,6%)					
F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296					
Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (19) = 1516,16 [0,0000]					
***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10% les variables sont statistiquement significatives.					
Sources : « calculs des auteurs »					

ANNEXE 6 – Effets d'interaction entre le niveau d'éducation et la distance à la sortie

Tableau 6. Effets d'interaction entre le niveau d'éducation et la distance à la sortie

Logit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	z	PENTE
Const	-6,67287	0,793004	-8,415	
Genre_masculin	-0,123822	0,0645479	-1,918	-0,00711094
Nationalité_etrangere	-0,106590	0,0949892	-1,122	-0,00631953
Stat_marital_marie	-0,150076	0,0773746	-1,940	-0,00831733
Region_rurale_petite_ville	0,108166	0,0646293	1,674	0,00623378
Nb_enfants	0,00605234	0,0269687	0,2244	0,000345716
Etat_sante_excellent	0,408355	0,132270	3,087	0,0204775
Etat_sante_tres_bon	0,359662	0,0954452	3,768	0,0192263
Etat_sante_bon	0,269628	0,0784235	3,438	0,0150065
Revenu_percentiles	0,243046	0,0112861	21,53	0,0138831
Taille_menage	0,00342870	0,0326137	0,1051	0,000195851
Nb_maladies_chroniques	-0,0724040	0,0340989	-2,123	-0,00413580
Qualite_de_vie	0,0655121	0,00564243	11,61	0,00374212
Test_orientation	0,342501	0,0970587	3,529	0,0195641
Test_numerique	0,118573	0,0243572	4,868	0,00677303
Age	0,0464907	0,0118821	3,913	0,00265560
Interact_dist_educ_2	0,0456671	0,0141747	3,222	0,00260856
Interact_dist_educ_3	0,0948347	0,0122076	7,768	0,00541706
Interact_dist_educ_4	0,156488	0,0259439	6,032	0,00893875
Interact_dist_educ_5_6	0,143275	0,0156032	9,182	0,00818406
Moy.var.dép	0,902926	2c.type.var.dép		0,296069
R2 de McFadden	0,171881	R2 ajusté		0,167254
Log de vraisemblance	-3579,562	Critère d'Akaike		7199,125
Critère de Schwarz	7349,433	Hannan-Quinn		7249,241
Notes : Ce tableau regroupe les effets d'interaction entre l'éducation et la distance à la sortie en fonction de la pente				
Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.				
La pente est évaluée à la moyenne				
Nombre de cas « correctement prédits » = 12282 (90,5%)				
F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296				
Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (19) = 1485,92 [0,0000]				
Sources : « calculs des auteurs »				

ANNEXE 7 – Effets d'interaction entre la distance à la sortie et le niveau d'éducation (significativité)

Tableau 7. Effets d'interaction entre la distance à la sortie et le niveau d'éducation (significativité)

Logit utilisant les observations 1-13567					
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	z	P.CRITIQUE	
Const	-6,67287	0,793004	-8,415	<0,0001	***
Genre_masculin	-0,123822	0,0645479	-1,918	0,0551	*
Nationalite_etrangere	-0,106590	0,0949892	-1,122	0,2618	
Stat_marital_marie	-0,150076	0,0773746	-1,940	0,0524	*
Region_rurale_petite_ville	0,108166	0,0646293	1,674	0,0942	*
Nb_enfants	0,00605234	0,0269687	0,2244	0,8224	
Etat_sante_excellent	0,408355	0,132270	3,087	0,0020	***
Etat_sante_tres_bon	0,359662	0,0954452	3,768	0,0002	***
Etat_sante_bon	0,269628	0,0784235	3,438	0,0006	***
Revenu_percentiles	0,243046	0,0112861	21,53	<0,0001	***
Taille_menage	0,00342870	0,0326137	0,1051	0,9163	
Nb_maladies_chroniques	-0,0724040	0,0340989	-2,123	0,0337	**
Qualite_de_vie	0,0655121	0,00564243	11,61	<0,0001	***
Test_orientation	0,342501	0,0970587	3,529	0,0004	***
Test_numerique	0,118573	0,0243572	4,868	<0,0001	***
Age	0,0464907	0,0118821	3,913	<0,0001	***
Interact_dist_educ_2	0,0456671	0,0141747	3,222	0,0013	***
Interact_dist_educ_3	0,0948347	0,0122076	7,768	<0,0001	***
Interact_dist_educ_4	0,156488	0,0259439	6,032	<0,0001	***
Interact_dist_educ_5_6	0,143275	0,0156032	9,182	<0,0001	***
Moy.var.dép	0,902926		Ec.type.var.dép		0,296069
R2 de McFadden	0,171881		R2 ajusté		0,167254
Log de vraisemblance	-3579,562		Critère d'Akaike		7199,125
Critère de Schwarz	7349,433		Hannan-Quinn		7249,241
<p>Notes : Ce tableau regroupe les effets d'interaction entre l'éducation et la distance à la sortie en fonction de p-valeur Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne. Nombre de cas « correctement prédits » = 12282 (90,5%) F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296 Test du ration de vraisemblance : Chi-deux (19) = 1485,92 [0,0000] ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10% les variables sont statistiquement significatives. Sources : « calculs des auteurs »</p>					

ANNEXE 8 – Effets d'interaction entre l'état de santé et la distance à la sortie

Tableau 8. Effets d'interaction entre l'état de santé et la distance à la sortie

Logit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	z	PENTE
Const	-4,57952	0,718621	-6,373	
Genre_masculin	-0,0839036	0,0646379	-1,298	-0,00481396
Nationalite_etrangere	-0,123905	0,0949157	-1,305	-0,00739747
Stat_marital_marie	-0,125172	0,0775384	-1,614	-0,00697769
Region_rurale_petite_ville	0,126574	0,0648934	1,950	0,00731264
Nb_enfants	0,0136674	0,0269436	0,5073	0,000781393
Revenu_percentiles	0,238708	0,0113551	21,02	0,0136474
Taille_menage	-0,000655322	0,0325840	-0,02011	-3,74660e-05
Nb_maladies_chroniques	-0,0683072	0,0334508	-2,042	-0,00390525
Qualite_de_vie	0,0647251	0,00558644	11,59	0,00370045
Test_orientation	0,339317	0,0974750	3,481	0,0193994
Test_numerique	0,105964	0,0245928	4,309	0,00605813
Age	0,00848522	0,0106644	0,7957	0,000485116
Niveau_educ_2	0,300752	0,101448	2,965	0,0156469
Niveau_educ_3	0,697604	0,0923937	7,550	0,0380395
Niveau_educ_4	1,21756	0,182971	6,654	0,0449363
Niveau_educ_5_6	1,09705	0,111517	9,838	0,0544665
Interact_dist_sante_excellent	0,0628561	0,0178492	3,521	0,00359360
Interact_dist_sante_tres_bon	0,0543851	0,0133136	4,085	0,00310930
Interact_dist_sante_bon	0,0508195	0,0110843	4,585	0,00290545
Moy.var.dép	0,902926		Ec.type var.dép	0,296069
R2 de McFadden	0,174665		R2 ajusté	0,170038
Log de vraisemblance	-3567,529		Critère d'Akaike	7175,058
Critère de Schwarz	7325,366		Hannan-Quinn	7225,174

Notes : Ce tableau regroupe les effets d'interaction entre l'état de santé et la distance à la sortie en fonction de la pente
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts type basés sur la matrice hessienne.
 Pente évaluée à la moyenne
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12283 (90,5%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (19) = 1509,98 [0,0000]
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 9 – Effets d'interaction entre l'état de santé et la distance à la sortie (significativité)

Tableau 9. Effets d'interaction entre l'état de santé et la distance à la sortie (significativité)

Logit utilisant les observations 1-13567					
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	P.CRITIQUE	
Const	-4,57952	0,718621	-6,373	<0,0001	***
Genre_masculin	-0,0839036	0,0646379	-1,298	0,1943	
Nationalité_etrangere	-0,123905	0,0949157	-1,305	0,1917	
Stat_marital_marie	-0,125172	0,0775384	-1,614	0,1065	
Region_rurale_petite_ville	0,126574	0,0648934	1,950	0,0511	*
Nb_enfants	0,0136674	0,0269436	0,5073	0,6120	
Revenu_percentiles	0,238708	0,0113551	21,02	<0,0001	***
Taille_menage	-0,000655322	0,0325840	-0,02011	0,9840	
Nb_maladies_chroniques	-0,0683072	0,0334508	-2,042	0,0411	**
Qualits_de_vie	0,0647251	0,00558644	11,59	<0,0001	***
Test_orientation	0,339317	0,0974750	3,481	0,0005	***
Test_numerique	0,105964	0,0245928	4,309	<0,0001	***
Age	0,00848522	0,0106644	0,7957	0,4262	
Niveau_educ_2	0,300752	0,101448	2,965	0,0030	***
Niveau_educ_3	0,697604	0,0923937	7,550	<0,0001	***
Niveau_educ_4	1,21756	0,182971	6,654	<0,0001	***
Niveau_educ_5_6	1,09705	0,111517	9,838	<0,0001	***
Interact_dist_sante_excellent	0,0628561	0,0178492	3,521	0,0004	***
Interact_dist_sante_tres_bon	0,0543851	0,0133136	4,085	<0,0001	***
Interact_dist_sante_bon	0,0508195	0,0110843	4,585	<0,0001	***
Moy.var.dép	0,902926	Ec.type var.dép		0,296069	
R2 de McFadden	0,174665	R2 ajusté		0,170038	
Log de vraisemblance	-3567,529	Critère d'Akaike		7175,058	
Critère de Schwarz	7325,366	Hannan-Quinn		7225,174	

Notes : Ce tableau regroupe les effets d'interaction entre l'état de santé et la distance à la sortie en fonction de p-valeur
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12283 (90,5%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance ; chi-deux (19) = 1509,98 [0,0000]
 ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10% les variables sont statistiquement significatives.
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 10 – Résultats régression du modèle Probit

Tableau 10. Résultats régression du modèle Probit (effets marginaux)

Probit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	z	PENTE
Const	4,09260	0,598628	6,837	
Age	0,0295117	0,00905001	3,261	0,00369459
Genre_masculin	0,0542361	0,0343782	1,578	0,00681649
Nationalite_étrangere	0,0616123	0,0511206	1,205	0,00800404
Stat_marital_marie	0,0776632	0,0410705	1,891	0,00945967
Region_rurale_petite_ville	0,0704280	0,0340166	2,070	0,00890494
Niveau_educ_2	0,181398	0,0572487	3,169	0,0205331
Niveau_educ_3	0,395002	0,0515857	7,657	0,0469880
Niveau_educ_4	0,609575	0,0929820	6,556	0,0505519
Niveau_educ_5_6	0,573271	0,0589525	9,724	0,0623298
Nb_enfants	0,00721050	0,0141780	0,5086	0,000902686
Etat_sante_excellent	0,208995	0,0674063	3,101	0,0232307
Etat_sante_tres_bon	0,175434	0,0502101	3,494	0,0207300
Etat_sante_bon	0,154540	0,0427105	3,618	0,0188398
Revenu_percentiles	0,122943	0,00591312	20,79	0,0153913
Taille_menage	0,00108509	0,0173363	0,06259	0,000135842
Nb_maladies_chroniques	0,0357446	0,0184851	1,934	0,00447489
Qualite_de_vie	0,0335652	0,00303476	11,06	0,00420205
Test_orientation	0,191856	0,0536418	3,577	0,0240185
Test_numerique	0,0644699	0,0136300	4,730	0,00807102
Distance_sortie	0,0487450	0,00916538	5,318	0,00610241
Moy.var.dép.	0,902926		Ec.type var.dép.	0,296069
R2 de McFadden	0,175816		R2 ajusté	0,170957
Log de vraisemblance	0,0644699		Critère d'Akaike	7167,106
Critère de Schwarz	0,0487450		Hannan-Quinn	7219,729

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression probit en fonction de la pente
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecart-type basés sur la matrice hessienne.
 Pente évaluée à la moyenne
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12283 (90,5%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance ; chi-deux (19) = 1519,93 [0,0000]
 Test pour la normalité des résidus : hypothèse nulle , l'erreur est distribuée selon une loi normale
 Statistique de test : Chi-deux (2) = 4,61999
 Avec p.critique = 0,0992617
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 11 – Résultats régression du modèle Probit

Tableau 11. Résultats régression logistique modèle Probit (significativité)

P-valeur Probit, utilisant les observations 1-13567					
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	P.CRITIQUE	
Const	4,09260	0,598628	6,837	<0,0001	***
Age	0,0295117	0,00905001	3,261	0,0011	***
Genre_masculin	0,0542361	0,0343782	1,578	0,1147	
Nationalite_étrangere	0,0616123	0,0511206	1,205	0,2281	
Stat_marital_marie	0,0776632	0,0410705	1,891	0,0586	*
Region_rurale_petite_ville	0,0704280	0,0340166	2,070	0,0384	**
Niveau_educ_2	0,181398	0,0572487	3,169	0,0015	***
Niveau_educ_3	0,395002	0,0515857	7,657	<0,0001	***
Niveau_educ_4	0,609575	0,0929820	6,556	<0,0001	***
Niveau_educ_5_6	0,573271	0,0589525	9,724	<0,0001	***
Nb_enfants	0,00721050	0,0141780	0,5086	0,6111	
Etat_sante_excellent	0,208995	0,0674063	3,101	0,0019	***
Etat_sante_tres_bon	0,175434	0,0502101	3,494	0,0005	***
Etat_sante_bon	0,154540	0,0427105	3,618	0,0003	***
Revenu_percentiles	0,122943	0,00591312	20,79	<0,0001	***
Taille_menage	0,00108509	0,0173363	0,06259	0,9501	
Nb_maladies_chroniques	0,0357446	0,0184851	1,934	0,0532	*
Qualite_de_vie	0,0335652	0,00303476	11,06	<0,0001	***
Test_orientation	0,191856	0,0536418	3,577	0,0003	***
Test_numerique	0,0644699	0,0136300	4,730	<0,0001	***
Distance_sortie	0,0487450	0,00916538	5,318	<0,0001	***
Moy. var. dép.	0,902926		Ec. Type var. dép.	0,296069	
R2 de McFadden	0,175816		R2 ajusté	0,170957	
Log de vraisemblance	3562,553		Critère d'Akaike	7167,106	
Critère de Schwarz	7324,930		Hannan-Quinn	7219,729	

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression probit en fonction de p-valeur
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecart-type basés sur la matrice hessienne.
 Pente évaluée à la moyenne
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12283 (90,5%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance ; chi-deux (20) = 1519,93 [0,0000]
 Test pour la normalité des résidus : hypothèse nulle , l'erreur est distribuée selon une loi normale
 Statistique de test : Chi-deux (2) = 4,61999
 Avec p.critique = 0,0992617
 ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10% les variables sont statistiquement significatives.
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 12 – Résultats régression logistique logit (effets marginaux)

TABLEAU 12. Résultats régression logistique (effets marginaux)

Logit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	PENTE
Const	-7,88626	1,13743	-6,933	
Age	0,0576511	0,0173398	3,325	0,00328005
Genre_masculin	-0,129906	0,0657951	-1,974	-0,00743289
Nationalite_etrangere	-0,130276	0,0953807	-1,366	-0,00775778
Stat_marital_marie	-0,134867	0,0778061	-1,733	-0,00746713
Region_rurale_petite_ville	0,132662	0,0649508	2,043	0,00763128
Niveau_educ_2	0,319973	0,101563	3,150	0,0164679
Niveau_educ_3	0,702576	0,0923395	7,609	0,0381154
Niveau_educ_4	1,14586	0,184367	6,215	0,0430801
Niveau_educ_5_6	1,09245	0,111497	9,798	0,0539970
Nb_enfants	0,00967913	0,0270797	0,3574	0,000550691
Etat_sante_excellent	0,398499	0,132693	3,003	0,0199636
Etat_sante_tres_bon	0,361625	0,0963355	3,754	0,0192474
Etat_sante_bon	0,274306	0,0792190	3,463	0,0151998
Revenu_percentiles	0,237553	0,0113698	20,89	0,0135155
Taille_menage	0,00871420	0,0326663	0,2668	0,000495792
Nb_maladies_chroniques	-0,0688770	0,0342293	-2,012	-0,00391874
Qualite_de_vie	0,0634870	0,00566700	11,20	0,00361207
Test_orientation	0,341682	0,0976530	3,499	0,0194399
Test_numerique	0,108853	0,0246488	4,416	0,00619318
Distance_sortie	0,0948032	0,0175868	5,391	0,00539380
Moy.var.dép.	0,902926		Ec. type var. dép.	0,296069
R2 de McFadden	0,176419		R2 ajusté	0,171560
Log de vraisemblance	-3559,947		Critère d'Akaike	7161,893
Critère de Schwarz	7319,716		Hannan-Quinn	7214,515

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats des effets marginaux (logit en fonction de la pente)
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
 Pente évaluée à la moyenne
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12291 (90,6%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (20) = 1525,15 [0,0000]
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 13 – Résultats régression logistique logit (significativité)

Tableau 13. Résultats régression logistique logit (significativité)

Logit utilisant les observations 1-13567					
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	P.CRITIQUE	
Const	-7,88626	1,13743	-6,933	<0,0001	***
Age	0,0576511	0,0173398	3,325	0,0009	***
Genre_masculin	-0,129906	0,0657951	-1,974	0,0483	**
Nationalite_etrang-ere	-0,130276	0,0953807	-1,366	0,1720	
Stat_marital_marie	-0,134867	0,0778061	-1,733	0,0830	*
Region_rurale_petite_village	0,132662	0,0649508	2,043	0,0411	**
Niveau_educ_2	0,319973	0,101563	3,150	0,0016	***
Niveau_educ_3	0,702576	0,0923395	7,609	<0,0001	***
Niveau_educ_4	1,14586	0,184367	6,215	<0,0001	***
Niveau_educ_5_6	1,09245	0,111497	9,798	<0,0001	***
Nb_enfants	0,00967913	0,0270797	0,3574	0,7208	
Etat_sante_excellent	0,398499	0,132693	3,003	0,0027	***
Etat_sante_tres_bon	0,361625	0,0963355	3,754	0,0002	***
Etat_sante_bon	0,274306	0,0792190	3,463	0,0005	***
Revenu_percentiles	0,237553	0,0113698	20,89	<0,0001	***
Taille_menage	0,00871420	0,0326663	0,2668	0,7897	
Nb_maladies_chroniques	-0,0688770	0,0342293	-2,012	0,0442	**
Qualite_de_vie	0,0634870	0,00566700	11,20	<0,0001	***
Test_orientation	0,341682	0,0976530	3,499	0,0005	***
Test_numerique	0,108853	0,0246488	4,416	<0,0001	***
Distance_sortie	0,0948032	0,0175868	5,391	<0,0001	***
Moy. var. dép.	0,902926		Ec. Type var. dép.	0,296069	
R2 de McFadden	0,176419		R2 ajusté	0,171560	
Log de vraisemblance	-3559,947		Critère d'Akaike	7161,893	
Critère de Schwarz	7319,716		Hannan-Quinn	7214,515	

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression logit en fonction de p-valeur
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecartis-type basés sur la matrice hessienne.
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12291 (90,6%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance ; Chi-deux (20) = 1525,15 [0,0000]
 ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10% les variables sont statistiquement significatives.
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 14 – Régression logit modèle contraint (constante comme seul régresseur)

Tableau 14. Régression logit modèle contraint (constante comme seul régresseur)

Logit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	Pente
Const	2,23017	0,0289989	76,91	
Moy. var. dép.	0,902926		Ec. Type var. dép.	0,296069
R2 de McFadden	0,000000		Ré ajusté	NA
Log de vraisemblance	-4322,520		Critère d'Akaike	8647,040
Critère de Schwarz	8654,555		Hannan-Quinn	8649,545

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression du modèle contraint
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
 Pente évaluée à la moyenne
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 15 – Régression logit modèle contraint (constante comme seul régresseur) (significativité)

Tableau 15. Régression logit modèle contraint (constante comme seul régresseur) (significativité)

Logit utilisant les observations 1-13567				
	COEFFICIENT	ERREUR-STD	Z	P.CRITIQUE
Const	2,23017	0,0289989	76,91	<0,0001
Moy. var. dép.	0,902926		Ec. Type var. dép.	0,296069
R2 de McFadden	0,000000		R2 ajusté	NA
Log de vraisemblance	-4322,520		Critère d'Akaike	8647,040
Critère de Schwarz	8654,555		Hannan-Quinn	8649,545

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression du modèle contraint en fonction de p-valeur
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 ***, **, * indiquent qu'à un seuil respectif de 1%, 5% et 10% les variables sont statistiquement significatives.
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 16 – Régression Logit modèle contraint (variables distance à la sortie et santé)

Tableau 16. Régression Logit modèle contraint (variables distance à la sortie et santé)

Logit utilisant les observations 1 – 13567				
	COEFFICIENT	ERREUR STD	Z	PENTE
Const	1,30750	0,0693831	18,84	0,0710098
Etat_sante_excellent	1,23534	0,117360	10,53	0,722501
Etat_sante_tres_bon	1,04386	0,0820340	12,72	0,0535837
Etat_sante_bon	0,693929	0,0691086	10,04	0,00385948
Distance_sortie	0,0472145	0,00835648	5,650	0,00385948
Moy. var. dép	0,902926	Ec. type var. dép		0,296069
R2 de Mc Fadden	0,030412	R2 ajusté		0,29255
Log de vraisemblance	-4191,063	Critère d'Akaike		8392,125
Critère de Schwarz	8429,702	Hannan-Quinn		8404,655

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-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
 Pente évaluée à la moyenne
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (4) = 262,914 (0,0000)
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 17 – Régression Logit modèle contraint (variables distance à la sortie et revenu)

Tableau 17. Régression Logit modèle contraint (variables distance à la sortie et revenu)

Logit utilisant les observations 1 – 13567				
	COEFFICIENT	ERREUR STD	Z	PENTE
Const	0,304552	0,07745574	4,085	
Revenu_percentiles	0,294105	0,0101631	28,94	0,0197416
Distance_sortie	0,0456105	0,00860337	5,301	0,00306158
Moy. var. dép.	0,902926	Ec. Type var. dép.		0,296069
R2 de McFadden	0,110448	R2 ajusté		0,109754
Log de vraisemblance	-3845,105	Critère d'Akaike		7696,210
Critère de Schwarz	7718,756	Hannan-Quinn		7703,727

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression du modèle contraint avec comme variables la distance à la sortie et le revenu.
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
 Pente évaluée à la moyenne
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (2) = 954,83 (0,0000)
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 18 – Régression Logit modèle contraint (variables distance à la sortie et éducation)

Tableau 18. Régression Logit modèle contraint (variables distance à la sortie et éducation)

Logit utilisant les observations 1 – 13567				
	COEFFICIENT	ERREUR STD	Z	PENTE
Const	0,806614	0,0820487	9,831	
Niveau_educ_2	0,610843	0,0926792	6,591	0,0388052
Niveau_educ_3	1,25215	0,0824765	15,18	0,0889895
Niveau_educ_4	1,81282	0,172480	10,51	0,0752910
Niveau_educ_5_6	2,01302	0,100002	20,13	0,124269
Distance à la sortie	0,0418919	0,00846899	4,947	0,00318490
Moy. var. dép.	0,902926	Ec. Type var. dép.		0,296069
R2 de McFadden	0,062738	R2 ajusté		0,061349
Log de vraisemblance	-4051,336	Critère d'Akaike		8114,671
Critère de Schwarz	8159,764	Hannan-Quinn		8129,706

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.
 Pente évaluée à la moyenne
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (5) = 542,368 (0,0000)
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 19 – Régression Logit modèle contraint (variables distance à la sortie et âge)

Tableau 19. Régression Logit modèle contraint (variables distance à la sortie et âge)

Logit utilisant les observations 1 – 13567				
	COEFFICIENT	ERREUR STD	Z	PENTE
Const	-3,28525	0,964453	-3,406	
Age	0,0841564	0,0155609	5,408	0,00723240
Distance à la sortie	0,126255	0,0164053	7,696	0,0108504
Moy. var. dép.	0,902926	Ec. Type var. dép.		0,296069
R2 de McFadden	0,007893	R2 ajusté		0,007199
Log de vraisemblance	-4288,404	Critère d'Akaike		8582,808
Critère de Schwarz	8605,354	Hannan-Quinn		8590,326

Notes : Ce tableau regroupe l'ensemble des résultats de régression du modèle contraint avec comme variables la distance à la sortie et l'âge.
 Variable dépendante : situation-marché-travail-emploi. Ecarts-type basés sur la matrice hessienne.
 Pente évaluée à la moyenne
 Nombre de cas « correctement prédits » = 12250 (90,3%)
 F(beta'x) à la moyenne des variables indépendantes = 0,296
 Test du ratio de vraisemblance : Chi-deux (2) = 68,2314 (0,0000)
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 20 – Fréquence situation marché travail emploi

Tableau 20. Fréquence situation-marché-travail-emploi

Logit utilisant les observations 1-13567			
	FREQUENCE	REL.	CUM.
0	1317	9,71%	9,71%
1	12250	90,29%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour la situation marché travail emploi
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 21 – Fréquence revenu

Tableau 21. Fréquence pour revenu percentiles

Logit utilisant les observations 1-13567				
INTERVALLE	PT.CENTRAL	FREQUENCE	REL.	CUM.
<1,1607	1,0000	1159	8,54%	8,54%
1,1607-1,4821	1,3214	0	0,00%	8,54%
1,4821-1,8036	1,6429	0	0,00%	8,54%
1,8036-2,1250	1,9643	686	5,06%	13,6%
2,1250-2,4464	2,2857	0	0,00%	13,6%
2,4464-2,7679	2,6071	0	0,00%	13,6%
2,7679-3,0893	2,9286	669	4,93%	18,53%
3,0893-3,4107	3,2500	0	0,00%	18,53%
3,4107-3,7321	3,5714	0	0,00%	18,53%
3,7321-4,0536	3,8929	878	6,47%	25,00%
4,0536-4,3750	4,2143	0	0,00%	25,00%
4,3750-4,6964	4,5357	0	0,00%	25,00%
4,6964-5,0179	4,8571	1002	7,39%	32,39%
5,0179-5,3393	5,1786	0	0,00%	32,39%
5,3393-5,6607	5,5000	0	0,00%	32,39%
5,6607-5,9821	5,8214	0	0,00%	32,39%
5,9821-6,3036	6,1429	1068	7,87%	40,26%
6,3036-6,6250	6,4643	0	0,00%	40,26%
6,6250-6,9464	6,7857	0	0,00%	40,26%
6,9464-7,2679	7,1071	1332	9,82%	50,08%
7,2679-7,5893	7,4286	0	0,00%	50,08%
7,5893-7,9107	7,7500	0	0,00%	50,08%
7,9107-8,2321	8,0714	1818	13,40%	63,48%
8,2321-8,5536	8,3929	0	0,00%	63,48%
8,5536-8,8750	8,7143	0	0,00%	63,48%
8,8750-9,1964	9,0357	2389	17,61%	81,09%
9,1964-9,5179	9,3571	0	0,00%	81,09%
9,5179-9,8393	9,6786	0	0,00%	81,09%
>=9,8393	10,000	2566	18,91%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour revenu percentiles
 nombre de classes = 29, moyenne = 6,67038 et écart-type = 2,91849
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 22 – Fréquence genre masculin

Tableau 22. Fréquence genre masculin

Logit utilisant les observations 1-13567			
	FREQUENCE	REL.	CUM.
0	7401	54,55%	54,55%
1	6166	45,45%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour le genre masculin
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 23 – Fréquence distance sortie

Tableau 23. Fréquence distance sortie

Logit utilisant les observations 1-13567				
INTERVALLE	PT.CENTRAL	FREQUENCE	REL.	CUM.
<0,85357	0,42679	675	4,98%	4,98%
0,85357-1,7071	1,2804	880	6,49%	11,46%
1,7071-2,5607	2,1339	836	6,16%	17,62%
2,5607-3,4143	2,9875	1186	8,74%	26,37%
3,4143-4,2679	3,8411	940	6,93%	33,29%
4,2679-5,1214	4,6946	1130	8,33%	41,62%
5,1214-5,9750	5,5482	979	7,22%	48,84%
5,9750-6,8286	6,4018	1235	9,1%	57,94%
6,8286-7,6821	7,2554	992	7,31%	65,25%
7,6821-8,5357	8,1089	1013	7,47%	72,72%
8,5357-9,3893	8,9625	1131	8,34%	81,06%
9,3893-10,243	9,8161	595	4,39%	85,44%
10,243-11,096	10,670	604	4,45%	89,89%
11,096-11,950	11,523	478	3,52%	93,42%
11,950-12,804	12,377	331	2,44%	95,86%
12,804-13,657	13,230	183	1,35%	97,21%
13,657-14,511	14,084	155	1,14%	98,35%
14,511-15,364	14,937	79	0,58%	98,93%
15,364-16,218	15,791	37	0,27%	99,2%
16,218-17,071	16,645	38	0,28%	99,48%
17,071-17,925	17,498	32	0,24%	99,72%
17,925-18,779	18,352	19	0,14%	99,86%
18,779-19,632	19,205	12	0,09%	99,95%
19,632-20,486	20,059	4	0,03%	99,98%
20,486-21,339	20,912	1	0,01%	99,99%
21,339-22,193	21,766	0	0,00%	99,99%
22,193-23,046	22,620	1	0,01%	99,99%
23,046-23,900	23,473	0	0,00%	99,99%
>=23,900	24,327	1	0,01%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour la distance à la sortie
 nombre de classe = 29, moyenne = 6,24071 et écart-type = 3,64792
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 24 – Fréquence la Belgique

Tableau 24. Fréquence pour la Belgique

Logit utilisant les observations 1-13567			
	FREQUENCE	REL.	CUM.
0	12215	90,03%	90,03%
1	1352	9,97%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour la Belgique
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 25 – Fréquence âge moyen de sortie

Tableau 25. Fréquence pour âge moyen de sortie

Logit utilisant les observations 1-13567				
INTERVALLE	PT.CENTRAL	FREQUENCE	REL.	CUM.
<59,871	59,700	854	6,29%	6,29%
59,871-60,214	60,043	758	5,59%	11,88%
60,214-60,557	60,386	455	3,35%	15,24%
60,557-60,900	60,729	630	4,64%	19,88%
60,900-61,243	61,071	728	5,37%	25,25%
61,243-61,586	61,414	1174	8,65%	33,90%
61,586-61,929	61,757	0	0,00%	33,90%
61,929-62,271	62,100	1579	11,64%	45,54%
62,272-62,614	62,443	1240	9,14%	54,68%
62,614-62,957	62,786	0	0,00%	54,68%
62,957-63,300	63,129	1518	11,19%	65,87%
63,300-63,643	63,471	593	4,37%	70,24%
63,643-63,986	63,814	661	4,87%	75,11%
63,986-64,329	64,157	425	3,13%	78,24%
64,329-64,671	64,500	424	3,13%	81,37%
64,671-65,014	64,843	644	4,75%	86,11%
65,014-65,357	65,186	794	5,85%	91,97%
65,357-65,700	65,529	0	0,00%	91,97%
65,700-66,043	65,871	691	5,09%	97,06%
66,043-66,386	66,214	0	0,00%	97,06%
66,386-66,729	66,557	146	1,08%	98,14%
66,729-67,071	66,900	0	0,00%	98,14%
67,071-67,414	67,243	0	0,00%	98,14%
67,414-67,757	67,586	0	0,00%	98,14%
67,757-68,100	67,929	0	0,00%	98,14%
68,100-68,443	68,271	0	0,00%	98,14%
68,443-68,786	68,614	0	0,00%	98,14%
68,786-69,129	68,957	121	0,89%	99,03%
>=69,129	69,300	132	0,97%	100,00%

Notes : Ce tableau regroupe les résultats de distribution de fréquence pour l'âge moyen de sortie
 nombre de classes = 29, moyenne = 62,7057 et écart-type = 2,00721
 Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 26 - Intervalle de confiance

Tableau 26. Intervalle de confiance

Logit utilisant les observations 1-13567		
VARIABLES	COEFFICIENT	INTERVALLE DE CONFIANCE A 95
Age	-0,0522298	(-0,0655681, -0,0388914)
Genre_masculin	-0,0367852	(-0,162666, 0,0890952)
Nationalite_étrangere	-0,129422	(-0,314670, 0,0558257)
Stat_marital_marie	-0,0999438	(-0,251308, 0,0514204)
Region_rurale_petite_ville	0,110647	(-0,0162583, 0,237552)
Niveau_educ_2	0,261879	(0,0635616, 0,460196)
Niveau_educ_3	0,677726	(0,496413, 0,859040)
Niveau_educ_4	1,25589	(0,897279, 1,61451)
Niveau_educ_5_6	1,09582	(0,876948, 1,31470)
Nb_enfants	0,0219923	(-0,0306936, 0,0746781)
Etat_sante_excellent	0,360771	(0,101625, 0,619917)
Etat_sante_tres_bon	0,300096	(0,112528, 0,487664)
Etat_sante_bon	0,216734	(0,0626516, 0,370816)
Revenu_percentiles	0,239648	(0,217454, 0,261841)
Taille_menage	-0,0369390	(-0,0990279, 0,0251499)
Nb_maladies_chroniques	-0,0670747	(-0,133791, -0,000358380)
Qualite_de_vie	0,0609446	(0,0498277, 0,0720615)
Test_orientation	0,117493	(-0,0717864, 0,306772)
Test_numerique	0,101562	(0,0531914, 0,149933)
Distance_sortie	-0,00315273	(-0,0228952, 0,0165898)
Notes : Intervalle contenant la moyenne de l'échantillon aléatoire $t(13547; 0,025) = 1,960$ Sources : « calculs des auteurs »		

ANNEXE 27 – Tableau du nombre d'observations par pays

Tableau 27. Nombre d'observations par pays

Autriche	423
Belgique	1352
République Tchèque	700
Danemark	1424
Estonie	1269
France	766
Allemagne	1348
Grèce	859
Israël	278
Italie	1068
Luxembourg	336
Pologne	344
Portugal	290
Slovénie	691
Espagne	879
Suède	784
Suisse	756
Notes : ce tableau regroupe le nombre d'observations par pays Sources : SHARES, vagues 6 et OCDE	

ANNEXE 28 - Tableau de contingence – fréquence des variables en pourcentage

Tableau 28. Tableau de contingence – fréquence des variables en pourcentage		
ETIQUETTES DE LIGNES	SOMME DE GENRE MASCULIN	FREQUENCE
0	0	54,55%
1	6166	45,45%
Total général	6166	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE AGE	FREQUENCE
45	44	0,32%
46	62	0,46%
47	82	0,60%
48	103	0,76%
49	140	1,03%
50	206	1,52%
51	687	5,06%
52	754	5,56%
53	1026	7,56%
54	1121	8,26%
55	1274	9,39%
56	1277	9,41%
57	1211	8,93%
58	1267	9,34%
59	1186	8,74%
60	1018	7,50%
61	822	6,06%
62	646	4,76%
63	343	2,53%
64	209	1,54%
65	89	0,66%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE AGE CARRE	FREQUENCE
2025	44	0,32%
2116	62	0,46%
2209	82	0,60%
2304	103	0,76%
2401	140	1,03%
2500	206	1,52%
2601	687	5,06%
2704	754	5,56%
2809	1026	7,56%
2916	1121	8,26%
3025	1274	9,39%
3136	1277	9,41%
3249	1211	8,93%
3364	1267	9,34%
3481	1186	8,74%
3600	1018	7,50%
3721	822	6,06%
3844	646	4,76%
3969	343	2,53%
4096	209	1,54%
4225	89	0,66%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NATIONALITE ETRANGERE	FREQUENCE
0	12150	89,56%
1	1417	10,44%
Total général	13567	100,00%

ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE STAT MARITAL MARIE	FREQUENCE
0	3616	26,65%
1	9951	73,35%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE REGION RURALE PETITE VILLE	FREQUENCE
0	5558	40,97%
1	8009	59,03%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NIVEAU EDUC 2	FREQUENCE
0	11727	86,44%
1	1840	13,56%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NIVEAU EDUC 3	FREQUENCE
0	8127	59,90%
1	5440	40,10%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NIVEAU EDUC 4	FREQUENCE
0	12762	94,07%
1	805	5,93%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NIVEAU EDUC 5_6	FREQUENCE
0	9233	68,05%
1	4334	31,95%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NB D'ENFANT	FREQUENCE
0	1332	9,82%
1	2478	18,26%
2	5917	43,61%
3	2512	18,52%
4	854	6,29%
5	313	2,31%
6	107	0,79%
7	54	0,40%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE ETAT SANTE EXCELLENT	FREQUENCE
0	11845	87,31%
1	1722	12,69%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE ETAT SANTE TRES BON	FREQUENCE
0	9773	72,04%
1	3794	27,96%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE ETAT SANTE BON	FREQUENCE
0	8384	61,80%
1	5183	38,20%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE REVENU PERCENTILES	FREQUENCE
1	1159	8,54%
2	686	5,06%
3	669	4,93%
4	878	6,47%
5	1002	7,39%
6	1068	7,87%
7	1332	9,82%
8	1818	13,40%
9	2389	17,61%

10	2566	18,91%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE TAILLE MENAGE	FREQUENCE
1	1647	12,14%
2	6421	47,33%
3	3010	22,19%
4	1789	13,19%
5	506	3,73%
6	136	1,00%
7	42	0,31%
8	11	0,08%
9	2	0,01%
10	3	0,02%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE NB DE MALADIES CHRONIQUES	FREQUENCE
0	7807	57,54%
1	3799	28,00%
2	1382	10,19%
3	436	3,21%
4	121	0,89%
5	20	0,15%
6	1	0,01%
7	1	0,01%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE QUALITE DE VIE	FREQUENCE
12	3	0,02%
13	1	0,01%
14	1	0,01%
15	5	0,04%
17	4	0,03%
18	6	0,04%
19	9	0,07%
20	11	0,08%
21	28	0,21%
22	22	0,16%
23	35	0,26%
24	49	0,36%
25	80	0,59%
26	103	0,76%
27	146	1,08%
28	168	1,24%
29	206	1,52%
30	310	2,28%
31	348	2,57%
32	429	3,16%
33	477	3,52%
34	521	3,84%
35	639	4,71%
36	659	4,86%
37	792	5,84%
38	826	6,09%
39	907	6,69%
40	924	6,81%
41	977	7,20%
42	952	7,02%
43	965	7,11%
44	877	6,46%
45	835	6,15%
46	570	4,20%
47	354	2,61%
48	328	2,42%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE TEST ORIENTATION	FREQUENCE
1	9	0,07%
2	39	0,29%
3	744	5,48%

4	12775	94,16%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE TEST NUMERIQUE	FREQUENCE
0	232	1,71%
1	315	2,32%
2	319	2,35%
3	986	7,27%
4	1852	13,65%
5	9863	72,70%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE DISTANCE SORTIE	FREQUENCE
0,1	48	0,35%
0,2	110	0,81%
0,3	186	1,37%
0,5	40	0,29%
0,6	43	0,32%
0,6	68	0,50%
0,7	89	0,66%
0,8	91	0,67%
0,9	16	0,12%
0,9	8	0,06%
1	113	0,83%
1,1	90	0,66%
1,2	143	1,05%
1,3	246	1,81%
1,5	40	0,29%
1,6	39	0,29%
1,6	77	0,57%
1,7	108	0,80%
1,8	126	0,93%
1,9	22	0,16%
1,9	4	0,03%
2	130	0,96%
2,1	111	0,82%
2,2	146	1,08%
2,3	256	1,89%
2,5	41	0,30%
2,6	40	0,29%
2,6	91	0,67%
2,7	125	0,92%
2,8	171	1,26%
2,9	34	0,25%
2,9	9	0,07%
3	116	0,86%
3,1	109	0,80%
3,2	171	1,26%
3,3	320	2,36%
3,5	55	0,41%
3,6	59	0,43%
3,6	90	0,66%
3,7	122	0,90%
3,8	140	1,03%
3,9	55	0,41%
3,9	6	0,04%
4	151	1,11%
4,1	113	0,83%
4,2	149	1,10%
4,3	355	2,62%
4,5	65	0,48%
4,6	33	0,24%
4,6	86	0,63%
4,7	146	1,08%
4,8	138	1,02%
4,9	47	0,35%
4,9	15	0,11%
5	144	1,06%
5,1	101	0,74%
5,2	152	1,12%

5,3	351	2,59%
5,5	39	0,29%
5,6	39	0,29%
5,6	101	0,74%
5,7	115	0,85%
5,8	113	0,83%
5,9	55	0,41%
5,9	14	0,10%
6	189	1,39%
6,1	114	0,84%
6,2	169	1,25%
6,3	348	2,57%
6,5	45	0,33%
6,6	29	0,21%
6,6	87	0,64%
6,7	133	0,98%
6,8	121	0,89%
6,9	44	0,32%
6,9	22	0,16%
7	173	1,28%
7,1	103	0,76%
7,2	163	1,20%
7,3	350	2,58%
7,5	39	0,29%
7,6	23	0,17%
7,6	75	0,55%
7,7	124	0,91%
7,8	96	0,71%
7,9	40	0,29%
7,9	29	0,21%
8	129	0,95%
8,1	107	0,79%
8,2	134	0,99%
8,3	335	2,47%
8,5	19	0,14%
8,6	21	0,15%
8,6	59	0,43%
8,7	128	0,94%
8,8	79	0,58%
8,9	22	0,16%
8,9	19	0,14%
9	120	0,88%
9,1	120	0,88%
9,2	179	1,32%
9,3	384	2,83%
9,5	17	0,13%
9,6	23	0,17%
9,6	36	0,27%
9,7	75	0,55%
9,8	82	0,60%
9,9	24	0,18%
9,9	16	0,12%
10	93	0,69%
10,1	110	0,81%
10,2	119	0,88%
10,3	285	2,10%
10,5	14	0,10%
10,6	21	0,15%
10,6	39	0,29%
10,7	57	0,42%
10,8	64	0,47%
10,9	12	0,09%
10,9	4	0,03%
11	108	0,80%
11,1	93	0,69%
11,2	41	0,30%
11,3	127	0,94%
11,5	11	0,08%
11,6	28	0,21%
11,6	24	0,18%
11,7	63	0,46%
11,8	75	0,55%

11,9	11	0,08%
11,9	5	0,04%
12	29	0,21%
12,1	51	0,38%
12,2	35	0,26%
12,3	100	0,74%
12,5	12	0,09%
12,6	9	0,07%
12,6	11	0,08%
12,7	40	0,29%
12,8	44	0,32%
12,9	4	0,03%
12,9	8	0,06%
13	18	0,13%
13,1	14	0,10%
13,2	22	0,16%
13,3	95	0,70%
13,5	9	0,07%
13,6	6	0,04%
13,6	7	0,05%
13,7	11	0,08%
13,8	30	0,22%
13,9	3	0,02%
13,9	5	0,04%
14	11	0,08%
14,1	8	0,06%
14,2	21	0,15%
14,3	64	0,47%
14,5	2	0,01%
14,6	4	0,03%
14,6	5	0,04%
14,7	7	0,05%
14,8	7	0,05%
14,9	2	0,01%
14,9	1	0,01%
15	10	0,07%
15,1	10	0,07%
15,2	11	0,08%
15,3	22	0,16%
15,5	3	0,02%
15,6	1	0,01%
15,6	5	0,04%
15,7	5	0,04%
15,8	6	0,04%
15,9	1	0,01%
15,9	2	0,01%
16	1	0,01%
16,1	7	0,05%
16,2	6	0,04%
16,3	25	0,18%
16,6	1	0,01%
16,6	5	0,04%
16,7	1	0,01%
16,8	2	0,01%
16,9	1	0,01%
17	3	0,02%
17,1	7	0,05%
17,2	5	0,04%
17,3	6	0,04%
17,5	4	0,03%
17,6	5	0,04%
17,7	2	0,01%
17,8	2	0,01%
17,9	1	0,01%
18	2	0,01%
18,1	3	0,02%
18,2	6	0,04%
18,3	7	0,05%
18,6	1	0,01%
18,8	1	0,01%
19	1	0,01%
19,3	6	0,04%

19,6	4	0,03%
19,8	1	0,01%
20,3	3	0,02%
20,5	1	0,01%
22,3	1	0,01%
24	1	0,01%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE SITUATION MARCHE TRAVAIL EMPLOI	FREQUENCE
0	1317	9,71%
1	12250	90,29%
Total général	13567	100,00%
ETIQUETTES DE LIGNES	NOMBRE DE AGE MOYEN SORTIE	FREQUENCE
59,7	690	5,09%
59,8	164	1,21%
60	311	2,29%
60,2	447	3,29%
60,3	455	3,35%
60,6	240	1,77%
60,8	390	2,87%
60,9	392	2,89%
61	184	1,36%
61,2	152	1,12%
61,3	1174	8,65%
62	595	4,39%
62,1	556	4,10%
62,2	428	3,15%
62,3	299	2,20%
62,5	310	2,28%
62,6	631	4,65%
63,1	763	5,62%
63,2	755	5,56%
63,3	593	4,37%
63,7	661	4,87%
64,3	425	3,13%
64,6	424	3,13%
64,8	475	3,50%
64,9	169	1,25%
65,3	794	5,85%
65,8	360	2,65%
66	331	2,44%
66,5	146	1,08%
69	121	0,89%
69,3	132	0,97%
Total général	13567	100,00%

Notes : Tableau de contingence reprenant toutes les fréquences en pourcentage des variables
 Sources : « Calculs des auteurs »

ANNEXE 29 – Tableau de contingence homme-femme

Tableau 29. Tableau de contingence homme-femme

ETIQUETTES DE LIGNES		NOMBRE DE GENRE MASCULIN	
0		7401	
1		6166	
TOTAL GENERAL		13567	

Notes : Tableau de contingence représentant le nombre d'homme (égal à 1) et le nombre de femme (égal à 0) représenté dans l'échantillon.
 Sources : « Calculs des auteurs »

ANNEXE 30 – Tableau de contingence chômage-emploi par pays

Tableau 30. Tableau de contingence : chômage-emploi par pays

ETIQUETTES DE COLONNES – Chômeur 0																
ETIQUETTE DE LIGNES - Emploi	Somme de Espagne	Somme de Suede	Somme de Slovénie	Somme de Autriche	Somme de Portugal	Somme de Pologne	Somme de Luxembourg	Somme de Italie	Somme de Israel	Somme de Grece	Somme de Allemagne	Somme de France	Somme de Estonie	Somme de Danemark	Somme de Rep. Tcheque	Somme de Belgique
0	273	456	287	141	103	177	102	511	51	447	470	233	503	703	285	489
1	444	296	279	243	100	116	215	436	216	249	772	461	698	646	359	757
TOTAL GENERAL	717	752	566	384	203	293	317	947	267	696	1242	694	1201	1349	644	1246
ETIQUETTES DE COLONNES – Chômeur 0																
ETIQUETTE DE LIGNES - Emploi	Somme de Espagne	Somme de Suede	Somme de Slovénie	Somme de Autriche	Somme de Portugal	Somme de Pologne	Somme de Luxembourg	Somme de Italie	Somme de Israel	Somme de Grece	Somme de Allemagne	Somme de France	Somme de Estonie	Somme de Danemark	Somme de Rep. Tcheque	Somme de Belgique
0	162	32	125	39	87	51	19	121	11	163	106	72	68	75	56	106
1																
TOTAL GENERAL	162	32	125	39	87	51	19	121	11	163	106	72	68	75	56	106
ETIQUETTES DE COLONNES – Chômeur 0																
ETIQUETTE DE LIGNES - Emploi	Total Somme de Espagne	Total Somme de Suede	Total Somme de Slovénie	Total Somme de Autriche	Total Somme de Portugal	Total Somme de Pologne	Total Somme de Luxembourg	Total Somme de Italie	Total Somme de Israel	Total Somme de Grece	Total Somme de Allemagne	Total Somme de France	Total Somme de Estonie	Total Somme de Danemark	Total Somme de Rep. Tcheque	Total Somme de Belgique
0	435	488	412	180	190	228	121	632	62	610	576	305	571	778	341	595
1	44	296	279	243	100	116	215	436	216	249	772	461	698	646	359	757
TOTAL GENERAL	879	784	691	423	290	344	336	1068	278	859	1348	766	1269	1424	700	1352

Notes : tableau de contingence regroupant le nombre de chômeurs –employés par pays
Sources : « Calculs des auteurs »

ANNEXE 31 - Matrice de corrélation (tableau)

Tableau 31. Matrice de corrélation					
Coefficient de corrélation utilisant les observations 1 – 13567					
AGE	AGE_CARRE	GENRE_MASCULIN	NATIONALITE_ETRANGER E	STAT_MARITAL_MARRIE	
1,0000	0,9991	0,1403	0,0058	-0,0158	Age
	1,0000	0,1383	0,0068	-0,0147	Age_carre
		1,0000	-0,0058	0,0480	Genre_masculin
			1,0000	0,0222	Nationalite_etrangere
				1,0000	Stat_marital_marie
Region_rurale_petite_ville	Niveau_educ_2	Niveau_educ_3	Niveau_educ_4	Niveau_educ_5_6	
-0,0261	0,0011	-0,0348	0,0349	0,0048	Age
-0,0261	0,0004	-0,0350	0,0359	0,0055	Age_carre
0,0069	0,0206	0,0183	-0,0162	-0,0374	Genre_masculin
-0,1036	-0,0149	-0,0483	0,0295	0,0281	Nationalite_etrangere
0,0517	-0,0066	-0,0034	-0,0123	-0,0028	Stat_marital_marie
1,0000	0,0599	0,0748	0,0068	-0,1172	Region_rurale_petite_ville
	1,0000	-0,3241	-0,0995	-0,2714	Niveau_educ_2
		1,0000	-0,2055	-0,5605	Niveau_educ_3
			1,0000	-0,1721	Niveau_educ_4
				1,0000	Niveau_educ_5_6
Nb_enfants	Etat_sante_excellent	Etat_sante_tres_bon	Etat_sante_bon	Revenu_percentiles	
0,0354	-0,0450	-0,0439	0,0194	-0,0039	Age
0,0374	-0,0429	-0,0437	0,0183	-0,0031	Age_carre
-0,0103	-0,0029	0,0025	0,0102	0,0062	Genre_masculin
0,0225	-0,0223	-0,0485	0,0112	-0,0615	Nationalite_etrangere
0,1611	0,0215	0,0268	0,0029	0,3027	Stat_marital_marie
0,0659	-0,0354	-0,0276	0,0365	0,0054	Region_rurale_petite_ville
-0,0228	-0,0489	-0,0439	0,0235	-0,1142	Niveau_educ_2
-0,0045	-0,0305	-0,0373	0,0309	-0,0408	Niveau_educ_3
-0,0069	-0,0283	-0,0133	0,0131	0,0161	Niveau_educ_4
0,0186	0,1030	0,1078	-0,0549	0,2097	Niveau_educ_5_6
1,0000	0,0402	0,0007	-0,0292	0,1057	Nb_enfants
	1,0000	-0,2376	-0,2998	0,0623	Etat_sante_excellent
		1,0000	-0,4899	0,0832	Etat_sante_tres_bon
			1,0000	-0,0197	Etat_sante_bon
				1,0000	Revenu_percentiles
Taille_menage	Nb_maladies_chroniques	Qualite_de_vie	Test_orientation	Test_numerique	
-0,2363	0,1387	0,0369	0,0142	0,0102	Age
-0,2349	0,1383	0,0382	0,0144	0,0100	Age_carre
0,0635	0,0706	0,0111	-0,0437	0,0428	Genre_masculin



0,0204	0,0405	-0,0404	-0,0021	-0,0627	Nationalite_etrangere
0,3873	-0,0006	0,0728	0,0164	0,0045	Stat_marital_marie
0,0374	-0,0119	0,0800	-0,0068	0,0040	Region_rurale_petite_ville
0,0086	0,0410	-0,0798	-0,0353	-0,0880	Niveau_educ_2
-0,0404	0,0049	-0,0044	0,0037	0,0331	Niveau_educ_3
-0,0353	-0,0065	0,0193	0,0267	0,0361	Niveau_educ_4
0,0109	-0,0721	0,1510	0,0388	0,1381	Niveau_educ_5_6
0,3193	0,0050	0,0280	-0,0153	-0,0164	Nb_enfants
0,0212	-0,1669	0,1968	0,0091	0,0350	Etat_sante_excellent
0,0170	-0,1635	0,1502	0,0379	0,0835	Etat_sante_tres_bon
0,0047	0,0116	-0,0218	0,0077	0,0047	Etat_sante_bon
0,1761	-0,0552	0,2419	0,0238	0,1363	Revenu_percentiles
1,0000	-0,0339	-0,0325	-0,0031	-0,0472	Taille_menage
	1,0000	-0,1468	-0,0286	-0,0609	Nb_maladies_chroniques
		1,0000	0,0564	0,1317	Qualite_de_vie
			1,0000	0,1249	Test_orientation
				1,0000	Test_numerique
		Distance_sortie	Situation_marche_travail_emploi	AGE_MOYEN_SORTIE	
		-0,8550	-0,0211	0,3339	Age
		-0,8500	-0,0202	0,3411	Age_carre
		-0,0376	-0,0142	0,1964	Genre_masculin
		0,0329	-0,0329	0,0708	Nationalite_etrangere
		0,0245	0,0535	0,0146	Stat_marital_marie
		0,0114	0,0261	-0,0284	Region_rurale_petite_ville
		-0,0414	-0,0846	-0,0732	Niveau_educ_2
		0,0220	0,0199	-0,0257	Niveau_educ_3
		0,0498	0,0381	0,1565	Niveau_educ_4
		0,0045	0,1221	0,0173	Niveau_educ_5_6
		0,0190	0,0214	0,1013	Nb_enfants
		0,0634	0,0547	0,0302	Etat_sante_excellent
		0,0183	0,0640	-0,0496	Etat_sante_tres_bon
		-0,0525	0,0098	-0,0587	Etat_sante_bon
		0,0370	0,2698	0,0598	Revenu_percentiles
		0,1854	0,0164	-0,1090	Taille_menage
		-0,1172	-0,0799	0,0489	Nb_maladies_chroniques
		0,0037	0,2111	0,0764	Qualite_de_vie
		-0,0101	0,0634	0,0084	Test_orientation
		-0,0050	0,1405	0,0103	Test_numerique
		1,0000	0,0524	0,2034	Distance_sortie
			1,0000	0,0553	Situation_marche_travail_emploi
				1,0000	AGE_MOYEN_SORTIE

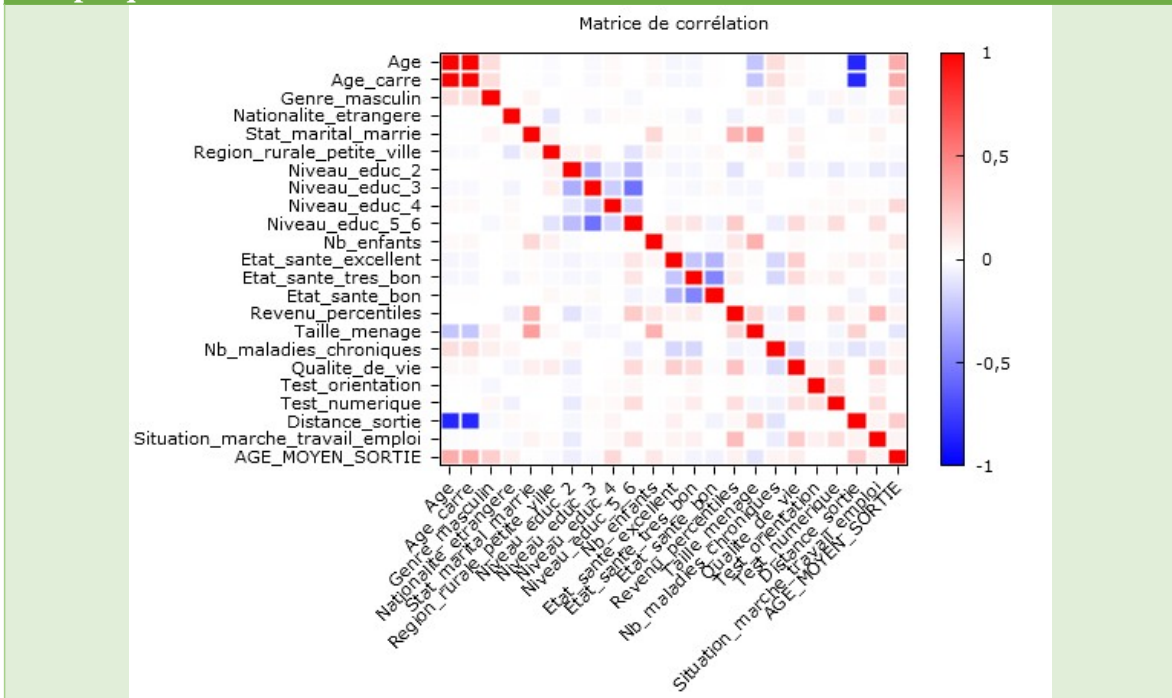
Notes : Matrice de corrélation réalisée sur base du coefficient de corrélation.

5% valeur critique (bilatéral) = 0,0168 pour n = 13567

Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 32: Matrice de corrélation (graphique)

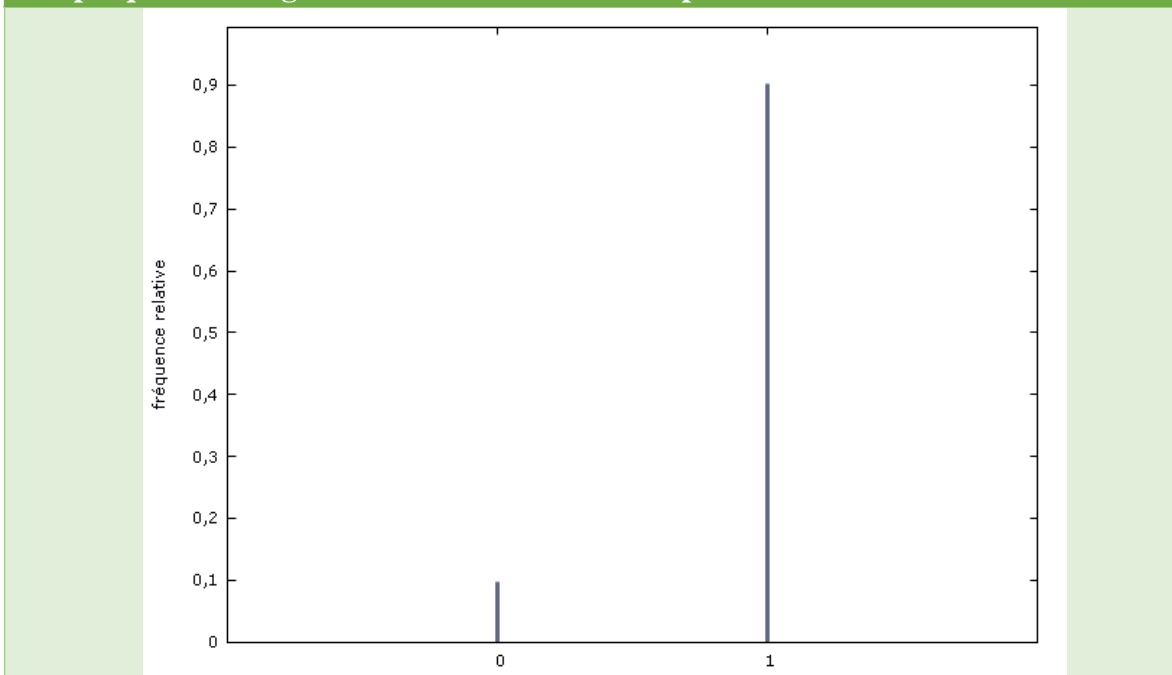
Graphique 1. Matrice de corrélation



Notes : Graphique de la matrice de corrélation réalisée sur base du coefficient de corrélation
Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 33 – Histogramme situation marché emploi

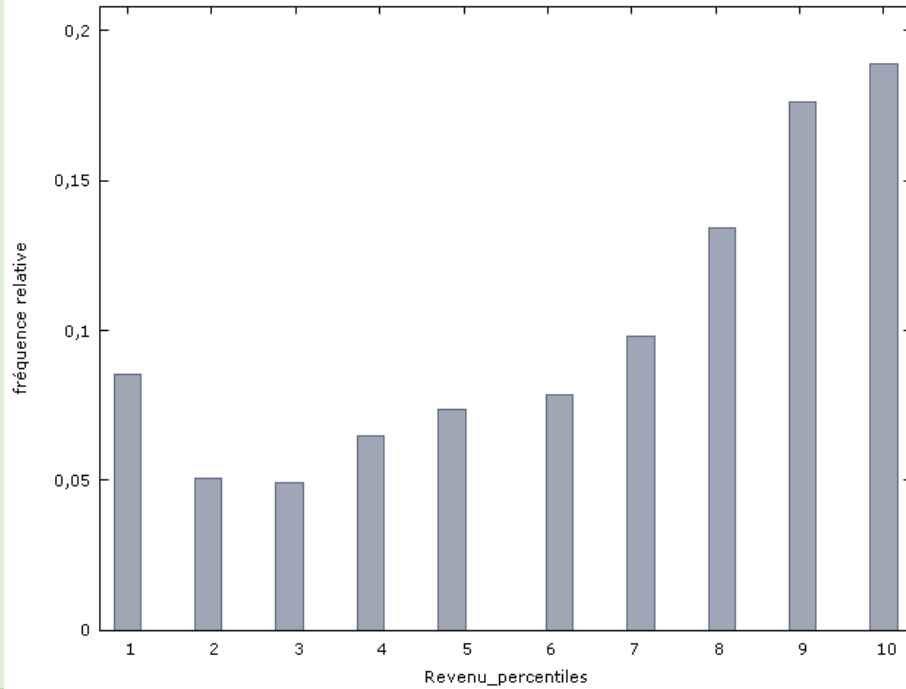
Graphique 2. Histogramme situation marché emploi



Notes : Histogramme représentant la situation marché travail emploi par rapport à la fréquence relative
Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 34 – Histogramme revenu

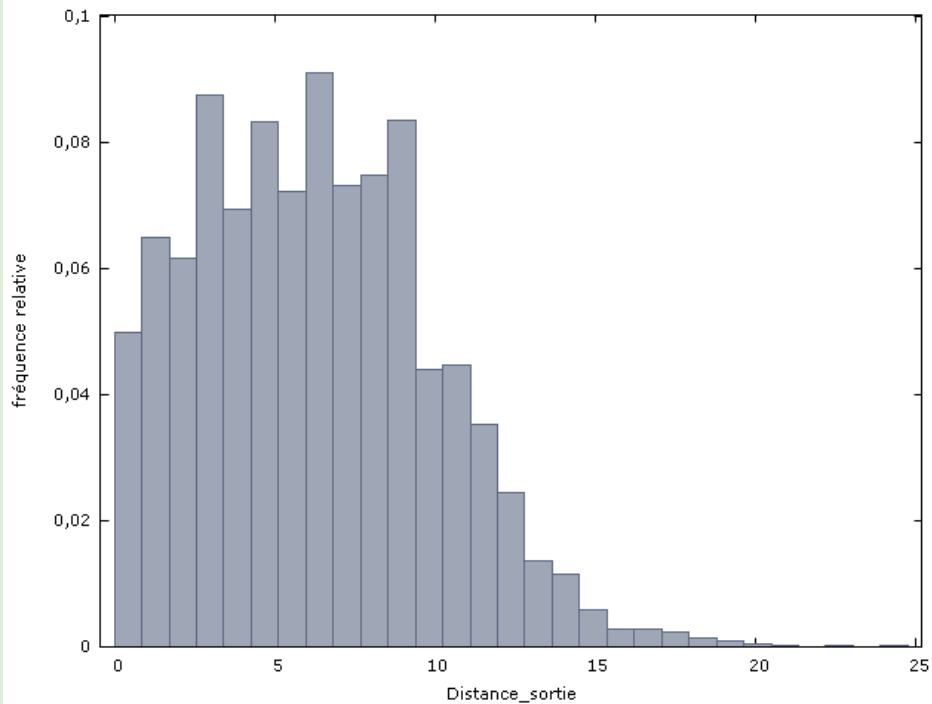
Graphique 3. Histogramme revenu



Notes : Histogramme représentant la fréquence relative par rapport au revenu
Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 35 – Histogramme distance sortie

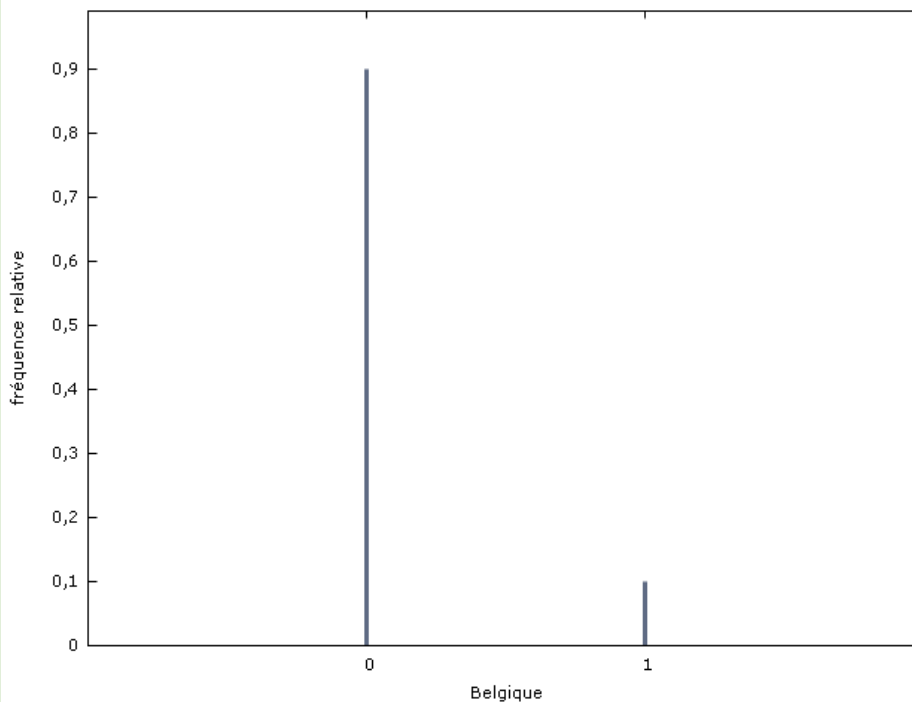
Graphique 4. Histogramme distance sortie



Notes : Graphique représentant la fréquence relative par rapport à la distance à la sortie
Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 36 – Histogramme Belgique

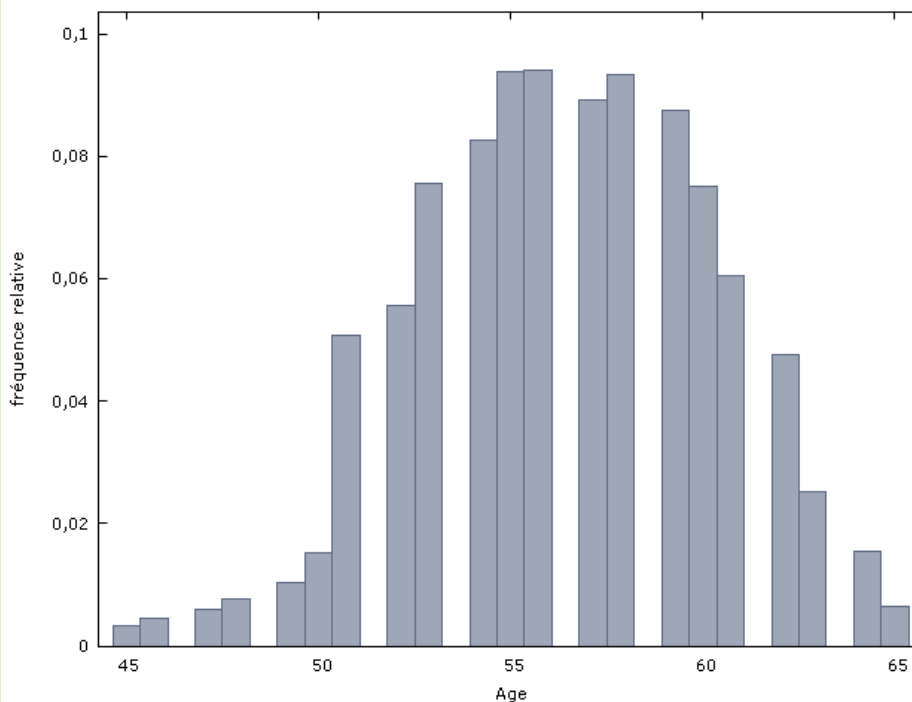
Graphique 5. Histogramme Belgique



Notes : Histogramme représentant la fréquence relative par rapport au pays, ici la Belgique
Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 37 – Histogramme des âges

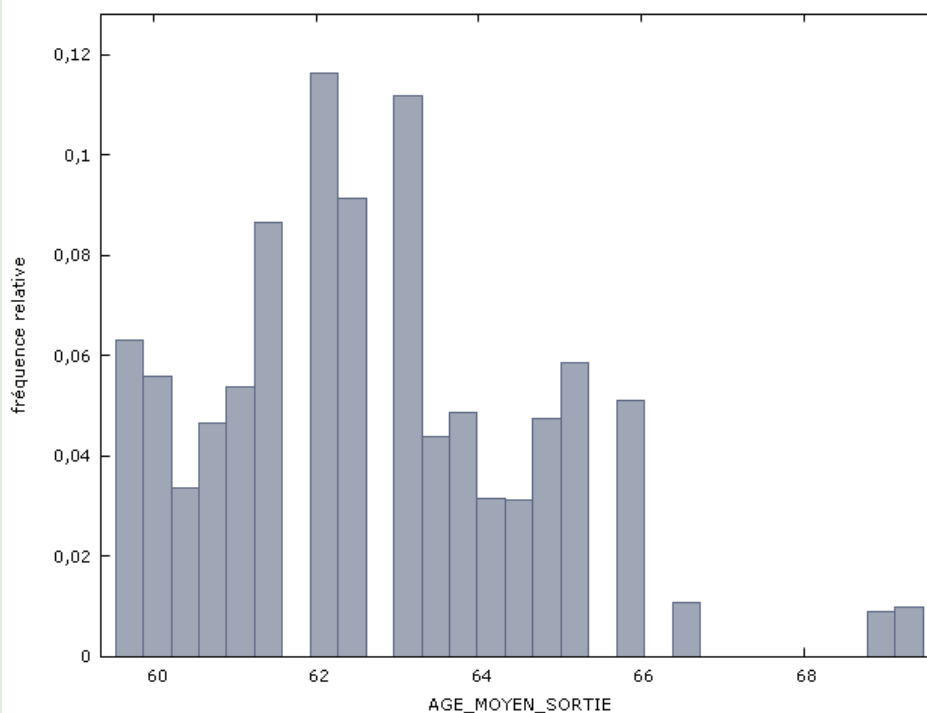
Graphique 6. Histogramme des âges



Notes : Histogramme représentant la fréquence relative par rapport à l'âge
Sources : « calculs des auteurs »

ANNEXE 38 – Histogramme âge moyen de sortie

Graphique 7. Histogramme âge moyen de sortie



Notes : Histogramme représentant la fréquence relative par rapport à l'âge moyen de sortie
Sources : « calculs des auteurs »

Bibliographie

Articles de revues :

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

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

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

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

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

BARNAY T., DEBRAND T. (2006), « L'état de santé comme facteur de cessation d'activité en Europe », *Dans: 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? », *Dans: Economie et statistique*, n° 411, pp.47-63.

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

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

CREPON B., DENIAU N., PEREZ-DUARTE S. (2003), « Productivité et salaire des travailleurs âgés », *Dans: 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? », *Dans: Travail et emploi*, n° 118, p. 77–81. DOI: 10.4000/travailemploi.3600.

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.

DOURILLE-FEE E. (2002), « Les défis de l'emploi des travailleurs âgés au Japon », *Dans: Retraite et société*, n°37, pp.65-95.

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

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

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

HAIRAULT J-O., 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 ? », *Dans: Economie et statistique*, vol. 397, n° 1, p. 51–68. DOI: 10.3406/estat.2006.7126.

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) », *Dans: Population*, vol. 71, n° 3, p. 547. DOI: 10.3917/popu.1603.0547.

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

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.

MARTINE J. (2012), « L'emploi des seniors au Japon: un état des lieux du contexte et des pratiques », *Dans: Etudes Japonaises*, pp.173-199.

SEIKE A., BLOOM D-E., BOERSCH-SUPAN A., McGEE P. (2011), « Population Aging: Facts, Challenges, and Responses », *Dans: PGDA Working Paper*, n°71

VANDEBERGHE V. (2013), « Productivité et coût salarial des travailleurs âgés en Belgique », *Dans: 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

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

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

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.