

# AGEPROD – Age des travailleurs et productivité des firmes en Belgique

Rapport final

V.Vandenberghe



**Université  
Catholique de  
Louvain**

avec la collaboration de Mariann RIGO, Fabio WALTENBERG, Anne BUCHER, Christian TRITTEN, Laura ROVEGNO, Matteo DUIELLA et Chrysovalantis VASILAKIS.

BELSPO SOCIÉTÉ & AVENIR

CONTRAT N° TA/10/031A-B

# Table des matières

Remerciements .....	3
Section 1- Introduction.....	5
Section 2. Contexte .....	11
2.1. Faible taux d'embauche passé 50 ans .....	12
2.2. Les prépensions « involontaires » .....	12
2.3. Corrélation négative entre salaire relatif et taux d'emploi relatif .....	14
Section 3. Analyse économétrique de la relation entre âge, productivité et coût salarial .....	16
3.1. Revue de la littérature.....	16
3.2. Exposé analytique de la méthodologie.....	24
3.3. Présentation des données.....	36
3.4. Résultats économétriques.....	42
3.5. Commentaires et conclusions intermédiaires.....	51
Section 4. L'âge et genre.....	54
4.1. Méthodologie .....	56
4.2. Données.....	58
4.3. Résultats .....	60
Section 5. Employés vs ouvriers .....	68
Section 6. La formation en entreprise .....	72
Section 7. La question des jeunes travailleurs.....	75
Section 8. Résumé des résultats et mise en perspective.....	82
Comment tout ceci se traduit-il en termes de considérations et de recommandations politiques ? .....	93
Bibliographie.....	96
Annexes.....	100

## Remerciements

Cette publication est le résultat du projet de recherche AGE DES TRAVAILLEURS ET PRODUCTIVITE DES FIRMES EN BELGIQUE, financé par BELSPO (Belgian Science Policy, programme Société & Avenir, sous la responsabilité de Monsieur A. Naji.

Il a été dirigé par le Professeur Vincent Vandenberghe (IRES-UCL).

Ont contribué à ce rapport les participants des workshops *Ageing and Productivity* du 13 mai 2008, *Ageing Workforces* du 10 septembre 2010 expressément organisés pour discuter du thème central de ce rapport. Nous tenons à remercier les experts et scientifiques internationaux qui y ont pris part pour leurs réactions très constructives par rapport aux versions préliminaires des analyses exposées dans ce rapport. Le workshop de septembre 2010 a débouché sur la parution d'un numéro spécial de [\*De Economist\*, 159\(2\)](#) dont nous avons été l'éditeur.

Nous saluons également les nombreux participants des séminaires et colloques où nous avons été invités à présenter les articles et working papers que nous avons rédigés tout au long de cette recherche.

- June 09 Ageing Workforce, Productivity and Labour costs of Belgian Firms, BELGIAN DAY FOR LABOUR ECONOMISTS, A PAI-IUAP Workshop, Brussels, ULB, Tuesday June 16

-Feb 2010 , " Ageing Workforce, Productivity and Labour costs of Belgian Firms ", Séminaire de Politique Economique, IRES-UCL, Fev. 16

- Oct 11, Are firms willing to employ more older men and women?, Workshop "Productivity & Ageing" , St. Gallen, Switzerland, 4-5 October

- April 2011: Microeconomics applied to firm-level micro data. The case of ageing workforces, Centro de Estudos sobre Desigualdade e Desenvolvimento – CEDE, Programa de Pós-Graduação em Economia – PPGEn Universidade Federal Fluminense – UF, Brazil

-Nov 11, Industrial restructuring and the challenge of an ageing workforce, 19th Congrès de Economistes Belges de Langue Française, Nov. 17th, Namur.

- Oct 11, Are firms willing to employ older men and women?, CREPP seminar, Université de Liège, October 28

- April 11, Boosting the employment rate of older men and women. An empirical assessment using Belgian firm-level data on productivity and labour costs, UFF, Universidade Federal Fluminense, seminar of the Economics Department, April 7

- June 10, Ageing Workforce, Productivity and Labour costs of Belgian Firms, ZEW seminar, Mannheim, June 15, 2010

## Section 1- Introduction

La population belge vieillit du fait de changements démographiques. Il en va de même de la population active dans les firmes. Avec l'arrivée à la cinquantaine des générations du baby-boom depuis de milieu des années 90, la part des salariés les plus âgés dans la main-d'œuvre des entreprises situées en Belgique s'est accrue. Le Tableau 1.1 ci-dessus est extrait de la principale base de données utilisée dans le cadre de cette recherche (Bel-first/Carrefour de la Sécurité Sociale). Il montre, sans ambiguïté, au cours de la période examinée (1998-2006), une augmentation de l'âge moyen des employés de presque 3 années, au sein des entreprises privées situées en Belgique.

Cette tendance fait écho à celle observée à travers l'Europe. En l'occurrence, Göbel & Zwick (2009), montrent qu'entre 1997 and 2007 l'âge moyen de la force de travail dans l'UE25 a augmenté de 36,2 à 38,9 ans. Le Tableau 1.1 encore, montre que la part des individus de 50-64 ans dans les entreprises belges a augmenté de 12 à 19%, même si le fait dominant reste l'augmentation de la part des travailleurs d'âge intermédiaire de 39,3% à près de 45%.

Et cette tendance va perdurer. Elle sera très logiquement renforcée par la volonté des autorités publiques d'augmenter le taux d'emploi des plus de 50 ans pour contrer l'élévation attendue du taux de dépendance<sup>1</sup> et le coût macroéconomique y associé. L'OCDE (2006), entre autres, rappelle à ce sujet que la forte augmentation du taux de dépendance<sup>2</sup> attendue exercera de vives pressions sur les budgets publics (principalement les dépenses de pension, de santé ou liées au grand âge) et freinera la croissance. L'OCDE estime, en 2006, sur la base de taux d'activité et de gains de productivité inchangés, que la croissance annuelle du PIB par tête dans la zone de l'OCDE serait d'environ 1,7% par année au cours des trois prochaines décennies, ce qui représente 30% de moins que le taux enregistré entre 1970 et 2000.

---

<sup>1</sup> Le taux de dépendance, ou ratio de dépendance démographique, est celui entre *i*) l'effectif de la population qui dépend des autres et *ii*) l'effectif de la population qui peut prendre en charge les autres

<sup>2</sup> S'il n'y a pas de changement dans la situation au regard du travail et de la retraite, la proportion d'inactifs âgés par travailleur doublera pratiquement, passant, dans la zone de l'OCDE, d'environ 38 % en 2000 à un peu plus de 70 % en 2050. En Europe, le rapport pourrait passer à près d'un inactif âgé pour chaque travailleur, sur la même période.

Tableau 1.1: Panel Bel-first-Carrefour panel. Evolution de la structure d'âge des firmes du secteur privé. Belgique, 1998 à 2006

Année d'observation	Age moyen du personnel (en années)	Part des 18-29 (%)	Part des 30-49 (%)	Part des 50-65 (%)
1998	36,15	48,58%	39,35%	12,08%
1999	36,43	46,98%	40,37%	12,67%
2000	36,64	45,84%	40,90%	13,26%
2001	37,00	44,24%	41,77%	14,00%
2002	37,37	42,61%	42,76%	14,64%
2003	37,96	40,64%	43,12%	16,24%
2004	38,33	39,17%	43,77%	17,06%
2005	38,72	37,66%	44,43%	17,91%
2006	39,10	36,33%	44,66%	19,00%

Source: Bel-first/Carrefour

A première vue, il existe une réelle marge de manœuvre pour promouvoir l'emploi des individus de plus de 50 ans. Le phénomène du faible taux d'emploi chez les individus du plus de 50 ou 55 ans est certes observable dans de nombreux pays d'Europe (France, Luxembourg, Pologne...), mais il est particulièrement prononcé en Belgique (Tableau 1.2) ; même si la comparaison avec 2005 suggère une amélioration du taux d'emploi senior absolu et relatif. La faiblesse de notre taux d'emploi senior représente l'un des principaux freins à la réalisation de l'objectif de Lisbonne d'un taux d'emploi global de 70%<sup>3</sup>.

Au premier trimestre de 2010, à peine 36% des individus de 55-64 ans étaient en emploi, soit 11,1 points de pourcentage de moins que la moyenne européenne (UE 15). La distinction selon genre, toujours pour 2010 (Tableau 1.1), révèle une nette différence entre hommes (44%) et femmes (30%). Toutefois, relativement à la moyenne européenne (UE 15), la contreperformance reste identique avec un écart négatif de 11 à 12 points de pourcentage pour les deux genres.

<sup>3</sup> L'objectif Europe 2020 (qui succède à celui de Lisbonne) parle de 75 % de la population âgée de 20 à 64 ans en emploi.

Tableau 1.2 – Taux emploi des 55-64 ans. Belgique vs. UE, 2005-2010<sup>a</sup>. Distinction selon le genre

Pays	Niveau du taux d'emploi						Ecart par rapport à la moyenne UE15					
	Femmes		Hommes		Total		Femmes		Hommes		Total	
	2005	2010	2005	2010	2005	2010	2005	2010	2005	2010	2005	2010
Autriche	21,2	33,5	40,4	50,6	30,5	41,8	-13,8	-7,3	-12,4	-5,4	-13,2	-6,4
<b>Belgique</b>	<b>20,5</b>	<b>30,0</b>	<b>40,8</b>	<b>44,2</b>	<b>30,5</b>	<b>37,1</b>	<b>-14,5</b>	<b>-10,8</b>	<b>-12,0</b>	<b>-11,8</b>	<b>-13,2</b>	<b>-11,1</b>
Bulgarie	23,6	37,5	42,0	51,3	31,9	43,9	-11,4	-3,3	-10,8	-4,7	-11,8	-4,3
Chypre	29,0	42,2	70,7	69,3	49,3	55,5	-6,0	1,4	17,9	13,3	5,6	7,3
R. Tchèque	30,4	35,2	58,9	57,6	44,0	46,0	-4,6	-5,6	6,1	1,6	0,3	-2,2
Danemark	53,4	50,4	65,6	61,6	59,4	56,0	18,4	9,6	12,8	5,6	15,7	7,8
Estonie	52,9	57,4	58,6	50,0	55,3	54,2	17,9	16,6	5,8	-6,0	11,6	6,0
Finlande	51,0	55,8	51,3	54,4	51,1	55,1	16,0	15,0	-1,5	-1,6	7,4	6,9
France	35,9	36,9	41,4	41,2	38,6	39,0	0,9	-3,9	-11,4	-14,8	-5,1	-9,2
Allemagne	36,8	50,6	52,4	65,0	44,5	57,7	1,8	9,8	-0,4	9,0	0,8	9,5
Grèce	24,4	28,7	57,8	56,9	40,3	42,4	-10,6	-12,1	5,0	0,9	-3,4	-5,8
Hongrie	26,1	28,5	39,8	39,0	32,3	33,2	-8,9	-12,3	-13,0	-17,0	-11,4	-15,0
Islande	77,9	75,7	88,7	84,6	83,3	80,2	42,9	34,9	35,9	28,6	39,6	32,0
Irlande	35,8	40,6	65,4	58,1	50,7	49,4	0,8	-0,2	12,6	2,1	7,0	1,2
Italie	20,4	25,7	42,1	47,3	30,9	36,2	-14,6	-15,1	-10,7	-8,7	-12,8	-12,0
Lettonie	43,0	49,7	56,8	45,1	48,9	47,7	8,0	8,9	4,0	-10,9	5,2	-0,5
Lituanie	37,3	46,8	57,3	50,8	45,9	48,5	2,3	6,0	4,5	-5,2	2,2	0,3
Luxembourg	24,9	29,1	38,3	46,8	31,7	38,1	-10,1	-11,7	-14,5	-9,2	-12,0	-10,1
Malte	13,5	13,0	53,4	47,2	32,7	29,9	-21,5	-27,8	0,6	-8,8	-11,0	-18,3
Pays-Bas	34,7	45,5	56,7	65,4	45,8	55,5	-0,3	4,7	3,9	9,4	2,1	7,3
Pologne	17,9	22,4	34,2	44,3	25,4	32,6	-17,1	-18,4	-18,6	-11,7	-18,3	-15,6
Portugal	43,5	43,1	58,7	56,0	50,7	49,2	8,5	2,3	5,9	0,0	7,0	1,0
Roumanie	31,6	30,5	44,1	49,3	37,4	39,3	-3,4	-10,3	-8,7	-6,7	-6,3	-8,9
Slovaquie	14,0	27,9	45,8	54,4	28,5	40,2	-21,0	-12,9	-7,0	-1,6	-15,2	-8,0
Slovénie	15,6	23,1	41,5	47,7	28,5	35,2	-19,4	-17,7	-11,3	-8,3	-15,2	-13,0
Espagne	26,5	32,8	59,3	54,8	42,4	43,5	-8,5	-8,0	6,5	-1,2	-1,3	-4,7
Suède	66,9	66,7	71,9	73,3	69,4	70,0	31,9	25,9	19,1	17,3	25,7	21,8
R-U	47,9	49,7	66,0	65,6	56,8	57,5	12,9	8,9	13,2	9,6	13,1	9,3
<b>UE15</b>	<b>35,0</b>	<b>40,8</b>	<b>52,8</b>	<b>56,0</b>	<b>43,7</b>	<b>48,2</b>						
<b>UE27</b>	<b>32,9</b>	<b>38,2</b>	<b>50,9</b>	<b>54,3</b>	<b>41,6</b>	<b>46,0</b>						

a) Moyenne 4eme trimestre 2009 et 1<sup>er</sup> trimestre 2010 Source : UE Enquête Forces de Travail

Il est étonnant de constater, qu'en longue période, en dépit de l'augmentation continue de la longévité, l'âge effectif des départs à la retraite a eu tendance à baisser dans presque tous les pays de l'OCDE, y compris la Belgique, au moins jusqu'à une période récente. Egalement, le nombre d'années que les travailleurs peuvent espérer passer à la retraite a nettement augmenté.

Le propos n'est pas ici de comprendre les ressorts d'une telle évolution de long terme. Nous relevons plutôt que les temps sont à l'inversion de cette tendance historique. La plupart des gouvernements européens mettent en œuvre ou préparent des réformes visant à relever le taux d'emploi des plus de 50 ans. En 2010, la France a relevé l'âge légal de départ à la retraite de 60 à 62 ans. Elle vient de décider d'accélérer le calendrier de mise en œuvre de ce relèvement. D'autres pays européens ont programmé son relèvement progressif à 67 ans. Dans le cas belge - où il est déjà de 65 ans - le gouvernement vient de voter des mesures démantelant en partie les dispositifs favorisant la sortie avant cet âge, notamment les prépensions /pensions anticipées. De nombreuses études ont démontré le rôle important de tels dispositifs dans l'effondrement de notre taux d'emploi âgé à partir des années 1970 en Belgique ([Lefèbvre, 2010](#)) mais également aux Pays-Bas ([Euwals & al., 2009](#)).

Dans un contexte de vieillissement, la plupart des économistes sont convaincus que de telles réformes sont indispensables à l'équilibre financier de la sécurité sociale. Elles doivent aussi empêcher d'alourdir le coût du travail (conséquence de l'augmentation du taux de dépendance évoqué plus haut), et donc éviter de pénaliser un peu plus les jeunes peu diplômés ou les individus issus de l'immigration. Mais le succès de ces réformes visant à stimuler l'offre de travail parmi les individus de 50 ans et plus passe par une augmentation de la *demande* des salariés âgés, c'est-à-dire plus d'emplois ouverts aux individus âgés. D'où l'une des questions centrales de cette recherche : celle de la propension de firmes, situées en Belgique, à employer les travailleurs âgés compte tenu, entre autres, de leur productivité.

Précisons que la perspective de ce rapport est plutôt celle de l'*employabilité* des individus âgés que simplement celle de leur *productivité*<sup>4</sup>. La différence, subtile, tient à la prise en compte du coût de l'emploi âgé. En tant qu'économiste de l'emploi, nous pensons que la demande d'emploi âgé, et partant le volume global d'emplois pour les individus âgés, dépendent, pour

---

<sup>4</sup> A comprendre, elle-même tout au long de ce rapport, au sens large, c'est-à-dire incluant les éléments d'aptitude physique ou cognitive, de flexibilité et d'adaptabilité au changement des travailleurs plus âgés, susceptibles d'affecter la performance mesurée des firmes.

une part importante du rapport productivité/coût salarial. En particulier, nous pensons qu'une détérioration significative, du fait de l'âge, de ce ratio<sup>5</sup> est problématique pour la demande de travailleurs âgés. Elle complique aussi la reprise du travail après une perte d'emploi.

Ce rapport, et la recherche qu'il expose, participent d'un effort qui vise à mieux comprendre des raisons de la faible demande de travail âgé émanant des firmes et, partant, d'identifier quelques moyens d'y remédier. Car même dans la littérature scientifique internationale la question de la demande de travail âgé fait l'objet de peu d'attention. A l'inverse, de très nombreuses études étrangères et belges sont disponibles sur la question de l'offre de travail âgé (soit la propension des individus à continuer à offrir leur force de travail) et ses déterminants. Le lecteur intéressé par une discussion du rôle de revenus de remplacement, de l'état de santé, du statut du conjoint... se réfèrera à [Mitchell & Fields \(1984\)](#), [Saint Paul \(2009\)](#), [Kalwij & Vermeulen \(2008\)](#) ; [Pozzebon & Mitchell \(1989\)](#), ou [Lefèbvre, \(2010\)](#).

Ce texte ne traite pas non plus de l'emploi des travailleurs âgés ou de leur productivité dans le secteur public; non pas que ce secteur ne soit pas important pour relever le taux d'emploi senior<sup>6</sup>, mais simplement parce que ce secteur soulève a priori moins de questions économiques. L'Etat employeur, qui déciderait de supprimer les régimes de départ anticipé applicables à ses agents, les garderait quasi automatiquement jusqu'à 65 ans. Rien dans une économie décentralisée, dont dépend l'emploi privé, ne garantit un tel automatisme.

---

<sup>5</sup> Soit encore une augmentation, du fait de l'âge, du coût salarial par unité produite.

<sup>6</sup> Les données en notre possession suggèrent même que la baisse du taux d'emploi après 50 ans est plus prononcée dans le secteur public que dans le secteur privé.

Le reste du texte est organisé de la manière suivante. La Section 2 développe quelques éléments de contexte, empirique, scientifique et théorique qu'il est utile d'avoir à l'esprit à l'entame de cette étude, parfois fort technique dans certains de ces développements. La Section 3, la plus importante du rapport, contient notre analyse de la relation entre âge-productivité et coût salarial comprenant la revue de la littérature internationale, l'exposé de la méthode d'analyse et les principaux résultats les tests de robustesse appliqués. La Section 4 expose la question des spécificités liées au genre. Nous y examinons en particulier la question de savoir si le vieillissement affecte plus significativement la productivité et l'employabilité des femmes. La Section 5 réplique l'analyse de la Section 4, en privilégiant la distinction entre personnel ouvrier et employé, connue pour recouper des différences en termes de droit du travail, de conventions salariales, notamment de liaison du salaire à l'ancienneté/âge. La Section 6 examine le rôle potentiel de la formation en entreprise ; en particulier la question de savoir si les firmes qui consacrent systématiquement plus d'argent à former leurs travailleurs présentent une configuration particulière (en l'occurrence plus favorable) du profil de productivité selon l'âge. La Section 7 met le focus sur les jeunes travailleurs (18-29 ans), en comparaison avec les travailleurs âgés (50-64 ans). Cet exercice renvoie à la question de l'existence de contrats implicites, découplant de manière équilibrée productivité et coût salarial pour la durée effective des contrats de travail. La Section 8 rassemble les principaux résultats de la recherche en les remettant en perspective et en soulignant leur apport à l'analyse du vieillissement, en particulier au débat sur l'allongement des carrières en Belgique. Le lecteur pressé y trouvera l'essentiel de notre propos et un exposé – non technique - de nos principaux résultats. Y figurent également les principales considérations et recommandations politiques que nous dérivons de la recherche.

## Section 2. Contexte

Le vieillissement et les politiques visant à maintenir les personnes âgées en emploi soulèvent des questions cruciales qui ont reçu trop peu d'attention jusqu'ici. Nombreuses sont les études existantes qui analysent les conséquences du vieillissement des populations en termes de taux de dépendance plus élevés et de hausse des coûts de la sécurité sociale (Gruber & Wise, 2004). Une autre branche de la littérature économique sur le vieillissement examine le comportement de départ à la retraite des personnes âgées (Mitchell & Fields, 1984 ; Weaver ; 1994) et ses déterminants, par exemple *i*) en quoi la générosité des régimes de (pré)retraite et autres incitent les gens à se retirer de la population active (Saint Paul, 2009), ou *ii*) comment un mauvais état de santé précipite la décision de se retirer (Kalwij & Vermeulen, 2008). Cette littérature couvre principalement l'offre du marché du travail âgé, soit celle de la propension plus ou moins forte des individus à offrir leur force de travail au fur et à mesure qu'ils vieillissent.

Cependant, les conséquences du vieillissement des effectifs du point de vue des entreprises - lesquelles représentent le côté demande du marché du travail - ont fait l'objet de moins d'attention, singulièrement en Belgique. Et pourtant les indices suggérant qu'il y a potentiellement un problème du côté de la demande existent.

## 2.1. Faible taux d'embauche passé 50 ans

Simultanément au faible taux d'emploi évoqué plus haut, on note le peu de recrues de 50 ans et plus dans les firmes privées belges (Tableau 2.1). Les observations qui figurent dans ce tableau proviennent de la base de données Bel-first couvrant un échantillon de 9.000 firmes du secteur privé, suivies entre 2000 et 2006, et pour lesquelles nous disposons de l'information sur l'âge de chacun des employés. La comparaison d'une année à l'autre permet d'identifier le nombre de recrues selon l'âge. Les fréquences du Tableau 2.1 montrent que le recrutement est très négativement corrélé à l'âge. Plus de 75% des recrues sur base annuelle ont moins de 40 ans. Plus de 85% ont moins de 45 ans. La part des plus de 55-65 ans atteint 4,3% en 2003, mais moins de 2% en 2000 et 2006. Celle de 50-55 ans s'établit à un niveau à peine plus élevé au cours de la même période. Nous interprétons ceci comme un indice significatif de la faiblesse de la demande de travailleurs de plus de 50 ans, justifiant notre projet de recherche d'essayer de mieux en comprendre les causes.

*Tableau 2.1: Répartition des nouvelles recrues selon l'âge.  
Echantillon de 9000 firmes du secteur privé situées en Belgique*

<b>Classe d'âge des recrues</b>	<b>2000</b>	<b>2003</b>	<b>2006</b>
0_18-<30	57,27	51,04	52,21
1_30-<35	15,09	13,91	14,18
2_35-<40	11,17	11,48	11,81
3_40-<45	7,68	8,75	9,59
4_45-<50	4,93	6,27	6,51
5_50-<55	2,65	4,21	3,69
6_55-<65	1,22	4,34	2,02
Total	100,00	100,00	100,00

Source : Bel-first/Carrefour

## 2.2. Les préretractions « involontaires »

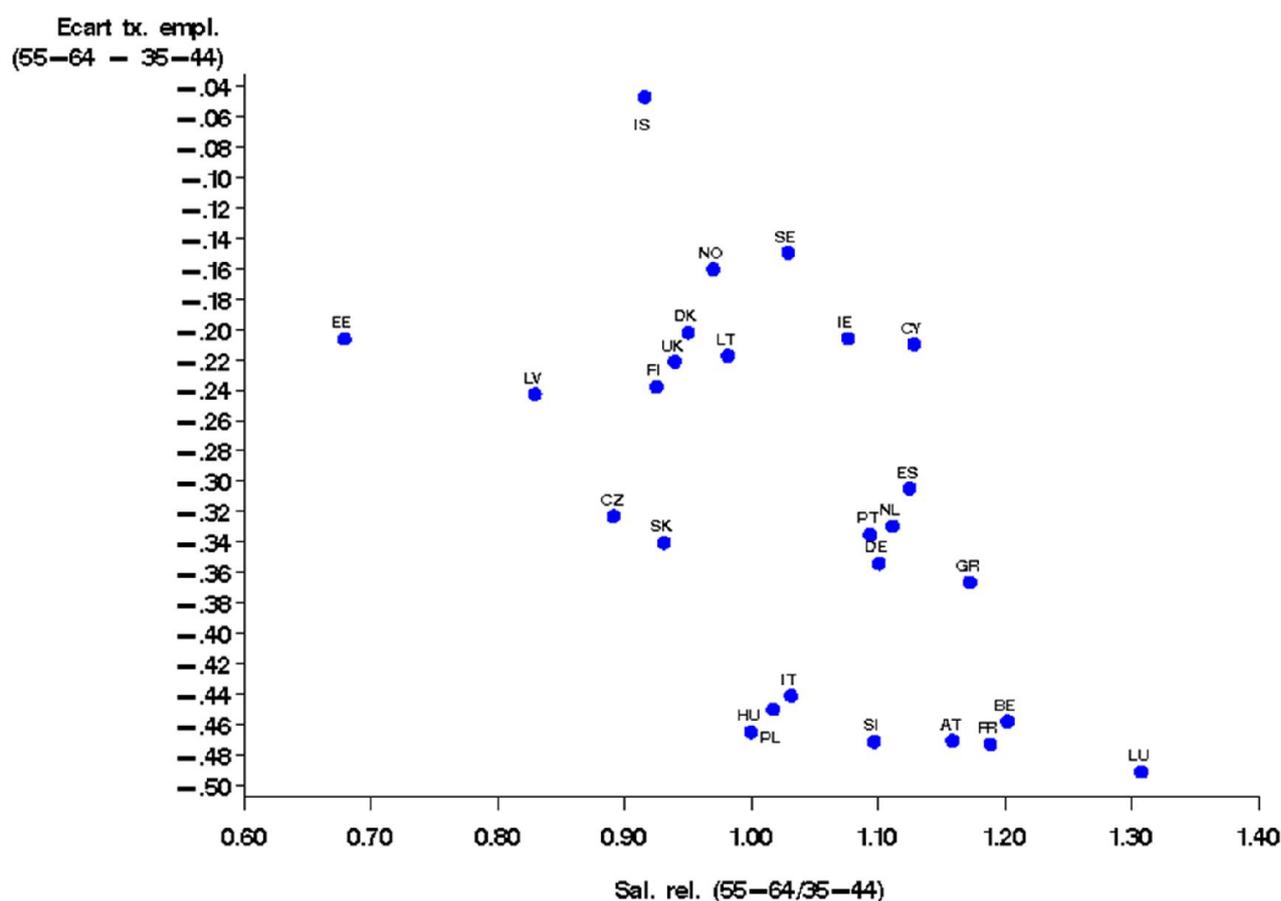
Il y a également de nombreux indices suggérant que les entreprises se séparent des travailleurs âgés. Dorn & Sousa-Poza (2010) montrent par exemple que la retraite anticipée involontaire est la règle plutôt que l'exception dans plusieurs pays d'Europe continentale, si l'on en croit les répondants de l'International Social Survey Program de données (ISSP) qu'ils analysent. Cette enquête permet d'identifier, parmi les préretraités, ceux qui évaluent leur propre statut de préretraité comme étant involontaire vs. volontaire. En Allemagne, au Portugal et en Hongrie, plus de la moitié de toutes les retraites anticipées sont, paraît-il, prises sous la contrainte de l'employeur. Malheureusement, l'étude n'inclut pas le cas belge. Les résultats n'en sont pas

moins interpellants. [Dorn & Sousa-Poza \(2010\)](#) signalent que dans beaucoup de pays européens, la proportion de retraites involontaires (ou subies) est significativement plus élevée dans les années de fort chômage. Une explication de ce constat serait que les entreprises promeuvent la retraite anticipée quand elles sont confrontées à des chocs de demande défavorables, durant les récessions/ralentissements économiques.

### 2.3. Corrélation négative entre salaire relatif et taux d'emploi relatif

Les données de l'enquête UE-SILC (Statistics on income and living conditions) de l'année 2007 suggèrent (Figure 2.1) quant à elles une forte corrélation négative entre le salaire brut relatif des travailleurs masculins de plus de 55 ans et leur taux d'emploi relatif (réf= 35-45 ans). Les pays, comme la France, la Belgique ou le Luxembourg sont des pays où le salaire brut des travailleurs de plus de 55 ans apparaît au moins 20% plus élevé que celui des travailleurs d'âge intermédiaire. Ce sont, dans le même temps, des pays où le taux d'emploi des seniors enregistre la plus forte baisse par rapport à celui des individus de 35-44 ans.

Figure 2.1 – Hommes 55-64 ans. Ecart de taux d'emploi par rapport aux hommes d'âge intermédiaire (35-44) et salaire brut relatif. Europe, 2006-07



SILC 0607

Les écarts de taux d'emploi sont estimés en régressant le statut par rapport à l'emploi du répondant (1= emploi, 0= non emploi) sur la classe d'âge (réf=35-44). Les données d'emploi sont en déviation par rapport à la moyenne propre au niveau d'éducation des répondants (moins que le secondaire, secondaire, plus que le secondaire). Les salaires relatifs sont obtenus en régressant le (log) des salaires mensuels bruts sur la classe d'âge (réf=35-44). L'équation contrôle pour le niveau d'éducation (moins que le secondaire, secondaire, plus que le secondaire), la durée du travail (temps-plein ou non) et le secteur d'activité (NACE1) [les valeurs renseignées en abscisse= coefficient estimé +1]

Ces quelques éléments statistiques nous paraissent étayer l'idée que la demande de travailleurs âgés, et plus encore son extension dans un contexte où l'on décide d'accroître l'offre de travail âgé, ne peuvent pas être considérées comme allant de soi. Une offre de travail accrue appelle bien évidemment une demande de travail à la hausse. Les stratégies privilégiant exclusivement l'offre (limitation du recours aux prépensions, relèvement de l'âge légal de la pension ou du nombre d'années de carrière requis...) induisent un double risque: *i*) celui qu'une partie importante des seniors n'ayant plus droit à une (pré)retraite, et ne trouvant pas d'emploi, viennent tout simplement gonfler les rangs de chômeurs ou des personnes déclarés inaptes recevant des allocations pour handicap, *ii*) celui de creuser les inégalités entre individus âgés incapables de prolonger leur activité et ceux (par exemple certains cadres) qui profiteraient à plein des mesures d'incitation au prolongement des carrières.

Entre 2000 et 2006 l'Autriche a progressivement augmenté l'âge de la retraite anticipée de 60 à 62,2 pour les hommes, et de 55 à 57,2 pour les femmes. [Staubli & Zweimüller \(2011\)](#) estiment que ces réformes ont réduit les départs à la retraite de 19 points de pourcentage chez les hommes concernés, et de 25 points de pourcentage chez les femmes affectées. Point positif, ces réformes se sont traduites par une augmentation sensible de l'emploi de 7 points de pourcentage chez les hommes et les 10 points de pourcentage chez les femmes ; mais, fait négatif, d'une augmentation du taux de chômage : plus 10 points de pourcentage chez les hommes, et 11 points de pourcentage chez les femmes.

En France, où les allocations de chômage ne peuvent être perçues durant plus de 2 ans, il est interpellant de lire, qu'au moment même où l'on relève l'âge légal de la retraite, l'allocation équivalent retraite (AER) - garantissant 1.000€ mensuels, pour faire la jonction entre la fin des allocations de chômage et le début de leur pension, supprimée en janvier 2011 - va être rétablie sous la forme d'une «allocation transitoire de solidarité ».

Certes, la perspective macroéconomique de milliers emplois laissés vacants par les baby-boomers, évoquée récemment dans la presse belge, a quelque chose de rassurant. Mais progresser intelligemment sur la question de l'allongement des carrières requiert aussi de rassembler les conditions microéconomiques favorables l'existence d'un vrai marché du travail pour les plus de 50 ans. Et ceci commence par la question du rapport entre productivité et coût salarial en fonction de l'âge.

## Section 3. Analyse économétrique de la relation entre âge, productivité et coût salarial<sup>7</sup>

### 3.1. Revue de la littérature

La littérature économique s'intéressant au rapport entre âge et productivité reste limitée. Celle examinant systématiquement le triangle âge-productivité-coût salarial l'est encore plus. On distingue tout d'abord les études qui n'examinent que l'aspect âge-productivité de celles qui - privilégiant la question de l'employabilité des travailleurs âgés à celle de la performance stricte des firmes - considèrent aussi l'aspect âge-coût salarial.

#### i) Age et productivité

Parmi les études centrées sur la relation âge-productivité on distingue celles utilisant les données individuelles de celles qui utilisent des données pays et, enfin, de celles travaillant, comme nous, au moyen de données de firmes.

##### a) Les études sur données individuelles

Les études utilisant des données individuelles explorent avant tout la relation entre âge et performances physiques, cognitives ou intellectuelles. Une des faiblesses de ces données est qu'elles ne nous autorisent pas à tirer de conclusions fortes en termes de productivité des firmes. Or les firmes aujourd'hui sont aujourd'hui la structure de travail type de l'immense majorité des travailleurs, opérant sur le mode du salariat.

Ces travaux - dont certains sont très proches de l'ergonomie ou de la neuroscience - ont été passés en revue par [Skirbekk \(2004,2008\)](#). La conclusion est que la performance individuelle tend généralement à diminuer au-delà de 50 ans. Les baisses sont particulièrement fortes pour les tâches au travail où la résolution de problèmes, l'apprentissage et la vitesse sont nécessaires. Par contre dans les emplois où l'expérience relationnelle et les aptitudes verbales sont

---

<sup>7</sup> Le contenu de cette Section 3 se retrouve en bonne partie dans Vandenberghe (2011a).

importantes, les personnes âgées maintiennent une performance relativement élevée (Skirbekk, 2004).

#### b) Les analyses sur données agrégées au niveau des pays

A l'autre extrême, on trouve des études utilisant les données agrégées au niveau des pays, sous la forme de longues séries chronologiques. Ces études explorent l'impact de la composition par âge de la population active sur les niveaux et les taux de croissance de la production par travailleur ainsi que sur la productivité totale des facteurs (PTF) ; en bref la croissance. Les résultats de Werding (2007) montrent une relation « en U inversé » entre la part des travailleurs dans les différents groupes d'âge et la productivité et la croissance. Il conclut, avec d'autres (OCDE, 2006), que le vieillissement devrait se traduire par un ralentissement de la croissance macroéconomique.

Le point faible de ces études découle du niveau très agrégé des données-pays qu'elles analysent. Il est relativement difficile par exemple de déterminer si la principal canal d'influence de l'âge est celui de la capacité amoindrie des firmes à produire ; ou celui du taux de dépendance évoqué plus haut, se traduisant par une augmentation des charges fiscales et parafiscales pesant sur les firmes et l'activité économique en général.

#### c) Les analyses sur données de firmes

Compte tenu des faiblesses des données individuelles et macros évoquées plus haut, nous préférons (avec nombre de collègues économistes) une analyse utilisant *des données de firmes*. Nous sommes d'avis que la « productivité » est avant tout un phénomène de firmes. Elle devient un phénomène «pays» par agrégation de la performance productive des nombreuses firmes actives dans le pays.

Elle s'enracine certes dans la capacité à produire des individus, mais elle ne se confond pas avec elle, tant il peut exister un écart important entre ce qu'un individu est capable de faire en soi et ce qu'il fait, concrètement, dans l'environnement collectif et capitalistique<sup>8</sup> qu'est la firme. L'autre enjeu est bien entendu celui de la mesure. Mesurer les écarts de productivité entre

---

<sup>8</sup> Au sens premier du terme, à savoir en interaction avec une série d'équipements et procédés de production constituant le capital de la firme.

individus au sein d'une firme n'est pas chose aisée. Et les salaires, à ce niveau de désagrégation, sont souvent de mauvaises approximations de la productivité. En cela nous critiquons l'usage qui est fait des équations de gain salarial à la Mincer qui valident l'existence d'une relation entre éducation et productivité sur base de résultats économétriques qui ne sont jamais que la mise à jour d'une relation entre éducation et salaire (Mincer, 1974).

Certains économistes ont commencé à examiner la relation entre l'âge et la productivité au niveau où qui importe le plus: celui des firmes ou entreprises. Ils ont estimé des fonctions de production «augmentée» par la spécification d'un indice composite reflétant des différences composantes du facteur travail (notamment l'âge), à la Hellerstein & Neumark (1995) (HN ci-après). Selon Malmberg et al. (2008), une augmentation de la part de personnes âgées dans les usines suédoises ne nuit pas à la productivité de ces dernières. En revanche, Grund & Westergard-Nielsen (2008) constatent, sur données danoises, que tant l'augmentation de l'âge moyen que celle de la dispersion de l'âge sont corrélés négativement avec la productivité. Mais ces auteurs utilisent les données transversales/en coupe.

Les études plus récentes, utilisant comme nous des données de panel, fournissent des résultats a priori plus fiables, en ce sens qu'elles permettent de contrôler pour les variables non observées propres à chaque firme, corrélées à la fois au niveau de productivité et à la structure d'âge. Un exemple souvent évoqué est celui de la corrélation entre le cycle de vie des produits et l'âge des travailleurs. Les travailleurs plus âgés sont généralement surreprésentés dans des firmes fabricant des produits qui ont dépassé la phase de forte croissance de la demande (synonyme de productivité élevée).

Ainsi l'étude de Göbel & Zwick (2009), portant sur l'Allemagne, qui conclut à l'absence d'effet significatif de l'âge sur la productivité. Par contre, Lallemand & Ryck (2009), qui utilisent comme nous des données de panel belges au niveau des entreprises<sup>9</sup>, concluent que les travailleurs âgés (50+) sont sensiblement moins productifs que les travailleurs d'âge intermédiaire, en particulier dans les entreprises réputées faire un usage intensif de TIC<sup>10</sup>.

---

<sup>9</sup> L'enquête annuelle sur les salaires et l'enquête sur la structure des entreprises, menées par l'INS.

<sup>10</sup> Technologie de l'information et de la communication.

A l'usage de données de panel s'ajoute aujourd'hui l'obligation de déployer des méthodes d'analyse qui prennent en compte le caractère potentiellement « endogène à court terme » de la structure d'âge du personnel d'une firme, soit encore le fait que celle-ci peut varier « en réponse à » des -chocs extérieurs/exogènes de la productivité. L'exemple le plus souvent mis en avant est celui d'une baisse de la production (résultante de la perte d'un gros contrat) qui provoque un gel des recrutements, lequel se traduit par une augmentation de l'âge moyen du personnel à court terme. L'économètre – qui ne dispose pas de l'information sur ce contrat perdu/manqué – court le risque de conclure erronément que l'élévation de l'âge moyen «cause» la baisse de la production, alors que dans le cas d'espèce c'est exactement le contraire qui s'est produit. Nous développerons ce point ultérieurement lors de l'exposé complet des stratégies que nous mettons en œuvre pour contrer ce problème (Section 3.2).

## ii) Age, productivité et coût salarial

Une autre distinction importante, en termes de méthodologie, est celle qui existe entre les études qui n'examinent que la relation entre productivité et âge, et celles qui considèrent simultanément la relation âge-coûts salariaux. Comme indiqué plus haut, les secondes se préoccupent de la demande de travail âgé. Elles étudient en particulier la relation entre l'âge et *le ratio productivité/coût salarial*<sup>11</sup> dans le but de pouvoir dire quelque chose sur *l'employabilité* des travailleurs âgés, sur les incitants financiers des firmes à les (ré)employer. Selon certaines hypothèses développées ci-dessous (Section 3.2), cela revient à analyser la sensibilité de ce ratio à des variations de la structure d'âge du personnel (ex : une augmentation de 10 points de % de la part des travailleurs de plus de 50 ans et plus).

Une des premières études analysant à la fois les aspects productivité et coût salarial en relation avec l'âge est celle [Hellerstein et al. \(1999\)](#). Deux de ses auteurs, [Hellerstein & Neumark, \(2007\)](#), ont récemment actualisé l'étude initiale au moyen de données plus nombreuses et plus précises, mais couvrant toujours exclusivement le secteur manufacturier américain. Ces auteurs estiment que la productivité relative des travailleurs âgés de 55 + est égale à 87% de celle des travailleurs de moins de 35 ans (le groupe de référence), alors que les salaires relatifs sont de 112%. Ils concluent à l'existence d'une détérioration significative du ratio productivité-coût

---

<sup>11</sup> L'inverse du coût salarial par unité (de valeur) produite.

salarial avec l'âge. Mais les données du [Hellerstein & Neumark \(2007\)](#), quoique plus fiables que celle de 1999, restent des données transversales.

La majorité des études fondées sur des données transversales concluent que la productivité des entreprises évolue avec l'âge tel un « U inversé » : elle augmente lorsque les (jeunes) individus accèdent à la tranche d'âge intermédiaire (35-44 ans) et puis généralement décline à partir de 50 ou 55 ans, tandis que les coûts du travail augmentent avec l'âge et l'ancienneté, parfois pour atteindre un plafond vers 50 ans, mais déclinent très rarement. La résultante est la détérioration du ratio productivité-coût salarial évoqué plus, mis en exergue également par [Skirbekk \(2004, 2008\)](#).

Quant aux quelques auteurs utilisant des données de panel (a priori plus fiables), leurs conclusions sont contrastées. Pour la Belgique, [Cataldi, Kampelmann & Rycx \(2011\)](#) identifient une relation négative entre l'âge des travailleurs et le ratio productivité-coût du travail. [Aubert & Crépont \(2003, 2007\)](#), pour la France, observent que la productivité des travailleurs français augmente avec l'âge jusque vers l'âge de 40 ans, avant de se stabiliser ; une configuration qui est très semblable à celle des salaires. Ceci dit, ils notent un effet négatif des travailleurs de plus de 55 ans sur le ratio productivité-salaire. A l'inverse, [van Ours & Stoeldraijer \(2011\)](#) pour le secteur manufacturier aux Pays-Bas et [Cardoso, Guimarães & Verajao \(2011\)](#) pour l'ensemble du secteur privé au Portugal, concluent à l'absence de détérioration du ratio.

Nos données sur les entreprises privées situées en Belgique permettent également à l'estimation simultanée des relations âge- productivité et âge-coût salarial. Cela permet l'estimation des ratios de productivité-coût salarial pour différentes catégories de travailleurs (jeunes (18-29), âge intermédiaire (30-49), âgés (50-64)). Notre mesure de la productivité des entreprises (càd la valeur ajoutée) améliore la comparabilité des firmes et des secteurs, connues pour présenter des degrés variables d'intégration verticale<sup>12</sup> ([Hellerstein et al., 1999](#)). Par ailleurs, étant donné la disponibilité des identifiants-firmes, nous n'avons pas besoin d'imputer des travailleurs à des entreprises, en utilisant des méthodes statistiques ad hoc comme [Hellerstein et al. \(1999\)](#). Nous

---

<sup>12</sup> En microéconomie et en stratégie d'entreprise, l'expression « intégration verticale » décrit un mode de propriété et de contrôle regroupant sous une seule autorité les divers stades de production et distribution concernant un type de produits ou services donnés.

avons des informations sur le stock de capital des entreprises, ce qui n'est pas le cas dans de certains autres auteurs actifs sur ces questions (par exemple [Dostie, 2011](#)).

Nous savons, avec une grande précision, combien les entreprises consacrent à la rémunération de leurs employés. Certaines études utilisent l'information individuelle sur le salaire brut, alors que nous utilisons, au niveau de chaque entreprise, des informations sur le salaire annuel brut plus cotisations de sécurité sociale et autres coûts connexes.

Soulignons aussi que nos données contiennent des informations sur les entreprises du secteur des *services*, vaste et en expansion, où le travail administratif et intellectuel est prédominant et où, a priori l'âge pourrait moins affecter la productivité. Enfin, il convient de souligner que notre panel comprend un nombre considérable d'entreprises (9.000 +) et est relativement long, couvrant une période allant de 1998 à 2006.

Dans ce rapport, nous étudions la sensibilité de la productivité, du coût salarial et du rapport productivité-coût salarial à des variations de la proportion de travailleurs âgés (50-64) au sein des firmes situées en Belgique. Nous utilisons pour cela les fonctions de production à facteur travail hétérogène développées par HN. Ce cadre analytique présente deux avantages principaux. Premièrement, il fournit une mesure directe de la productivité relative des groupes d'âge qui peuvent être immédiatement comparées à des mesures du coût salarial relatif, identifiant ainsi l'effet en termes de ratio productivité-coût. Deuxièmement, ce cadre est adapté à l'identification d'un d'effet à *l'échelle de tout un marché*, soit à un niveau susceptible de se traduire par un effet significatif sur la demande de travail agrégée.

La méthodologie HN est adaptée à l'analyse d'un assez large ensemble de caractéristiques des travailleurs et employés, tels que l'ethnie d'origine et le statut matrimonial ([Hellerstein et al., 1999](#) ; [Hellerstein & Neumark, 2007](#)), ou le genre ([Vandenberghe, 2011b](#)). [Crépon et al. \(2002\)](#) considèrent des ensembles de caractéristiques plus vastes encore. Dans ce rapport, nous examinerons principalement l'âge (Section 3) et mais aussi son interaction avec le genre (Section 4) et le statut ouvrier/employé (Section 5).

Du point de vue économétrique, les auteurs utilisant HN ont essayé d'améliorer la qualité des estimations par l'adoption de stratégies d'identification diverses pour traiter essentiellement *i)* le biais potentiel d'hétérogénéité (caractéristiques de la firme non observées, constantes à court-

moyen terme, influençant la productivité des entreprises et corrélées à la structure par âge) et *ii*) le biais de simultanéité, soit le caractère endogène du choix de la structure d'âge, dont l'un des cas de figure est celui de la causalité inverse évoqué plus haut, où c'est la baisse/hausse de la productivité pour des raisons d'environnement commercial qui provoque une hausse/baisse de l'âge moyen du personnel.

Aubert et Crépon (2003, 2007), Göbel & Zwick (2009) ou van Ours & Stoeldraijer (2011) contrôlent le biais d'hétérogénéité en utilisant la dimension panel de leurs données ; en particulier en ne retenant que les variations intra-entreprises (au fil du temps) de la production et de ses déterminants potentiels; au rang desquels figure bien sûr la variation de la proportion de travailleurs âgés. Techniquement, cela revient à travailler avec des données en *différences premières* ( $Y_{it}$  ou  $X_{it}$ , sont remplacés par  $\Delta Y_{i,t} = Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$  et  $\Delta X_{i,t} = X_{i,t} - X_{i,t-1}$ ) impliquant que tout terme constant (appelé effet fixe) propre à la firme  $i$  est évacué ; et donc contrôlé dans les effets (linéaires) qu'il peut avoir simultanément sur  $Y_{it}$  et  $X_{it}$ .

S'agissant du biais de simultanéité affectant potentiellement la structure d'âge de l'entreprise, ces auteurs utilisent des *instruments*. Le principe de base est d'utiliser des variables qui sont à la fois *i*) étroitement corrélées à la variable souffrant du biais (en l'occurrence la part des travailleurs âgés) *ii*) et indépendantes du choc de demande évoqué plus haut (le contrat perdu/gagné). Les variables qui présentent ces deux qualités sont dites « instrumentales ». Dans le cas d'espèces les auteurs évoqués plus haut utilisent les variables retardées décrivant la structure d'âge (ex ; le % des travailleurs âgés en  $t-1$ ,  $t-2$ ,  $t-3$  comme instruments de la variable contemporaine, en  $t$ ). L'idée est que ces variables retardées sont à la fois bonnes prédictrices de la variable contemporaine, mais indépendantes des chocs de demande car ayant été décidées *avant* que ces chocs ne soient connus des dirigeants.

Alternativement, Dostie (2011) traite le problème de simultanéité/endogénéité de court terme dans le choix de la structure d'âge en recourant à une idée de Levinsohn & Petrin (2003) qui consiste à tenir compte des chocs de demande (et de leurs effets) au moyen d'une *variable dite proxy* (approximant directement ledit choc). La stratégie consiste à utiliser la consommation intermédiaire des firmes, soit l'ensemble des matières premières, biens et services achetés au jour le jour par la firme pour répondre à la demande effective ou attendue (plus de précision sur cette approche alternative ci-dessous).

Dans ce rapport, nous utilisons ces applications les plus récentes de la méthodologie HN évoquées ci-dessus que nous appliquons à des données de panel transformées en différences premières (DP ci-après) pour tenir compte de l'hétérogénéité non observée entre firmes, invariable dans le temps,. Nous appliquons aussi deux stratégies qui visent à contrôler le problème de simultanéité. Dans la foulée des auteurs actifs dans ce domaine ([Aubert & Crépon, 2003, 2007](#); [van Ours & Stoeldraijer, 2011](#); [Cataldi, Kampelmann & Rycx, 2011](#)), nous avons d'abord estimé les paramètres pertinents de notre modèle en utilisant des instruments «internes» à notre panel (càd, les valeurs retardées des variables décrivant le facteur travail des firmes : niveau et structure d'âge) au moyen d'un modèle dit système-GMM (S-IV-GMM ci-après). Deuxièmement, nous avons également mis en œuvre l'approche plus structurelle, initiée par [Olley et Pakes \(1998\)](#), développée par [Levinsohn & Petrin \(2003\)](#) et plus récemment par [Akerberg, Caves & Fraser \(2006\)](#) (ACF ci-après), qui consiste à utiliser la consommation de biens intermédiaires pour approximer les chocs de demande de court terme (connus des firmes, mais pas de nous si ce n'est à travers le niveau de la consommation de biens intermédiaires censés les refléter).

Notez que nous innovons par rapport à cette dernière branche de la littérature, en ce sens que nous combinons ACF avec une stratégie en différences premières (DP), pour mieux rendre compte de la simultanéité et de l'hétérogénéité non-observée des entreprises.

Nos principaux résultats, basés sur nos stratégies d'estimation préférées, suggèrent qu'une augmentation de 10 points de % de la part des travailleurs âgés (50-64 ans) dans une firme typique basée en Belgique, déprime la productivité par travailleur de 2 à 2,4%. Qui plus est, ce handicap de productivité n'est pas compensé par la baisse des coûts salariaux pour les employeurs. Au total, une hausse de 10 points de % de la part des travailleurs âgés se traduit par une baisse de 1.2 à 1.6% du ratio productivité-coût salarial. Il s'agit, en substance d'une mauvaise nouvelle pour le taux d'emploi des personnes âgées, singulièrement pour les perspectives de réemploi de celles au chômage.

## 3.2. Exposé analytique de la méthodologie

L'auteur pressé, non familier des notations algébriques, peut directement passer à la Section 3.3.

Afin d'estimer la relation entre productivité et âge, comme la plupart des auteurs dans ce domaine, nous considérons une fonction de production Cobb-Douglas (Hellerstein et al, 1999; Aubert & Crépon, 2003, 2007; Dostie, 2011; van Ours & Stoeldraijer, 2011):

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = \ln A + \alpha \ln QL_{it} + \beta \ln K_{it} - \ln L_{it} \quad (3.1)$$

où  $Y_{it}/L_{it}$  est la valeur ajoutée moyenne par travailleur (productivité par travailleur ci-après) dans l'entreprise  $i$  au temps  $t$ ,  $QL_{it}$  est un agrégat de différents types de travailleurs, et  $K_{it}$  est le stock de capital.

La variable qui reflète l'hétérogénéité de la main-d'œuvre est l'agrégat  $QL_{it}$ . Si l'on considère  $L_{ikt}$  le nombre de travailleurs de type  $k$  (par exemple jeunes/âgés, hommes/femmes...) dans l'entreprise  $i$  au temps  $t$ , et  $\mu_{ik}$  leur productivité. Nous supposons que les travailleurs de divers types sont parfaitement substituables<sup>13</sup> mais avec produits marginaux différents. Comme chaque type de travailleur  $k$  fait partie un de l'agrégat  $QL_{it}$ , ce dernier peut être spécifié comme suit:

$$QL_{it} = \sum_k \mu_{ik} L_{ikt} = \mu_{i0} L_{it} + \sum_{k > 0} (\mu_{ik} - \mu_{i0}) L_{ikt} \quad (3.2)$$

où:  $L_{it} \equiv \sum_k L_{ikt}$  est le nombre total de travailleurs dans l'entreprise,  $\mu_{i0}$  la productivité marginale de la catégorie de référence parmi les travailleurs (par exemple, les hommes d'âge intermédiaire) et  $\mu_{ik}$  celle des autres types de travailleurs.

Si nous supposons en outre que le travailleur d'une catégorie a le même produit marginal entre les entreprises, nous pouvons laisser tomber indice  $i$  au niveau des coefficients de productivité marginale. Après transformation logarithmique et quelques réarrangements algébriques (3.2) devient:

---

<sup>13</sup> Nous verrons, plus loin dans cette Section 3.3, comment cette hypothèse peut être assouplie pour identifier les déterminants clés de cette fonction de production.

$$\ln QL_{it} = \ln \mu_0 + \ln L_{it} + \ln (1 + \sum_{k>0} (\lambda_k - 1) P_{ikt}) \quad (3.3)$$

où  $\lambda_k \equiv \mu_k/\mu_0$  est la productivité relative du travail de type  $k$  et  $P_{ikt} \equiv L_{ikt}/L_{it}$  la proportion/part de travailleurs de type  $k$  par rapport au nombre total de travailleurs dans l'entreprise  $i$ .

Comme  $\ln (1 + x) \approx x$ , on peut approximer (3.3) par:

$$\ln QL_{it} = \ln \mu_0 + \ln L_{it} + \sum_{k>0} (\lambda_k - 1) P_{ikt} \quad (3.4)$$

Et la fonction de production devient

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = \ln A + \alpha [\ln \mu_0 + \ln L_{it} + \sum_{k>0} (\lambda_k - 1) P_{ikt}] + \beta \ln K_{it} - \ln L_{it} \quad (3.5)$$

Ou de manière équivalente si  $k=0, 1, \dots, N$  avec  $k=0$  le groupe de référence (ex : les hommes d'âge intermédiaire)

$$\ln (Y_{it}/L_{it}) = B + (\alpha - 1)l_{it} + \eta_1 P_{i1t} + \dots + \eta_N P_{iNt} + \beta k_{it} \quad (3.6)$$

où:

$$\begin{aligned} B &= \ln A + \alpha \ln \mu_0 \\ \lambda_k &= \mu_k/\mu_0 \\ \eta_1 &= \alpha (\lambda_1 - 1) \\ &\dots \\ \eta_N &= \alpha (\lambda_N - 1) \\ l_{it} &= \ln L_{it} \\ k_{it} &= \ln K_{it} \end{aligned} \quad k=1 \dots N$$

Notons d'abord que (3.6), étant loglinéaire en  $P$ , a des coefficients qui peuvent être directement interprétés comme le pourcentage de variation de productivité du travail suite à une augmentation unitaire (ici 100 points de pourcentage) de la part des travailleurs considérés (ex : les hommes/femmes âgé(e)s parmi les salariés de l'entreprise. Notez également que, stricto

sensu, afin d'obtenir la productivité marginale d'un travailleur de type  $k$  (*i.e.*  $\lambda_k$ ), les coefficients  $\eta_k$  doivent être divisés par  $\alpha$ , et 1 doit être ajoutée au résultat<sup>14</sup>.

Une approche similaire peut être appliquée aux coûts salariaux moyens d'une entreprise. Si nous supposons que les entreprises opérant dans le même marché du travail payent le même salaire à la même catégorie de travailleurs, nous pouvons abandonner l'indice  $i$  au niveau du coefficient de rémunération  $\pi^{15}$ . Convenons que  $\pi_k$  est la rémunération des travailleurs de type  $k$  ( $k=0$  restant la référence). Alors, le coût moyen par travailleur devient:

$$W_{it}/L_{it} = \sum_k \pi_k L_{ikt}/L_{it} = \pi_0 + \sum_{k>0} (\pi_k - \pi_0) L_{ikt}/L_{it} \quad (3.7)$$

Si l'on passe à la formulation logarithmique et si l'on utilise l'approximation  $\log(1+x) \approx x$ , l'expression (3.7) devient

$$\ln(W_{i,t}/L_{it}) = \ln \pi_0 + \sum_{k>0} (\Phi_k - 1) P_{ikt} \quad (3.8)$$

où la lettre grecque  $\Phi_k \equiv \pi_k/\pi_0$  désigne la rémunération relative des travailleurs de type  $k$  ( $k>0$ ) par rapport au groupe de référence ( $k=0$ ), et  $P_{ik} = L_{ik}/L_i$  est, à nouveau, la proportion/part de travailleurs de type  $k$  dans le nombre total de travailleurs de l'entreprise  $i$ .

Le logarithme du coût salarial moyen devient finalement

$$\ln(W_{it}/L_{it}) = B^w + \eta^w_1 P_{i1t} + \dots + \eta^w_N P_{iNt} \quad (3.9)$$

où

$$\begin{aligned} B^w &= \ln \pi_0 \\ \eta^w_1 &= (\Phi_1 - 1) \\ &\dots \\ \eta^w_N &= (\Phi_N - 1) \end{aligned}$$

<sup>14</sup> Ceci importe-t-il vraiment en pratique? Notre expérience avec des données de firme est celle d'une valeur de  $\alpha$  oscillant entre 0,6 et 0,8 (ces valeurs correspondent à celles que la plupart des auteurs estiment pour la part du facteur travail dans la valeur ajoutée). Ceci signifie que les  $\lambda_k$  sont (en valeur absolue) supérieurs aux  $\eta_k$ . Toutes choses égales par ailleurs, ceci signifie que les estimations présentées dans la Section 3.4 et suivantes, sous-estiment probablement les véritables différentiels de productivité marginale par rapport aux travailleurs d'âge intermédiaire (la référence).

<sup>15</sup> Nous verrons plus loin, comment via l'introduction de variables muettes/indicatrices, cette hypothèse peut être assouplie pour tenir compte des effets sectoriels dont tout laisse croire qu'ils sont importants en matière de formation des salaires en Belgique.

Comme dans l'équation de la productivité moyenne (3.6) les coefficients  $\eta^w_k$  capturent la sensibilité aux changements de la structure par âge ( $P_{ikt}$ ).

Le test d'hypothèse clé de l'étude peut maintenant être aisément formulé. En supposant que les marchés du travail sont concurrentiels et que les entreprises minimisent leur coût, l'hypothèse nulle d'absence d'impact sur le ratio productivité-coût salarial pour le type de travailleur  $k$  implique  $\eta_k = \eta^w_k$ . Toute différence négative (ou positive) entre ces deux coefficients peut être interprétée comme une mesure quantitative de l'effet dissuasif (incitatif) à employer la catégorie des travailleurs considérés. Ce test peut être facilement mis en œuvre, si nous adoptons des spécifications économétriques strictement équivalentes pour la productivité moyenne et le coût moyen du travail, en particulier si nous introduisons la taille des entreprises ( $l$ ) et le stock de capital ( $k$ ) dans l'équation du coût du travail (3.9). Considérant trois groupes d'âge (1 = [20-29], 2 = [30-49]; 3 = [50-64]) et avec les travailleurs masculins d'âge intermédiaire (30-49 ans) comme groupe de référence, nous obtenons.

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = B + (\alpha - 1)l_{it} + \eta_1 P_{it}^{18-29} + \eta_3 P_{it}^{50-64} + \beta k_{it} + \gamma F_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.10)$$

$$\ln(W_{it}/L_{it}) = B^w + (\alpha^w - 1)l_{it} + \eta^w_1 P_{it}^{18-29} + \eta^w_3 P_{it}^{50-64} + \gamma^w F_{it} + \varepsilon^w_{it} \quad (3.11)$$

Qui plus est, si nous prenons la différence entre les logarithmes de la productivité moyenne (3.10) et les coûts du travail (3.11) nous obtenons une expression directe du ratio productivité-coût salarial<sup>16</sup> comme fonction linéaire des variables décrivant la structure par âge/genre de la force de travail.

$$Ratio_{it} \equiv \ln(Y_{it}/L_{it}) - \ln(W_{it}/L_{it}) = B^G + (\alpha^G - 1)l_{it} + \eta^G_1 P_{it}^{18-29} + \eta^G_3 P_{it}^{50-64} + \beta^G k_{it} + \gamma^G F_{it} + \varepsilon^G_{it} \quad (3.12)$$

où:  $B^G = B - B^w$ ;  $\alpha^G = \alpha - \alpha^w$ ,  $\eta^G_1 = \eta_1 - \eta^w_1$ ;  $\eta^G_3 = \eta_3 - \eta^w_3$ ;  $\gamma^G = \gamma - \gamma^w$  et  $\varepsilon^G_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon^w_{it}$ .

<sup>16</sup> Exprimé en %. Rappelons que la transformation logarithmique a pour effet que la différence entre deux variables est approximativement égale à l'écart relative en % (i.e.  $\log(Y) - \log(X) \approx (Y - X)/X$ ).

On voit immédiatement que les coefficients  $\eta^G$  de l'équation (3.12) fournissent une estimation directe de la façon dont le ratio productivité-coût salarial est affecté par les changements en termes de pourcentages/parts des travailleurs âgés et autres.

Notons également l'inclusion dans (3.10, 3.11, 3.12) d'un vecteur de variables de contrôle  $F_{it}$ . Dans toutes les estimations présentées ci-après il contient autant de variables muettes<sup>17</sup> qu'il y a de régions<sup>18</sup> et d'années  $X$  secteurs<sup>19</sup>. Ces variables muettes permettent de tenir compte des variations de productivité pouvant exister entre entreprises en fonction de la région ou de la situation du secteur durant telle ou telle année. Cette hypothèse doit être vue comme une manière d'enrichir le modèle en permettant que la productivité obéisse à des logiques de cycles annuels sectoriels, voire régionales, non réductibles à la question de la structure par âge de la force de travail des entreprises (Hellerstein et al., 1999).

Plus important encore, puisque les données que nous utilisons ne contiennent pas de déflateurs de prix sectoriels, l'introduction de ces variables muettes permet de contrôler pour les dynamiques de prix spécifiques au secteur et à l'année d'observation, et leurs effets sur notre mesure (nominale/monétaire) de la productivité.

Un argument similaire peut être tenu concernant l'inclusion de ces variables muettes dans l'équation du coût du travail (3.11). Il s'agit cette fois de tenir compte du fait que (singulièrement dans un pays comme la Belgique), les marchés du travail sont relativement «segmentés» par secteur, compte tenu notamment de l'importance des mécanismes paritaires recoupant ce niveau. Bien sûr, l'hypothèse de marchés du travail segmentés, pris en compte par l'ajout de ces variables muettes à l'équation du coût du travail, est valable aussi longtemps qu'il existe effectivement, au niveau sectoriel considéré<sup>20</sup>, des variations proportionnelles de coût salarial par groupe d'âge.

Il est également important de souligner l'inclusion dans  $F_{it}$  du (logarithme du) nombre moyen d'heures travaillées par an et par salarié; lequel est obtenu en divisant le nombre total d'heures travaillées annuellement par le nombre de travailleurs (temps-pleins et temps-partiels

---

<sup>17</sup> Une variable muette (ou indicatrice) est une forme simplifiée d'une variable catégorielle. Elle prend la valeur 1 lorsque l'observation se rattache à la catégorie considérée (ex : le secteur du transport routier) et 0 lorsque ce n'est pas le cas.

<sup>18</sup> Régions NUTS1, Wallonie, Flandres, Bruxelles.

<sup>19</sup> Au niveau NACE2 (voir Annexe)

<sup>20</sup> En l'occurrence NACE2

confondus). La variable qui en résulte est fortement corrélée avec l'intensité du travail à temps partiel. Bien qu'il y ait peu de d'indices de que les travailleurs âgés recourent beaucoup plus systématique à des emplois à temps partiel en Belgique, il semble raisonnable de contrôler pour cette source probable de biais lorsqu'on étudie la relation causale entre âge et productivité, coût du travail ou le ratio entre les deux.

Mais, en ce qui concerne l'identification correcte des liens de causalité, qui importe beaucoup dans notre analyse, le principal défi est de parvenir à tenir compte des différents constituants du résidu  $\varepsilon_{it}$  de l'équation (3.10)<sup>21</sup>. Nous supposons ici que ce dernier a une structure à trois éléments:

$$\varepsilon_{it} = \omega_{it} + \theta_i + \sigma_{it} \quad (3.13)$$

où:  $cov(\theta_i, P_{ik,t}) \neq 0$ ,  $cov(\omega_{it}, P_{ik,t}) \neq 0$ ,  $E(\sigma_{it})=0$

En d'autres termes, le résidu d'une estimation par simples moindres carrés ordinaires (MCO) contient potentiellement *i*) un effet fixe firme inobservable  $\theta_i$ ; *ii*) un choc de productivité de court terme  $\omega_{it}$  (dont la dynamique peut correspondre à une chaîne de Markov de premier ordre), observé par la firme (mais pas par l'économètre) et (partiellement) prévue par cette dernière, et, *iii*) un choc purement aléatoire  $\sigma_{it}$ .

Le paramètre  $\theta_i$  dans (3.13) représente des caractéristiques spécifiques à l'entreprise qui ne sont pas observables par l'économètre, mais déterminent la productivité. Par exemple, la génération du capital utilisé, les compétences managériales spécifiques à l'entreprise, la localisation, voire la phase du cycle de vie des produits/services de l'entreprise.... Certaines de ces caractéristiques pourraient dans le même temps être corrélées à la structure d'âge de l'entreprise ; créant des résultats MCO biaisés. Les travailleurs âgés, par exemple, pourraient être surreprésentés parmi les firmes créées il y a un certain temps, sous-utilisant les TIC, ou celles produisant majoritairement des produits destinés à des marchés de renouvellement ou sur le déclin. Cependant, la structure en panel de nos données permet l'estimation du modèle en différences premières (DP) qui éliminent les effets fixes. Les résultats en DP peuvent être interprétés comme suit: un groupe d'âge est estimé plus (moins) productif qu'un autre groupe si, au sein

---

<sup>21</sup> Et son équivalent dans l'équation (3.12).

des entreprises au cours de la période analysée, une augmentation de la part de ce groupe dans l'effectif global se traduit par des gains (pertes) de productivité.

Cela dit, le plus grand défi est celui du biais de simultanéité (Griliches & Mairesse, 1995). À court terme, les entreprises sont confrontées à des chocs de productivité,  $\omega_{it}$ , prenant la forme d'une baisse ou une hausse du chiffre d'affaires. Contrairement à l'économètre, les entreprises peuvent, ne serait-ce que partiellement connaître  $\omega_{it}$ . Un tel ralentissement prévu peut se traduire par un gel des recrutements, ou, alternativement, par une multiplication du recours aux retraites "involontaires"<sup>22</sup>.

Un gel des recrutements affecte principalement les jeunes, et se traduit par une part croissante des travailleurs âgés lors de chocs négatifs (et inversement), créant une corrélation négative entre part des travailleurs âgés et productivité, engendrant un risque de sous-estimation de leur productivité (au moyen des analyses MCO ou même avec les estimations DP). En revanche, si les entreprises réagissent plutôt en poussant leurs aînés vers la retraite anticipée lorsqu'elles font face à des chocs de demande négatifs, on doit s'attendre à une corrélation positive, conduisant à une surestimation de la productivité des travailleurs âgés avec MCO et DP.

Nous déployons, dans cette étude, deux stratégies pour tenter de tenir compte de la présence de ce biais de simultanéité. Tout d'abord – reproduisant, dans l'esprit, la stratégie utilisée par nombre de collègues (Aubert & Crépon, 2003, 2007; van Ours & Stoeldraijer, 2011; Cataldi, Kampelmann & Rycx, 2011) - nous estimons les paramètres les plus importants en recourant à des variables instrumentales (IV) « internes » à notre base de données. L'essence de cette stratégie consiste à utiliser les valeurs retardées des variables dont les coefficients sont susceptibles d'être biaisés. Ceci dit, les modalités de mise en œuvre doivent être précisées. Rappelons que le recours aux différences premières (DP) permet de purger les données des effets fixes firmes, et donc de tenir compte des biais liés à hétérogénéité inobservée symbolisée par  $\theta_i$ . Mais les variables retardées en niveau, bien qu'elles puissent être orthogonales à  $\omega_{it}$ , tendent à être de mauvais prédicateurs de ces DP (c'est à dire qu'elles sont des instruments « faibles »). Pour remédier à ce problème, Blundell et Bond (1998) ont proposé un estimateur amélioré appelé système-GMM (S-IV-GMM). Celui-ci se compose d'un système de deux

---

<sup>22</sup> Dorn & Sousa-Poza (2010) rapportent que, dans de nombreux pays d'Europe, la proportion de (pré)retraites involontaires est significativement plus élevée dans les années avec des taux de chômage croissants. Une explication de cette constatation serait que les entreprises « promeuvent » la retraite anticipée quand elles sont confrontées à des chocs de demande défavorables durant une récession économique.

équations estimées simultanément. L'une correspond à l'équation évoquée ci-dessus, en différences premières, où les instruments sont les variables en niveau (i.e. part de travailleurs selon l'âge/le genre). La deuxième équation consiste à utiliser des régresseurs en niveau, avec les DP retardées comme instruments. S-IV-GMM est devenu l'estimateur de choix dans de nombreuses analyses de panel confrontées au problème de simultanéité. Nous l'utilisons ici.

Une alternative à S-IV-GMM, qui semble prometteuse et pertinente, est l'approche plus structurelle initiée par [Olley et Pakes \(1998\)](#) (OP ci-après), développée par [Levinsohn & Petrin \(2003\)](#) (LP ci-après), et plus récemment par [Akerberg, Caves & Fraser \(2006\)](#) (ACF ci-après). L'essence de l'approche OP est d'utiliser le niveau d'investissement d'une entreprise pour contrôler (stratégie de la variable proxy) les chocs de productivité non observés  $\omega_{it}$ . L'inconvénient de cette méthode est que seules les entreprises avec des niveaux d'investissement positifs peuvent être utilisées dans l'estimation<sup>23</sup>. Beaucoup d'entreprises ne déclarent, en effet, aucun investissement dans les panels de courte durée. LP surmontent ce problème en utilisant la consommation de biens intermédiaires (matières premières, électricité,...), au lieu de l'investissement, comme proxy de  $\omega_{it}$ . Ils expliquent que les entreprises peuvent rapidement (et aussi à un coût relativement faible) adapter le niveau de cette consommation suite à des changements de la valeur de  $\omega_{it}$ . ACF reprennent à leur compte l'intuition de LP, mais affirment que la procédure d'estimation en deux étapes de LP fournit de mauvaises estimations des coefficients pour le facteur travail ; soit précisément celui qui importe le plus ici. Et ACF de proposer une version améliorée de l'estimateur de LP, que nous retenons logiquement ici.

Nous simplifions quelque peu nos notations ci-après pour nous rapprocher de celles d'ACF. L'équation de la productivité moyenne devient:

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = B + \varphi q l_{it} + \beta k_{it} + \gamma F_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3.14a)$$

avec l'agrégat représentant le facteur travail (et la structure d'âge) égal à

$$\varphi q l_{it} \equiv (\alpha-1)l_{it} + \eta_1 P_{it}^{18-29} + \eta_3 P_{it}^{50-64} \quad (3.14b)$$

---

<sup>23</sup> Beaucoup de firmes ne déclarent aucun investissement pendant plusieurs années consécutives.

et le terme d'erreur postulé par ACF

$$\varepsilon_{it} = \omega_{it} + \sigma_{it} \quad (3.14c)$$

Notons que ce terme d'erreur ne contient pas d'effets fixes  $\theta_i$ , comme nous l'avons supposé ci-dessus, et comme c'est traditionnellement le cas chez les auteurs utilisant S-IV-GMM ou des stratégies similaires.

Comme l'ACF, nous supposons que la demande (observable) de biens intermédiaires ( $int_{it}$ ) est une fonction du terme inobservée  $\omega_{it}$ , du (logarithme du) capital, et l'agrégat travail  $ql_{it}$  et ses composants:

$$int_{it} = f_i(\omega_{it}, k_{it}, ql_{it}) \quad (3.15)$$

ACF se démarquent ainsi de l'hypothèse irréaliste de LP consistant à supposer que la demande de biens intermédiaires n'est pas influencée par celle de l'input travail.<sup>24</sup>

ACF supposent en outre que cette fonction  $f_i$  est monotone en  $\omega_{it}$  et ses autres déterminants, ce qui signifie qu'elle peut être inversée pour fournir une expression de  $\omega_{it}$  fonction de  $int_{it}$ ,  $k_{it}$ ,  $ql_{it}$ , et introduite dans la fonction de production:

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = B + \varphi ql_{it} + \beta k_{it} + \gamma F_{it} + f_i^{-1}(int_{it}, k_{it}, ql_{it}) + \sigma_{it} \quad (3.16a)$$

Nous utilisons cette stratégie ici. Toutefois, contrairement à ACF, nous le faisons en combinaison avec l'usage des différences premières (DP) pour rendre compte correctement des effets fixes firmes  $\theta_i$ , ce qui signifie que notre fonction de production s'écrit

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = B + \varphi ql_{it} + \beta k_{it} + \gamma F_{it} + f_i^{-1}(int_{it}, k_{it}, ql_{it}) + \theta_i + \sigma_{it} \quad (3.16b)$$

Dans un sens, nous nous tenons à ce qui se fait traditionnellement dans la littérature de panel qui sous-tend la stratégie de S-IV-GMM discutée ci-dessus. Nous croyons également que tenir explicitement compte des effets fixes augmente les chances de vérifier l'hypothèse de

---

<sup>24</sup> Considérons à titre d'illustration la situation où  $ql_{it}$  est choisi en  $t-b$  ( $0 < b < 1$ ) et  $int_{it}$  est choisi en  $t$ . Comme  $ql_{it}$  est choisi avant  $int_{it}$ , une firme maximisant son profit (ou minimisant ses coûts) considérera logiquement que le niveau optimal de  $int_{it}$  sera fonction de celui de  $ql_{it}$  (Akerberg, Caves & Frazer, 2006).

monotonie requise par l'approche ACF permettant d'inverser  $f_i(\omega_{it}, k_{it}, ql_{it})$ , et de supprimer complètement le problème de simultanéité. Chez ACF (semblables en cela à LP ou OP), les effets fixes firmes se confondent implicitement avec  $\omega_{it}$ . Permettre aux effets firmes de varier dans le temps est une idée a priori séduisante. Par exemple, cela préserve une plus grande part de la variance initiale à des fins d'identification<sup>25</sup>. Cela dit, notre expérience, et celle de bien d'autres auteurs, est qu'avec des données de panel les effets fixes capturent une proportion importante (> 50%) de la variation totale de la productivité<sup>26</sup>.

En pratique, cela signifie que dans la fonction  $int_{it} = f_i(\omega_{it}, k_{it}, ql_{it})$ , le terme  $\omega_{it}$  (comportant implicitement l'effet fixe) peut varier beaucoup d'une entreprise à l'autre, et surtout d'une manière qui n'est pas liée à la consommation de biens intermédiaires. En d'autres termes, les entreprises ayant des valeurs similaires  $int_{it}$  (et  $k_{it}$  ou  $ql_{it}$ ) sont caractérisées par des valeurs très différentes de  $\omega_{it}$ . Ceci invalide l'hypothèse d'ACF d'une relation monotone<sup>27</sup>, et l'affirmation selon laquelle l'inclusion des biens intermédiaires dans la régression contrôle, de manière adéquate, le biais de simultanéité. Cela dit, nous croyons toujours que les biens intermédiaires peuvent grandement contribuer à l'identification de la relation causale de l'âge sur la production, mais conditionnellement au fait de bien prendre en compte les effets fixes firmes.

En pratique, comment cela peut-il être fait? L'algorithme d'ACF se compose de deux étapes. Nous soutenons que seule la première étape doit être adaptée.

Dans la première étape, comme ACF, nous régressons la productivité moyenne sur un terme composite  $\Phi_t$  qui comprend une constante, une expansion polynomiale d'ordre 3 en  $int_{it}$ ,  $k_{it}$ ,  $ql_{it}$ , et notre vecteur de variables de contrôle  $F_{it}$  ajouté de façon linéaire. Cela conduit à

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = \Phi_t(int_{it}, k_{it}, ql_{it}, F_{it}) + \theta_i + \sigma_{it} \quad (3.17)$$

---

<sup>25</sup> Les estimateurs à effets fixes firmes exploitent, à des fins d'identification, exclusivement la partie interne aux firmes (celle qui intervient au fil du temps) de la variation totale.

<sup>26</sup> Une autre illustration de la même idée, est que les études publiées, presque sans exception, concluent à l'existence d'énormes différences de productivité - non expliquées - entre les entreprises, même au sein des industries étroitement définies (Syverson, 2011).

<sup>27</sup> C'est-à-dire dont le sens de variation ne change pas. Une variation d'un des deux variables engendre toujours une variation de l'autre de même sens.

Notez que  $\Phi_t$  englobe  $\omega_{it} = f_t^{-1}(\cdot)$  tel qu'il apparaît dans (3.16b) et que  $\varphi$ ,  $\beta$  et  $\gamma$  ne sont manifestement pas encore identifiés à ce stade<sup>28</sup>. L'argument d'ACF est que cette étape de l'analyse fournit une estimation non biaisée du terme composite  $\Phi_{it}^{hat}$ , débarrassée du terme strictement aléatoire  $\sigma_{it}$ . Nous pensons que ceci n'est valable que s'il n'y a pas de effets fixes firmes  $\theta_i$  ou si ces derniers peut-être assimilé à  $\omega_{it} = f_t^{-1}(\cdot)$  - chose que nous croyons irréaliste et problématique pour les raisons exposées ci-dessus. Par conséquent, nous préférons considérer explicitement ces effets fixes ; chose qui peut être aisément faites, pensons-nous, en recourant aux différences premières (DP) pour estimer l'équation (3.17). Les coefficients estimés avec DP - à condition qu'on les applique aux variables en niveaux – fournissent une prévision sans biais de  $\Phi_{it}^{hat}$ . Plus précisément,  $\Phi_{it}^{hat}$  est estimée comme  $\Phi_{it}^{hat} = (v_{a1})^{DP} int_{it} + (v_{a2})^{DP} int_{it}^2 + \dots + (v_{b1})^{DP} k_{it} + \dots + (v_{c1})^{DP} ql_{it} + \dots + (v_{d1})^{DP} int_{it} k_{it} \dots$ , où  $(v_{a1})^{DP}$ ,  $(v_{a2})^{DP} \dots$  représentent les estimations des coefficients en DP des termes formant la partie polynomiale du terme composite.

Parenthèse. Notons la présence dans  $\Phi_t$  d'une expansion polynomiale d'ordre 3 en (entre autres)  $ql_{it}$  et ses composants, à savoir  $l_{it}$ ,  $P_{it}^{18-29}$ ,  $P_{it}^{50-64}$ . Jusqu'ici, notre fonction de production (de type Cobb-Douglas) a été spécifiée en supposant que les travailleurs de différents âges ont des produits marginaux différents, mais sont parfaitement substituables<sup>29</sup>. Cette hypothèse est a priori trop restrictive. Nous devons dès lors examiner les résultats obtenus au moyen d'une fonction de production alternative qui relaxe cette hypothèse de parfaite substituabilité. Hellerstein & al. (1999) le font en remplaçant la fonction Cobb-Douglas par une fonction plus générale dite *translog*, incluant des termes d'interaction entre les différentes parts correspondant aux différentes tranches d'âge. Mais, dans l'équation ci-dessus (3.17), le terme composite  $\Phi_t$  comprend un polynôme qui contient les termes d'interaction entre les différentes variables décrivant le facteur travail, notamment les parts selon l'âge. Nous nous trouvons donc dans une configuration très similaire à celle de la translog d'Hellerstein & al. (1999). De facto, nous relaxons également l'hypothèse de parfaite substituabilité entre groupes d'âge. Nous mobiliserons cette particularité de la méthode ACF lors de la présentation de nos résultats dans la Section 4.

<sup>28</sup> Le fait de ne pas identifier dès le state un le vecteur  $\varphi$  (comprenant les coefficients relatifs au facteur travail) est l'une des principales différences entre ACF et LP.

<sup>29</sup> Pour un niveau donné de production donnée, les travailleurs d'un âgé donné peuvent être remplacés par des travailleurs d'un autre âgé à un *taux constant*. Ceci implique notamment l'absence « d'effets croisés » entre classes d'âge, au sens, par exemple, une situation où la proportion de travailleurs âgés plus ou moins forte influencerait la productivité des autres groupes d'âge, et inversement.

Revenant à la procédure d'ACF, nous affirmons que l'étape 2 n'est pas affectée par les modifications discutées ci-dessus. L'idée clef de cette étape 2 reste de générer des valeurs implicites de  $\omega_{it}$  au moyen  $\Phi_{it}^{hat}$  (produit de l'étape 1) et de valeurs candidates<sup>30</sup> pour les coefficients  $\varphi$ ,  $\beta$ ,  $\gamma$  :

$$\omega_{it} = \Phi_{it}^{hat} - ql_{it}\varphi - \beta k_{it} - \gamma F_{it} \quad (3.18)$$

L'hypothèse d'ACF est qu'  $\omega_{it}$  évolue selon un processus Markovien de 1<sup>er</sup> ordre

$$\omega_{it} = E[\omega_{it}|\omega_{it-1}] + \zeta_{it} \quad (3.19)$$

Ce qui revient à dire que la réalisation de  $\omega_{it}$  dépend d'une fonction  $g(.)$  (connue la firme) dont le seul déterminant est la réalisation en  $t-1$  et d'un terme d'innovation (inconnu)  $\zeta_{it}$

$$\omega_{it} = g(\omega_{it-1}) + \zeta_{it} \quad (3.20)$$

En régressant de manière non paramétrique la valeur implicite de  $\omega_{it}$  fournie par (3.18) sur  $\omega_{it-1}$ ,  $\omega_{it-2}$ , on obtient un résidu qui correspond à la valeur (implicite) de  $\zeta_{it}$  ; lequel peut servir d'équivalent-échantillon à la mise en œuvre des conditions d'orthogonalité (dites aussi «conditions de moments ») permettant d'identifier  $\varphi, \beta$  et  $\gamma$ . Nous supposons, en l'occurrence, que les résidus  $\zeta_{it}$  sont orthogonaux aux variables de contrôle contenues dans  $F_{it}$

$$E[\zeta_{it}|F_{it}] = 0 \quad (3.21a)$$

Comme ACF, nous pensons que le stock de capital  $k_t$  disponible en  $t$  a été pour l'essentiel décidé en  $t-1$  (et avant). L'intuition économique sous-jacente est qu'il faut une période entière pour que du capital nouveau ou supplémentaire soit commandé et mis en service. Ceci revient à dire que comme  $k_{it}$  a été fixé en  $t-1, t-2, \dots$  il est non corrélé (orthogonal) au terme d'innovation  $\zeta_{it}$

$$E[\zeta_{it}|k_{it}] = 0 \quad (3.21b)$$

Le niveau des inputs travail observé en  $t$  a probablement aussi été choisi précédemment, quoique après le capital – disons en  $t-b$ , avec  $0 < b < 1$ . En conséquence,  $ql_{it}$  est corrélé au moins

---

<sup>30</sup> Estimation par MCO, par exemple.

en partie avec le terme d'innovation  $\xi_{it}$ . Ceci dit, si l'on considère que les valeurs retardées de ces inputs ont été choisies en  $t-b-1$  (et avant),  $ql_{it-1}$ ,  $ql_{it-2}$ ...devraient être non corrélés (orthogonaux) au terme d'innovation  $\xi_{it}$ . Ceci nous fournit le troisième (vecteur) de moments requis pour l'identification de  $\varphi$ :

$$E[\xi_{it} | ql_{it-1}, ql_{it-2}...] = 0 \quad (3.22a)$$

ou de façon plus explicite, vu le caractère composite de  $ql_{it}$ ,

$$E[\xi_{it} | l_{it-1}, l_{it-2}...] = 0 \quad (3.22b)$$

$$E[\xi_{it} | P^{18-29}_{it-1}, P^{18-29}_{it-2}...] = 0 \quad (3.22c)$$

$$E[\xi_{it} | P^{50-54}_{it-1}, P^{50-54}_{it-2}...] = 0 \quad (3.22d)$$

### 3.3. Présentation des données

Comme indiqué plus haut, nous sommes en possession d'un panel d'environ 9.000 entreprises de plus de 20 salariés, largement documentées en termes de secteur/industrie (voir Annexe), de localisation, de taille, de capital utilisé, de niveau des coûts salariaux et de productivité (valeur ajoutée). Ces observations proviennent de la base de Bel-first. Via la banque de données Carrefour de la Sécurité Sociale, en utilisant les identifiants entreprises, nous avons été en mesure d'injecter – entre autres - l'information sur l'âge de (tous) les travailleurs employés par ces entreprises, et ce pour une période allant de 1998 à 2006 ; engendrant un panel relativement long (9 ans) par rapport à ce qui est habituellement trouvé dans la littérature.

Les statistiques descriptives sont présentées dans les Tableaux 3.1 et 3.2. Le Tableau 3.2 en particulier suggère que les entreprises basées en Belgique ont été largement affectées par le vieillissement au cours de la période considérée. Il montre qu'entre 1998 et 2006, l'âge moyen des travailleurs actifs dans les entreprises privées situées en Belgique a augmenté de près de 3 ans: de 36,15 à 39,10. Ceci est très similaire ce qui s'est passé à travers l'Europe. Par exemple Göbel & Zwick (2009) montrent qu'entre 1997 et 2007 l'âge moyen de la main-d'œuvre dans les pays formant l'UE25 a augmenté de 36,2 à 38,9 ans. Dans l'économie privée belge (Tableau 3.2), entre 1998 et 2006, le pourcentage de travailleurs âgés (50-65) a augmenté régulièrement,

passant de 12% à 19%. Mais la proportion de travailleurs d'âge intermédiaire a également augmenté de 39% à près de 45%.

Les biens intermédiaires jouent un rôle clé dans notre analyse (voir Section 3.2), car ils sont au cœur de l'une de nos stratégies pour surmonter les biais de simultanéité. Dans le cas présent, nous retenons la valeur des biens et services consommés ou utilisés comme intrants dans la production par les entreprises, y compris les matières premières, des services et diverses autres charges d'exploitation.

Une faiblesse apparente de nos données, c'est qu'elles ne contiennent pas le niveau de l'éducation des personnels employés par les firmes. Or les cohortes plus jeunes sont mieux éduquées et, pour cette raison, potentiellement plus productives que les anciennes. Comme nous ne contrôlons pas pour le niveau de scolarité, quel est le risque que nos estimations confondent âge et cohorte/niveau d'éducation, et par conséquent, exagèrent le handicap de productivité lié à l'âge?

Pas tellement pensons-nous, pour trois raisons. Premièrement, même si nous n'observons pas le niveau de scolarité, notre vecteur de contrôle  $F_{it}$  contient des proxys du niveau d'éducation (parts d'ouvriers, parts de managers). Deuxièmement, dans cette étude, l'identification de l'effet de l'âge sur la productivité est assurée par des cohortes plus jeunes (et vraisemblablement mieux instruites) entrant dans la tranche d'âge 50-64 ans. En effet, du fait du recours DP, les résultats proviennent de la confrontation des changements de production enregistrés entre  $t$  et  $t-1$  et des changements simultanés (vraisemblablement des augmentations) de la part des travailleurs âgés. Dans un panel, cohorte et temps d'observation sont liés de façon monotone: les individus appartenant à la tranche des 50-64 ans en  $t$  sont issus en moyenne de cohortes plus jeunes (et donc plus instruites) que ceux observés en  $t-1$  dans la même tranche d'âge. En bref, avec les DP, la mesure de l'effet d'une main-d'œuvre vieillissante est, par construction, « portée » par des individus potentiellement plus scolarisés. Les sceptiques soutiennent, à juste titre, qu'avec FD, l'identification vient plutôt de la comparaison entre *i*) les gains de productivité réalisés par les entreprises dont la part de travailleurs âgés (50-64) augmente et *ii*) ceux obtenus par les entreprises<sup>31</sup> où l'augmentation est plus faible voire inexistante. Comment les deux types d'entreprises se comparent-elles en termes de rajeunissement des cohortes (et donc d'élévation

---

<sup>31</sup> Un raisonnement semblable s'applique aux différentes années d'observation formant le panel.

probable du niveau de scolarité) entre  $t$  et  $t-1$ ? Le rajeunissement est probablement plus prononcé dans le 2<sup>ème</sup> type d'entreprises. Cela nous amène à notre troisième argument. Les asymétries inobservées entre les entreprises en termes de rajeunissement des cohortes (et, partant, des niveaux de scolarisation) ne sont pas de nature à biaiser les résultats *dans le cadre d'une analyse à-la-HN*. Cela tient au fait que l'équation de HN (voir Section 3.2) mesure la productivité *en termes relatifs*. Le coefficient estimé pour la part des travailleurs de 50-64 ans correspond à la productivité de ce groupe *par rapport* au groupe de référence (ie. travailleurs d'âge intermédiaire). ° Si, au sein de chaque entreprise, le rythme le rajeunissement des cohortes ne varie pas fortement selon que l'on considère la tranche 35-49 ou 50-65 ans alors les biais de rajeunissement des cohortes (spécifiques à la firme) ont de forte chance de s'annuler.

Table 3.1: Panel Bel-first-Carrefour. Statistiques descriptives.

Variable	Moyenne	Ecart-type
Productivité (ie.valeur ajoutée) par travailleur (10 <sup>6</sup> €) (log)	4,08	0,56
Coût salarial par travailleur (10 <sup>6</sup> €) (log)	3,71	0,38
Capital (th. €) (10 <sup>6</sup> €) (log)	6,85	1,75
Nombre de travailleurs (10 <sup>6</sup> €) (log)	3,94	1,00
-----	-----	-----
Part des 18-29 ans	0,423	0,18
Part des 30-49 ans	0,424	0,13
Part des 50-65 ans	0,153	0,11
-----	-----	-----
Consommation intermédiaire (10 <sup>6</sup> €) (log)	8,97	1,56
Part d'ouvriers	0,55	0,35
Part de cadres	0,01	0,04
Nombre d'heures prestées par employé par an (log)	7,37	0,22
-----	-----	-----
Part des firmes du secteur industriel/manufacturier (épisodes)	0,31	0,46
Part des firmes investissant de façon récurrente <sup>a</sup> dans la formation (épisodes)	0,71	0,45
Part des firmes dans l'intervalle 10-90 percentile de la distr. de taille <sup>b</sup> (épisodes)	0,88	0,32
-----	-----	-----
Nombre d'épisodes (nombre de fois que la firme est observée)	8,73	0,94

a: Investissant des montants positives pour chacune des années du panel.

b: La taille est définie comme le nombre total de personnes employées

Source: Bel-first-Carrefour

Tableau 3.2: Evolution de l'âge moyen des travailleurs au sein des firmes, ainsi que de leur répartition entre tranches d'âge. Evolution de 1998 à 2006

Années	Age moyen (années)	Part des 18-29 ans (%)	Part des 30-49 ans (%)	Part des 50-65 ans (%)
1998	36.15	48.58%	39.35%	12.08%
1999	36.43	46.98%	40.37%	12.67%
2000	36.64	45.84%	40.90%	13.26%
2001	37.00	44.24%	41.77%	14.00%
2002	37.37	42.61%	42.76%	14.64%
2003	37.96	40.64%	43.12%	16.24%
2004	38.33	39.17%	43.77%	17.06%
2005	38.72	37.66%	44.43%	17.91%
2006	39.10	36.33%	44.66%	19.00%

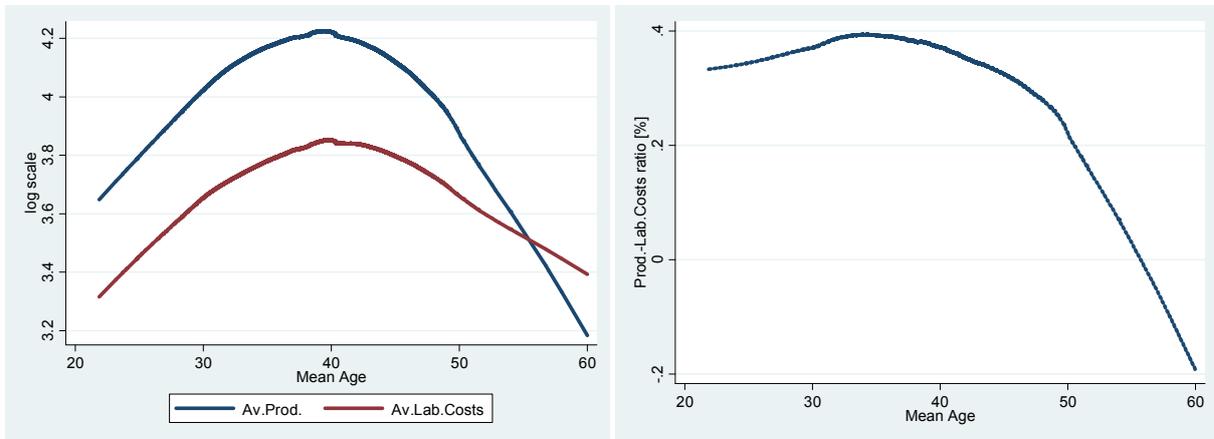
Source: Bel-first-Carrefour

La Figure 3.1 (pan gauche) montre comment la productivité (log de) la moyenne et le (log du) coût salarial moyen du travail évoluent avec l'âge moyen, pour le sous-échantillon correspondant à l'année 2006. Le pan droit de la même figure correspond à la différence entre ces deux courbes, soit encore le ratio productivité-coût salarial exprimé en %.<sup>32</sup> Ces faits stylisés suggèrent que, dans l'économie privée belge, le ratio productivité-coût salarial augmente jusqu'à l'âge (moyen) de 35 ans où il atteint 40%, mais diminue ensuite progressivement. Il tombe sous le seuil de 10% quand l'âge moyen dépasse 55 ans. Il faut toutefois bien se garder de toute conclusion sur base des ces figures/graphiques. Car les variations selon l'âge qui y apparaissent cachent des effets de composition qui peuvent être très importants (ex : représentation très inégale des secteurs selon les âges ; secteurs dont les niveaux de productivité sont intrinsèquement différents...).

La figure 3.2 fait probablement plus directement écho à la question principale soulevée dans cette étude. Elle illustre la relation entre *la part* des travailleurs âgés (50-64 ans) dans la firme et la situation en termes de productivité et de coût salarial par travailleur. Elle suggère également que les entreprises employant plus de 5% de travailleurs âgés ont un ratio productivité-coût salarial plus faible. Mais, une fois encore, il faut s'abstenir de toute conclusion hâtive. Ces régularités apparentes cachent potentiellement de gros écarts de composition, notamment en termes de secteur d'appartenance des travailleurs.

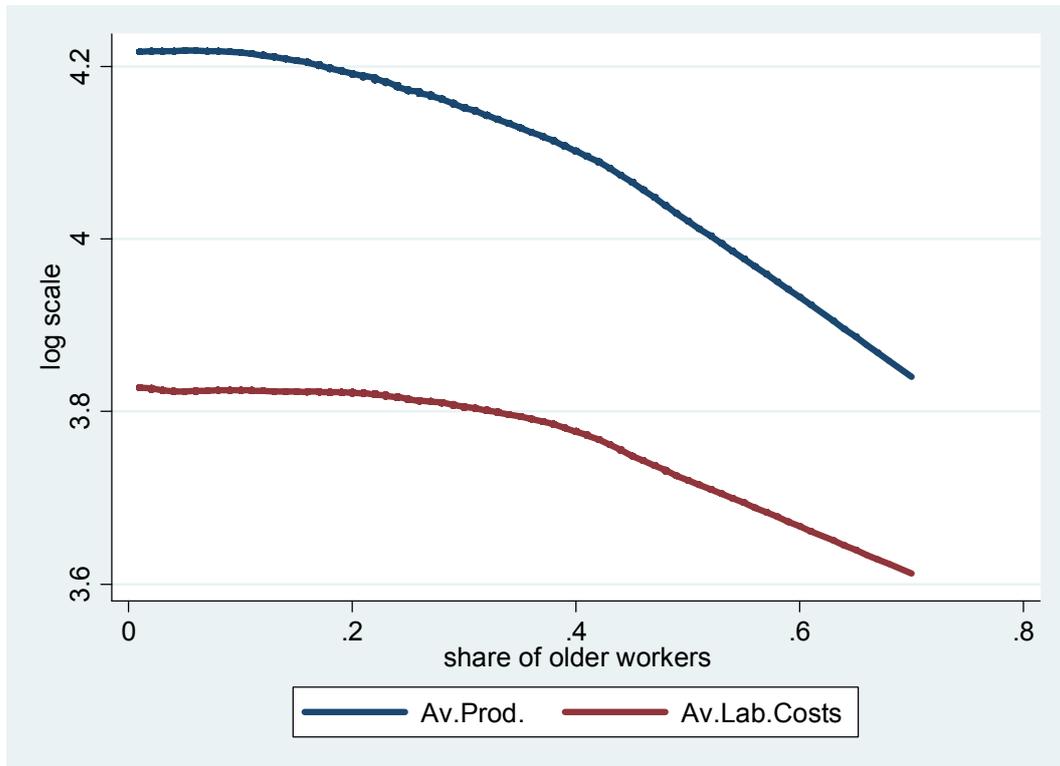
<sup>32</sup> Rappelons, que  $\log(Y) - \log(LC) \approx (Y-LC)/LC$ .

Figure 3.1: (Plan gauche) Productivité moyenne et coût salarial moyen (en logarithme) selon l'âge moyen des travailleurs de la firme. (Plan) Ecart entre productivité moyenne et coût salarial moyen (en %) en fonction de l'âge moyen des travailleurs. Année 2006



Les courbes ci-dessus correspondent aux résultats de régressions locales de  $Y$  (ie. logarithme de la productivité par travailleur ou du coût salarial par travailleur [plan gauche], ratio productivité-coût salarial [plan droit ]) sur  $X$  (âge moyen des travailleurs dans la firme). Pour chaque sous-segment de  $X$ , l'estimateur calculé par MCO a une valeur attendue de  $Y$ . Cette est dite semi-paramétrique car, au-delà de chaque sous-segment de  $X$ , elle ne prescrit pas la forme de la relation globale entre  $X$  et  $Y$ .

Figure 3.2: Productivité moyenne, coût salarial moyen (en logarithme) selon la part de travailleurs âgés. Année 2006



Les courbes ci-dessus correspondent aux résultats de régressions locales de  $Y$  (ie. logarithme de la productivité par travailleur ou du coût salarial par travailleur) sur  $X$  (part des travailleurs âgés). Pour chaque sous-segment de  $X$ , l'estimateur calculé par MCO une valeur attendue de  $Y$ . Cette est dite semi-paramétrique car, au-delà de chaque sous-segment de  $X$ , elle ne prescrit pas la forme de la relation globale entre  $X$  et  $Y$ .

## 3.4. Résultats économétriques

Le tableau 3.3 présente les estimations des paramètres de la productivité par travailleur (i.e. la valeur ajoutée par travailleur) (voir l'équation 3.10, Section 3.2), les coûts salariaux par travailleur (équ. 3.11) et le ratio productivité- coût salarial (3.12), pour chacune des cinq spécifications économétriques retenues. Notons que, l'équation (3.12) étant la différence entre l'équation (3.10) et l'équation (3.11), il est logique de vérifier que  $\eta - \eta^W \approx \eta^G$  pour chaque catégorie d'âge. Les écart-types ont été calculés de manière à tenir compte du regroupement des observations par firme (i.e. clustering en anglais). Les résultats présentés dans le Tableau 3.3. ont été obtenus un moyen du panel déséquilibré (càd qu'il contient certaines firmes, minoritaires, qui ne sont pas observées durant les 9 années consécutives considérées).

### 3.4.1. Résultats principaux

La première série d'estimations des paramètres proviennent de MCO utilisant l'ensemble de la variance (inter et intra firmes) du panel [1]. La stratégie suivante [2] consiste à utiliser la consommation intermédiaire à-la-ACF comme proxy pour tenir compte du risque de biais de simultanité. Puis viennent les différences premières (DP), où les paramètres sont estimés en utilisant seulement les variations intra-entreprises, pour tenir compte de l'hétérogénéité inter-firmes [3]. Le Modèle [4] met en œuvre la stratégie Blundell-Bond en s'appuyant sur un système d'équations et en utilisant les variables retardées comme instruments (S-IV-GMM). Le dernier modèle [5] associe DP et l'idée ACF d'utiliser des biens intermédiaires comme proxy (DP-ACF)<sup>33</sup>. Ces deux derniers modèles ont notre préférence car ils tiennent compte à la fois de l'hétérogénéité non observée et du risque de simultanité.

Dans le Tableau 3, les estimations des paramètres ( $\eta$ ) pour l'équation de productivité suggèrent que les travailleurs âgés (50-65) sont moins productifs que ceux d'âge intermédiaire (30-49 ans) (notre catégorie de référence). Des coefficients négatifs (tous statistiquement significatifs) sont trouvés parmi l'ensemble des modèles estimés. Les résultats MCO [1] suggèrent qu'une augmentation de 10 points de pourcentage (% ci-après) de la part des travailleurs âgés déprime la productivité de 2,7%. Mais cela est compensé par une réduction statistiquement significative

---

<sup>33</sup> Comme indiqué en fin de Section 3.2 (equ. 3.21, 3.22 a-d), l'identification provient d'une série de conditions (dites « moments ») imposant l'orthogonalité entre les termes d'innovation  $\zeta_{it}$  et  $k_{it}$ ; entre  $\zeta_{it}$  et les valeurs retardées de 1 à 3 des composantes de l'input travail.

du coût moyen du travail. Une hausse de 10% points de % de la part des travailleurs âgés déprime coûts salariaux de 1,9%. La résultante est une diminution de 0,9% du rapport productivité-coût salarial, synonyme d'employabilité plus faible.

Mais les résultats MCO souffrent du biais d'hétérogénéité inobservée. Car l'inclusion de variables de contrôle dans  $F_{it}$  (essentiellement un grand nombre de variables muettes<sup>34</sup> captant l'effet du secteur et année), est probablement insuffisante pour rendre compte de caractéristiques des firmes qui peuvent affecter simultanément la productivité et la structure d'âge. Le recours aux DP comme c'est le cas avec [2] reste le moyen le plus efficace de tenir compte de ce problème. Les résultats de l'analyse DP suggèrent un handicap de productivité beaucoup plus faible pour les travailleurs âgés: une augmentation de 10 points de % de leur part dans la force de travail déprime la productivité de 1,12%. De même, le coefficient du coût du travail apparaît plus petit (en valeur absolue): une augmentation de 10 points de % de la part des travailleurs âgés conduit à une réduction de 0,52% du coût moyen pour les employeurs. Ces deux résultats, confrontés à ceux de [1], suggèrent que les travailleurs âgés sont surreprésentés (au sein de chacun des secteurs) dans des entreprises qui sont intrinsèquement moins productives et rémunératrices. Mais le premier effet (productivité plus faible) domine toujours le second, avec l'implication pour [2] qu'une hausse de 10 points de % de la part des travailleurs âgés se traduit par une réduction de 0,59% du ratio productivité-coût salarial.

MCO souffre également potentiellement d'un biais de simultanéité (chocs de demande de court terme...). Ceci justifie de considérer l'approche ACF dont le principe est d'approximer les chocs de court terme au moyen de la consommation de biens intermédiaires déclarée par les firmes. ACF a l'avantage, par rapport aux modèles DP, de permettre des effets firmes qui sont variables à court terme, et aussi de conserver l'ensemble des écarts entre firmes comme source d'identification de l'effet de l'âge. Ce n'est toutefois pas une panacée. Nous avons expliqué ci-dessus qu'il est difficile à croire en l'existence d'une relation monotone entre la consommation de biens intermédiaires et le terme  $\omega_{it}$ , lequel comprendrait systématiquement tous les déterminants non observés (en ce compris de très importants effets fixes). Les résultats [3] dans le Tableau 3 nous réconfortent dans notre scepticisme. La méthode ACF en tant que telle fournit des résultats proches de ceux obtenus par MCO [1]. Une hausse de 10 points de % de la part

---

<sup>34</sup> Dans tous nos modèles économétriques, en ce compris MCO, nous utilisons des données en déviation à la moyenne régionale (Wallonie, Flandre, Bruxelles) plus la moyenne du secteur (NACE2) en interaction avec l'année. Voir l'annexe pour une présentation de la nomenclature NACE2.

des travailleurs âgés déprime la productivité de 2,8% (2,7% avec les MCO), et les coûts de main-d'oeuvre de 1,4% (1,9% avec les MCO); qui se traduit finalement par une dépréciation du ratio productivité-coût du travail 0,99% (0,94% avec MCO).

Rappelons également qu'ACF [3], en raison de l'inclusion des termes d'interaction entre les différents groupes d'âge, permet une substituabilité imparfaite entre eux (Hellerstein et al., 1999). Nous interprétons la grande similitude entre nos résultats ACF [3] et ceux de la fonction de production Cobb-Douglas estimée par MCO [1] comme une indication de ce que l'hypothèse de substituabilité parfaite n'est pas une source majeure de distorsion de nos estimations clés.

Nous passons maintenant à nos modèles préférés. Si DP [2] domine sans doute ACF [3], DP seul n'est pas suffisante. La simultanéité dans le choix du facteur travail (et de la structure d'âge) est un phénomène largement documenté dans la littérature d'estimation de production de fonction (Griliches et Mairesse, 1995). En bref, l'hétérogénéité et la simultanéité méritent d'être traitées simultanément. Et c'est précisément ce que nous essayons de faire dans [4] en estimant S-IV-GMM, et dans [5] en combinant DP avec ACF (voir section 3.2 pour l'algèbre). Les estimations [4] [5] dans le Tableau 3 sont a priori meilleures dans la mesure où les paramètres sont identifiés au moyen des variations internes à la firme pour contrôler l'hétérogénéité inobservée (effets fixes firmes), et que ces méthodes contrôlent le biais d'endogénéité de court terme, soit par l'utilisation de proxy (biens intermédiaires), ou d'instruments internes (les valeurs retardées).

Le modèle [4], basé sur le S-IV-GMM montre qu'une hausse de 10 points de % de la part des travailleurs âgés déprime la productivité de 2% (vs 1,1% avec DP), réduit les coûts du travail de 0,94% (0,52% avec DP); résultant finalement en une dépréciation du ratio productivité-coût salarial de 1,24% (0,59% avec DP). Ceux du modèle DP-ACF [5] sont très similaires: une augmentation de 10 points de % de la part des travailleurs âgés entraîne une baisse de productivité de 2,2%, des coûts salariaux de 0,9%, et du rapport productivité-coût salarial de 1,27%. Les deux séries estimations sont significatives au seuil de 1%.

Précisons, en ce qui concerne la demande de travailleurs âgés, que les paramètres les plus importants sont ceux de l'équation du ratio productivité-coût salarial ( $\eta^G_3$ ). Les coefficients négatifs obtenus nous disent pour l'essentiel que les travailleurs âgés (50-64 ans) ont une

moindre productivité ( $\eta_3 < 0$ ) non compensée en termes de moindres coûts du travail; ce qui implique qu'ils pourraient être moins employables que la catégorie de référence.

Il est également intéressant de souligner que nos modèles préférés [4], [5] livrent des estimations de la productivité des travailleurs âgés qui sont *plus faibles* que celles obtenues avec DP [2]. Ceci est compatible avec l'idée que les entreprises privées basées en Belgique recourent à des départs en retraite anticipée, plutôt qu'au gel des recrutements pour faire face aux chocs de demande négatifs. Rappelons-nous que, dans ce cas, dans la Section 3.2, nous avons prédit que les modèles qui ne contrôlent pas pour ces chocs de court terme (i.e. ceux qui ne contrôlent pas le biais de simultanéité) *surestiment* la productivité des travailleurs âgés.

Tableau 3.2: Coefficients estimés (écarts-types<sup>£</sup>). Travailleurs âgés (50-64) productivité par individu ( $\eta_3$ ), coût salarial par individu ( $\eta^{w_3}$ ) et rapport productivité-coût salarial ( $\eta^{G_3}$ ) – Echantillon complet, non équilibré

	[1]-Moindres Carrés Ordinaires	[2]-Différences Premières	[3]-Biens intermédiaires ACF <sup>§</sup>	[4]- Système IV GMM	[5]- Différences Premières+ biens intermédiaires ACF <sup>§</sup>
Productivité par trav. ( $\eta_3$ )	-0,277***	-0,112***	-0,284***	-0,204***	-0,220***
<i>Ecart-type</i>	(0,021)	(0,025)	(0,052)	(0,029)	(0,054)
Coût sal. par trav. ( $\eta^{w_3}$ )	-0,191***	-0,052***	-0,141***	-0,094***	-0,090***
<i>Ecart-type</i>	(0,012)	(0,013)	(0,010)	(0,015)	(0,007)
Ratio productivité-coût sal. ( $\eta^{G_3}$ )	-0,094***	-0,059**	-0,099**	-0,124***	-0,127***
<i>Ecart-type</i>	(0,018)	(0,023)	(0,045)	(0,027)	(0,021)
#obs	79,187	68,991	38,944	79,206	38,944
Variables de contrôle	Toutes les données sont en déviation par rapport à la moyenne annuelle du secteur (NACE2) et la moyenne régionale. Voir annexe pour une présentation de la classification NACE2				
	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part d'ouvriers, part de cadres	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part d'ouvriers, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part d'ouvriers, part de cadres	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part d'ouvriers, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part d'ouvriers, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>
Conditions d'orthogonalité/instruments			Innovation de $\omega_{it} \perp \text{lag}_{1-3} (P_i^A)$	Toutes les valeurs retardées disponibles des parts selon l'âge et ces parts en différences premières	Innovation de $\omega_{it} \perp \text{lag}_{1-3} (P_i^A)$

£: Les estimations d'écarts-types sont robustes au regroupement des données par firme

a: Nombre moyen d'heures travaillées par individu employé sur base annuelle (probablement fortement corrélée à l'importance du travail à temps partiel)

\*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

§ Akerberg, Cases & Frazer

### 3.4.2 Analyse de robustesse

Nous avons entrepris quatre extensions de notre analyse dans le but d'évaluer la robustesse des principaux résultats présentés dans le Tableau 3.2. Pour chacune de ces extensions nous privilégions les estimations fournies par nos modèles préférés [4] et [5].

Tout d'abord, nous vérifions si nous atteignons des conclusions similaires lorsque nous restreignons l'analyse à l'échantillon (légèrement plus petit) des entreprises observées durant chacune des 9 années formant notre panel (soit le panel équilibré<sup>35</sup>). La motivation est au moins double. Tout d'abord, la qualité des données correspondant à la composante « non équilibrée » d'un panel pourrait être intrinsèquement plus faible. Les réponses mauvaises ou approximatives sont susceptibles d'être plus fréquentes parmi les entreprises débutantes ou finissantes (soient celles que l'on observe que quelques années sur les 9). Deuxièmement, et de façon a priori plus significative encore, on peut penser que les entreprises entrantes ou sortantes ont des profils âge-productivité atypiques. Les entreprises entrantes seraient, au tout début de leur existence, généralement moins productives et emploieraient une main-d'œuvre plus jeune que les entreprises établies. En sus, la dynamique de court terme de leur productivité (qui compte beaucoup dans une analyse qui repose fortement sur les estimations en DP) serait beaucoup moins prévisible et difficile à comprendre au moyen du cadre déployé dans cette étude. [Bartelmans & Doms \(2000\)](#), examinant la situation américaine, expliquent que peu de temps après leur création, un nombre important de ces entreprises atteignent soit le sommet de la distribution des performances de productivité, soit le décile inférieur, en prélude sans doute à leur disparition (les nouvelles entreprises connaissent un taux de mortalité élevé).

Les estimations des paramètres (modèles préférés [4], [5] uniquement) figurent dans la partie droite du Tableau 3.3. Afin de faciliter la comparaison, nous reproduisons celles du Tableau 3.2 dans la colonne la plus à gauche. Et l'on note aussitôt que le handicap de productivité ( $\eta_3$ )/employabilité ( $\eta^{G_3}$ ) mis évidence avec le panel déséquilibré semble ici plus fort.

En termes de productivité, S-IV-GMM [4] montre que l'expansion de 10 points de % de la part de travailleurs âgés dans les effectifs de l'entreprise entraîne une réduction de 2,6 % (vs 2% avec le panel déséquilibré), alors que DP-ACF [5] suggère une baisse de 3,7% (2,2% avec le

---

<sup>35</sup> Soit le sous-échantillon de firmes observées sans discontinuité durant entre 1998 et 2006 (9 ans). De manière générale, les statistiques décrivant ce, malgré tout très vaste sous-échantillon, sont très similaires à celles de l'échantillon complet (Tableau 3.1).

panel déséquilibré). En termes de ratio productivité-coût salarial (synonyme d'employabilité), S-IV-GMM suggère que l'expansion de 10 points de % entraîne une baisse de 1,52% (1,24% pour le panel déséquilibré), tandis que DP -ACF indique une contraction de 1,46% du ratio (1,27% pour le panel déséquilibré).

Deuxièmement, nous examinons si nous aboutissons à des conclusions sensiblement différentes en excluant les observations du secteur financier et des assurances, l'immobilier, les services collectifs/d'utilité publique (distribution électricité, gaz...) ainsi que quelques autres activités assimilables au secteur non-marchand<sup>36</sup>. Beaucoup d'économistes soutiennent que la productivité, et aussi le capita, des entreprises de ces secteurs sont mal mesurés dans les bases de données comme Bel-first. Dans la troisième colonne du Tableau 3.3, les résultats après élimination de ces observations, suggèrent un handicap de productivité ( $\eta_3$ ) légèrement plus élevé pour les travailleurs âgés (référence = panel déséquilibré). Mais c'est surtout en termes d'employabilité (rapport productivité-coût salarial  $\eta^G_3$ ) que leur handicap est majoré. S-IV-GMM suggère que l'expansion de 10 points de % de leur part provoque une baisse de 2,29% (1,24% réf.), alors que DP-ACF conclut à une contraction de 1,64% du ratio (1,27 % réf.).

Trois. Nous vérifions si la taille des entreprises (c'est-à-dire le nombre total de travailleurs) joue un rôle par rapport à la question, ici centrale, de l'âge. Nous excluons les entreprises qui systématiquement (c'est à dire durant les 9 années du panel) se situent en dessous du 10<sup>e</sup> percentile et au-dessus du 90<sup>e</sup> centile de la distribution de l'échantillon (annuel) d'ensemble. La raison principale de cette démarche est en quelque sorte de renouer avec l'importante littérature empirique qui suppose (et montre souvent de façon convaincante) que la productivité des travailleurs est déterminée – au sens ou elle est causée - par les caractéristiques de l'entreprise, notamment leur taille (Van Ark & Monnikhof, 1996). Dans le cadre de cette étude, nous avons jusqu'ici supposé que ce sont les résultats des entreprises qui sont déterminés/causés par les caractéristiques de leurs employés, en particulier leur âge. L'autre motivation tient au fait que contrairement à certains auteurs (Hellerstein & al. 1999), nous n'avons pas inclus dans nos équations de variables muettes contrôlant pour l'effet de la taille de l'entreprise de classe dans notre vecteur de  $F_{it}$ . Les résultats (Tableau 3.3, dernière colonne) en termes de productivité sont mitigés. S-IV-GMM suggère un handicap moindre pour les personnes plus âgées que lorsqu'on utilise l'échantillon global. Mais DP-ACF renseigne un handicap significativement plus

---

<sup>36</sup> Electricité, gaz, eau, égouts, déchets, intermédiation financière et assurance, activité des ménages en tant que producteurs de biens et services à usage propres, organismes internationaux.

important. Les estimations du handicap d'employabilité obtenues avec la base de données « élaguée » sont presque égales à celles obtenues avec l'échantillon complet initial. Bien que cette analyse soit très limitée dans sa portée, elle soutient l'idée que la relation âge-productivité-coût salarial mise en évidence jusqu'ici est indépendante de la relation pouvant exister entre la taille de l'entreprise et les deux dernières dimensions.

Tableau 3.3: Coefficients estimés (écarts-types<sup>é</sup>). Travailleurs âgés (50-64) productivité par individu ( $\eta_3$ ), coût salarial par individu ( $\eta^{w_3}$ ) et rapport productivité-coût salarial ( $\eta^{G_3}$ ) – **Analyse de robustesse**

	Echantillon complet. Panel non équilibré (ref.)	Panel équilibré (firmes observées durant 1 les 9 années)	Exclusion entreprises finance/assurance, immobilier, services collectives et non- lucratives <sup>a</sup>	Uniquement les firmes comprises entre le 10 <sup>ème</sup> le 90 <sup>ème</sup> perc. de la distr. de taille <sup>c</sup>
<b>[4]- Système IV GMM</b>				
Productivité par trav. ( $\eta_3$ )	-0,204***	-0,269***	-0,207***	-0,125***
<i>Ecart-type</i>	(0,029)	(0,024)	(0,029)	(0,032)
Ratio productivité-coût sal. ( $\eta^{G_3}$ )	-0,124***	-0,152***	-0,229***	-0,121**
<i>Ecart-type</i>	(0,027)	(0,022)	(0,027)	(0,029)
#obs	79,206	75,582	75,485	62,977
Variables de contrôle	- Toutes les données sont en déviation par rapport à la moyenne annuelle du secteur (NACE2) et la moyenne régionale. Voir annexe pour une présentation de la classification NACE2 - capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>d</sup> , part d'ouvriers, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>			
Conditions d'orthogonalité/instruments	Toutes les valeurs retardées disponibles des parts selon l'âge et ces parts en différences premières			
<b>[5]- DP+ biens intermédiaires ACF<sup>s</sup></b>				
Productivity ( $\eta_3$ )	-0.220***	-0.376***	-0.285***	-0.351***
<i>Ecart-type</i>	(0.054)	(0.000)	(0.053)	(0.045)
Ratio productivité-coût sal. ( $\eta^{G_3}$ )	-0.127***	-0.146***	-0.164***	-0.132**
<i>Ecart-type</i>	(0.021)	(0.023)	(0.023)	(0.031)
#obs	38,944	37,968	37,251	31,445
Variables de contrôle	- Toutes les données sont en déviation par rapport à la moyenne annuelle du secteur (NACE2) et la moyenne régionale. Voir annexe pour une présentation de la classification NACE2 - capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>d</sup> , par d'ouvrier, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>			
Conditions d'orthogonalité/instruments	Innovation de $\omega_{it} \sim \text{lag}_{1-3}(P_t^d)$			

\*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

\$: Akerberg, Cases & Frazer

a: Electricité, gaz, distribution d'eau, ramassages déchets, égouttage, intermédiation financière, assurance, activités des ménages en tant qu'employeurs de personnel domestique, Activités indifférenciées des ménages en tant que producteurs de biens et services pour usage propre, activités des organisations et organismes extraterritoriaux

c: La taille est définie par le nombre total d'employés de la firme.

d: Nombre moyen d'heures travaillées par individu employé sur base annuelle (probablement fortement corrélée à l'importance du travail à temps partiel)

### 3.5. Commentaires et conclusions intermédiaires

En tant que phénomène socio-économique, le vieillissement de la population en Europe affectera certainement les comptes de la sécurité sociale, via une forte augmentation du taux de dépendance. Elle se traduira également par une altération significative de la structure d'âge de la population active. En particulier, la part des travailleurs âgés (plus de 50 ans) devrait augmenter de façon significative en raison de la démographie. Et cette tendance devrait être renforcée par des politiques visant à maintenir une plus grande part de ces personnes âgées en emploi, particulièrement en Belgique où ce taux est actuellement très faible.

Les plus optimistes peuvent penser que le vieillissement de la force de travail aura seulement un impact minimal sur les performances des entreprises et le fonctionnement du marché du travail. Notre étude contient des indices forts, basés sur l'analyse d'un grand nombre de données de firmes privées situées en Belgique, suggérant le contraire. Nous montrons que structure d'âge des entreprises situées en Belgique est un déterminant important de leur productivité. A régime et mode de fonctionnement inchangés, la part croissante des travailleurs âgés de 50 à 65 dans la force de travail pourrait se traduire par une baisse de productivité. Ceteris paribus, une augmentation de 10 points de % de la part de ces travailleurs déprime la valeur ajoutée par travailleur de 2 à 2,4%, selon la méthode d'estimation considérée.

Notre étude examine également la question la vigueur de la demande de travailleurs âgés. Nous examinons en particulier si les entreprises privées basées en Belgique sont a priori incitées financièrement à employer des travailleurs plus âgés. La réponse est non. Nous avons accumulés des indices d'un effet négatif de l'augmentation de la part des travailleurs âgés sur le ratio productivité-coût salarial: une augmentation de 10 points de % de leur part dans l'effectif des entreprises se traduit par une baisse de ce ratio de 1.2 à 1.6%. La raison en est que la baisse de productivité parmi les travailleurs âgés n'est pas compensée par une baisse du coût du travail. Nous estimons que ce déséquilibre est susceptible d'affecter négativement la demande pour les travailleurs âgés, à un moment où cette dernière devrait augmenter fortement sous l'effet conjugué de la démographie et des politiques de relèvement du taux d'emploi âgé. Un déséquilibre productivité/coût salarial peut aussi compromettre les chances de retour à l'emploi en cas de perte d'emploi. Car le changement d'employeur comporte un risque important de perte de capital humain dit « spécifique » (Becker, 1962). Il s'agit de l'ensemble des connaissances

acquises par le travailleur au sein de l'entreprise qu'il quitte, fort utiles à cette dernière, mais d'un intérêt faible ou nul dans la nouvelle entreprise qu'il est susceptible de rejoindre<sup>37</sup>. Ces éléments impliquent que le seul fait de changer d'entreprise peut entraîner une baisse de (temporaire) productivité venant s'ajoutant à celle liée à l'âge.

Notre résultat principal se retrouve - et est même renforcé - au niveau des variantes d'analyse réalisées à des fins de test de robustesse : élimination des entreprises qui ne sont pas observées durant les 9 années consécutives, de celles appartenant à des secteurs où la productivité est difficile à mesurer, des très petites entreprises et très grandes entreprises.

Nous terminons cette Section 3 en mentionnant certaines limites et considérations qui devraient être tenues à l'esprit à la lecture de nos résultats. Un. Ceux-ci reflètent la situation pour des profils « moyens » d'entreprises. Ceci implique que nous négligeons potentiellement l'(in)capacité de certaines entreprises de neutraliser l'effet du vieillissement sur la productivité (par exemple en mettant en œuvre ou des mesures ad hoc compensant la perte de la performance liée à l'âge).

Deuxièmement, et surtout, l'échantillon des travailleurs que nous utilisons dans cette étude pourrait ne pas être représentatif de toute la population des personnes âgées de 50 à 65 ans. La Belgique, aux côtés de quelques autre pays de l'UE, est connue pour son taux d'emploi très faible chez les individus âgés de plus de 50 ans (37% en 2010 selon Eurostat). Cela signifie qu'il y a un risque de biais de sélection si ce faible taux d'emploi correspond à l'éjection précoce de la main-d'œuvre des individus intrinsèquement moins productifs ou moins motivés. Dans la mesure où ce biais de sélection est un problème important, nous pourrions donc considérer que les coefficients présentés plus haut sous-estiment le handicap de productivité lié à l'âge.

Quatre. Les stratégies d'estimation utilisées dans cette étude continuent à faire l'objet de discussions parmi les méthodologues et connaissent des évolutions. Une question ouverte est de savoir si «expériences naturelles» (maintenant couramment utilisées dans l'économie du travail empirique afin d'identifier des relations causales) pourrait aider à évaluer l'impact du vieillissement sur la productivité des entreprises. À notre connaissance, une telle stratégie n'a jamais été utilisée pour étudier le triptyque âge-productivité-salaire. Mais le cas belge pourrait

---

<sup>37</sup> A l'inverse, le capital humain « général » est celui qui assure à son détenteur une productivité accrue quelle que soit l'entreprise où il travaille.

receler une réforme intéressante, synonyme d'expérience naturelle: la réforme des pensions de 1997 imposant l'alignement graduel de l'âge légal de départ à la retraite des femmes (fixés jusque-là à 60 ans) sur celui des hommes (65 ans) au nom d'un principe de non-discrimination selon le genre. Nous reviendrons sur ce point dans la Section 4.

Cinq. Les différences entre pays concernant l'importance de la baisse de la productivité selon l'âge - significative en Belgique selon nos résultats mais aussi ceux de [Cataldi, Kampelmann and Rycx \(2011\)](#), faible ou nulle au Portugal ([Cardoso, Guimaraes & Varejao, 2011](#)) ou aux Pays-Bas ([van Ours & Stoeldraijer, 2011](#)) - pourraient être liées aux données ou à des questions économétriques. Mais on ne peut rejeter l'hypothèse « d'effets pays ». Il se pourrait, en effet, que la façon dont l'âge influe sur la productivité et l'employabilité dépende en partie des institutions organisant le fonctionnement du marché du travail. Certaines de ces institutions (qui restent à identifier) pourraient être propices à des investissements plus importants (à la fois de la part des employeurs et des employés) compensant la tendance baissière de productivité selon l'âge, tandis que d'autres peuvent avoir l'effet inverse. La question du rôle des institutions du marché du travail reste ouverte pour la discussion et appelle à davantage de recherches. Nous l'examinerons en partie dans la Section 5, lorsque nous discuterons du rôle de l'ancienneté dans les barèmes employés vs ouvriers.

## Section 4. L'âge et genre<sup>38</sup>

Nous indiquions, en introduction à ce rapport, que dans la plupart des pays de l'UE la démographie et les politiques publiques<sup>39</sup> (soient les réformes ayant pour but d'augmenter les taux d'emploi des 50-65 ans) vont s'additionner pour accroître la part des travailleurs âgés offrant leur force de travail. Et la question que nous mettions en exergue est celle de l'existence, en face, d'une demande de la part des firmes.

A travers l'UE, en Belgique en particulier, il y a aussi que les femmes âgées restent largement moins présentes en emploi que les hommes<sup>40</sup>. Mais cela devrait changer. Nous postulons à l'entame de cette Section 4 que la population active vieillissante deviendra également plus féminine. Deux éléments se combinent à l'appui de cette prédiction.

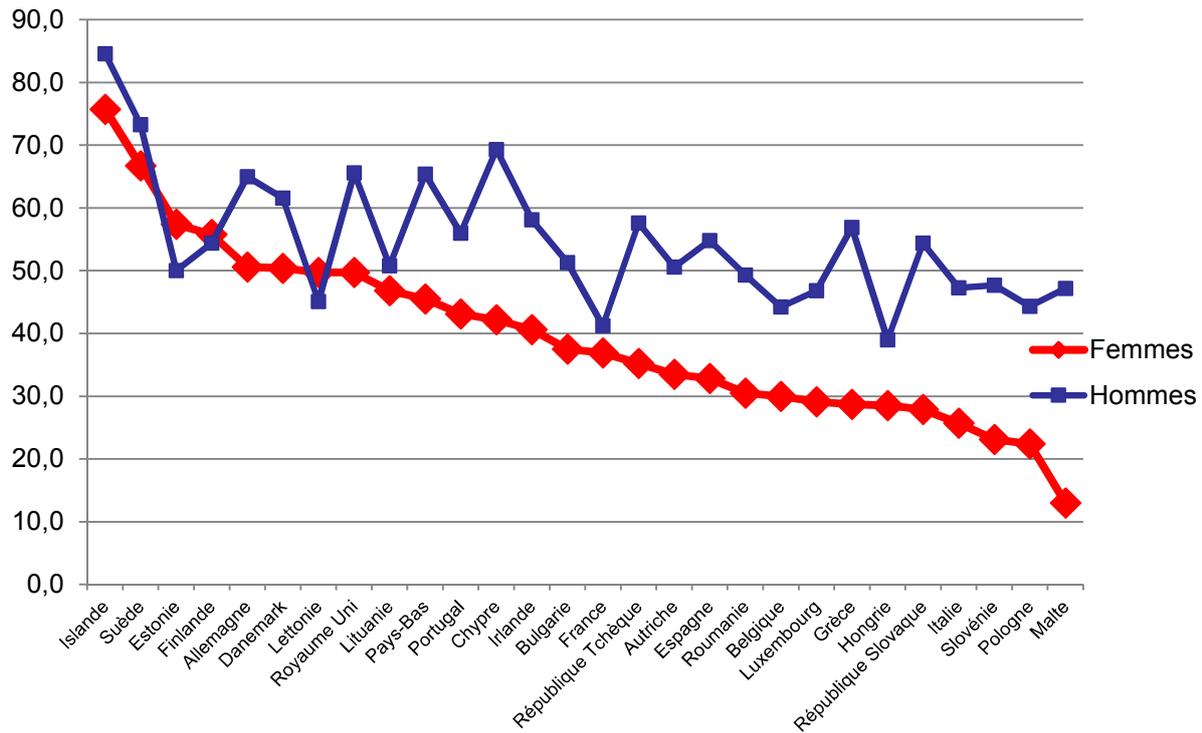
---

<sup>38</sup> Le lecteur intéressé par une application de l'analyse productivité-salaire centrée exclusivement sur la question du genre, mais dans une perspective de mesure de la discrimination selon le genre se référera à [Vandenberghe \(2011b\)](#).

<sup>39</sup> L'agenda de Lisbonne suggérait de relever le taux d'emploi des personnes de 55-64 ans à au moins 50% en 2010.

<sup>40</sup> Voir l'enquête UE sur les forces de travail (EU-EFT) de 2010.

Figure 4.1 - Hommes vs. Femmes âgées de 50-64 et taux d'emploi Europe, 2010



Source: UE-EFT, 2010

Le premier est l'effet décalé<sup>41</sup> (s'agissant de la tranche d'âge 50-64 ans) de l'augmentation du taux d'activité des femmes (Peracchi & Welch, 1994)<sup>42</sup>. Le deuxième facteur est la politique de l'emploi. Car il y a fort à parier que des décideurs, pressés d'augmenter le taux d'emploi global, tenteront d'exploiter l'important « gisement » que représente la population féminine âgée. Car, conditionnellement à un certain taux d'emploi durant leurs plus jeunes années, les femmes continuent d'afficher un taux d'emploi plus faible que leurs homologues masculins<sup>43</sup> lorsqu'elles entrent dans la tranche d'âge 50-64 ans (Fitzenberger et al., 2004).

Le côté demande du marché du travail pour les personnes âgées a commencé à recevoir une certaine attention de la part des économistes. Plusieurs auteurs, dont nous dans la Section 3, ont examiné la relation entre l'âge et la productivité au niveau qui importe le plus: celui des

<sup>41</sup> Aussi appelé effet de cohorte.

<sup>42</sup> Porté, entre autres, l'élévation spectaculaire du niveau d'éducation des femmes ainsi qu'une baisse du taux de fertilité parmi les générations plus jeunes.

<sup>43</sup> En d'autres mots, les profits de taux de participation à l'échelle du cycle de vie, continuent de varier en fonction du genre. Et les profils féminins ne semblent pas avoir varié avec l'arrivée des cohortes plus jeunes.

entreprises. Cependant, aucun des travaux existants n'a convenablement tenu compte de la dimension « genre » du vieillissement, alors même que tout indique que femmes sont susceptibles de former une partie croissante de cette force de travail plus âgée. Le but de cette Section 4 est donc de combler ce vide. Nous reformulons la question de la Section 3 – celle des incitants financiers des firmes à employer plus de travailleurs âgés - mais en opérant systématiquement une distinction hommes/femmes. Nous continuons de supposer que la réponse à cette question dépend largement l'influence des parts respectives des hommes et femmes âgées sur le ratio productivité-coût salarial.

#### 4.1. Méthodologie

L'approche reste fondamentalement la même que celle exposée in extenso dans la Section 3.2. Nous considérons toujours trois classes d'âge (1=[20-29], 2=[30-49]; 3=[50-64]) auxquelles s'ajoutent les deux genres. Et les hommes d'âge intermédiaire forment le type de référence. Moyennant ces conventions, l'équation de la productivité par travailleur devient

$$\ln(Y_{it}/L_{it}) = B + (\alpha - 1)l_{it} + \eta_{1m}P_{it}^{m18-29} + \eta_{3m}P_{it}^{m50-64} + \eta_{1f}P_{it}^{f18-29} + \eta_{2f}P_{it}^{f30-49} + \eta_{3f}P_{it}^{f50-64} + \beta k_{it} + \gamma F_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

Celle du coût salarial par travailleur devient

$$\ln(W_{it}/L_{it}) = B^W + (\alpha^W - 1)l_{it} + \eta_{1m}^W P_{it}^{m18-29} + \eta_{3m}^W P_{it}^{m50-64} + \eta_{1f}^W P_{it}^{f18-29} + \eta_{2f}^W P_{it}^{f30-49} + \eta_{3f}^W P_{it}^{f50-64} + \beta^W k_{it} + \gamma^W F_{it} + \varepsilon_{it}^W \quad (4.2)$$

Et si l'on prend la différence entre ces deux équations en logarithmes, le ratio productivité-coût salarial<sup>44</sup> est bien fonction linéaire de la part de travailleurs d'âge et de genre variables; notamment la part d'hommes ( $P_{it}^{m50-64}$ ) et de femmes âgées ( $P_{it}^{f50-64}$ )

$$Ratio_{it} \equiv \ln(Y_{it}/L_{it}) - \ln(W_{it}/L_{it}) = B^G + (\alpha^G - 1)l_{it} + \eta_{1m}^G P_{it}^{m18-29} + \eta_{3m}^G P_{it}^{m50-64} + \eta_{1f}^G P_{it}^{f18-29} + \eta_{2f}^G P_{it}^{f30-49} + \eta_{3f}^G P_{it}^{f50-64} + \beta^G k_{it} + \gamma^G F_{it} + \varepsilon_{it}^G \quad (4.3)$$

<sup>44</sup> Rappelons une fois encore que  $\log(Y) - \log(LC) \approx (Y - LC)/LC$ .

où  $B^G = B - B^w$ ;  $\alpha^G = \alpha - \alpha^w$ ,  $\eta^G_{1m} = \eta_{1m} - \eta^w_{1m}$ ;  $\eta^G_{3m} = \eta_{3m} - \eta^w_{3m}$ ;  $\eta^G_{1f} = \eta_{1f} - \eta^w_{1f}$ ;  $\eta^G_{2f} = \eta_{2f} - \eta^w_{2f}$ ;  $\eta^G_{3f} = \eta_{3f} - \eta^w_{3f}$ ;  $\gamma^G = \gamma - \gamma^w$  and  $\varepsilon^G_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon^w_{it}$ .

Comme dans la Section 3.2, on voit immédiatement que  $\eta^G_{3m} = \eta_{3m} - \eta^w_{3m}$  ou  $\eta^G_{3f} = \eta_{3f} - \eta^w_{3f}$  fournissent directement un test de l'hypothèse d'égalité entre l'effet d'un accroissement la part d'hommes ou femmes âgé(e)s sur la productivité et sur les coûts salariaux, et donc aussi un test du caractère significatif de l'effet sur le ratio productivité-coût salarial (tout ceci en référence à la catégorie de référence que sont les hommes d'âge intermédiaire).

Les coefficients estimés des équations notamment (4.1) et (4.3) peuvent également servir à tester trois hypothèses complémentaires, correspondant à trois questions concernant le vieillissement selon le genre. Premièrement ; les femmes âgées sont-elles moins productives [employables (du fait d'un ratio productivité-coût salarial plus faible)] que les hommes âgés (50-64) ? La réponse affirmative à cette question revient à vérifier que  $\eta_{3m} > \eta_{3f}$  [ $\eta^G_{3m} > \eta^G_{3f}$ ] en valeur absolue. L'hypothèse nulle (H0) correspond à  $\eta_{3m} = \eta_{3f}$  soit la situation de productivité égale [H0:  $\eta^G_{3m} = \eta^G_{3f}$  pour une employabilité égale].

Deux. On peut se demander à quel point les hommes et femmes âgé(e)s sont moins productifs que leurs collègues (de même genre) d'âge intermédiaire ? Pour les hommes, la productivité [employabilité] relative est fournie directement par le coefficient  $\eta_{3m}$  [ $\eta^G_{3m}$ ]). La situation des femmes peut être évaluée au moyen des tests d'hypothèse suivants H0:  $\eta_{2f} = \eta_{3f}$  [H0:  $\eta^G_{2f} = \eta^G_{3f}$ ]).

Trois. L'(éventuel) effet de l'âge sur la productivité [employabilité] est-il plus prononcé chez les femmes que chez les hommes ? On peut y répondre en testant H0:  $\eta^G_{3f} - \eta^G_{2f} = \eta^G_{3m}$  [H0:  $\eta_{3f} - \eta_{2f} = \eta_{3m}$ ]. Cela revient à mesurer à quel point la baisse (éventuelle) de productivité enregistrée entre femmes est égale à la baisse observée entre hommes.

Sur le plan économétrique, nous restons avec l'hypothèse d'un résidu à trois composantes

$$\varepsilon_{it} = \omega_{it} + \theta_i + \sigma_{it} \quad (4.4)$$

où:  $cov(\theta_i, P_{ik,t}) \neq 0$ ,  $cov(\omega_{it}, P_{ik,t}) \neq 0$ ,  $E(\sigma_{it}) = 0$

Ici donc également le résidu d'une estimation par simples moindres carrés ordinaires (MCO) contient potentiellement *i*) un effet fixe firme inobservable  $\theta_i$ ; *ii*) un choc de productivité de court terme  $\omega_{it}$  observé par la firme (mais pas par l'économètre) et (partiellement) prévue par cette dernière, et, *iii*) un choc purement aléatoire  $\sigma_{it}$ . Les stratégies déployées pour tenir compte des deux premiers termes sont les mêmes que dans la Section 3, à savoir le recours aux différences premières (DP) pour tenir compte des effets fixes et, en parallèle, système-GMM à variables instrumentales (S-IV-GMM) et DP-ACF pour tenir compte de la présence du deuxième terme.

## 4.2. Données

Le panel utilisé est le même que celui de la Section 3. Nous mettons ici en exergue les faits stylisés qui nous paraissent importants s'agissant de la dimension genre du vieillissement de la force de travail. Le Tableau 4.1 renseigne l'évolution de la part des hommes et des femmes âgées dans notre échantillon de firmes entre 1998 et 2006. On y retrouve l'idée que les entreprises privées basées en Belgique ont été largement affectées par le vieillissement sur la période considérée, tant pour les hommes que pour les femmes. Les colonnes de droite du Tableau 4.1 renseignant les taux de croissance cumulés des parts d'hommes et de femmes âgés soulignent une augmentation plus prononcée de la part de femmes âgées. Certes au départ d'un niveau faible dans l'effectif total des firmes en 1998 (2.13%), l'accroissement au terme des 9 années considérées ici s'élève à plus de 96%. Le chiffre correspondant pour les hommes âgés n'est que de 48%.

Cette asymétrie selon le genre mérite que l'on s'y arrête et que l'on cherche à comprendre à quoi elle tient. Deux hypothèses se croisent ici. La première est celle déjà évoquée plus haut de « l'effet décalé » de l'augmentation de la participation des femmes au marché du travail ; elle-même corrélée à une baisse du taux de naissance et une généralisation de l'accès à l'enseignement supérieur des femmes. La seconde hypothèse est celle de la réforme des pensions de 1997. Afin de corriger ce que les tribunaux européens considèrent comme une source de discrimination à l'égard des hommes, le gouvernement belge décide en 1997 l'alignement progressif de l'âge de départ à la retraite des femmes (jusque-là de 60 ans) sur celui des hommes (65 ans). Le calendrier de cet alignement est renseigné dans le Tableau 4.2. Le fait interpellant est que ce calendrier (1997 début du relèvement, -2009 alignement complet) correspond très largement à celui de notre panel (1998-2006). Rien ne prouve, bien entendu,

que le fort accroissement de la part des femmes âgées dans nos données s'explique principalement par la réforme. Mais on ne peut non plus exclure cette hypothèse.

La coïncidence de notre analyse avec la réforme des pensions présente un intérêt méthodologique certain, pour peu que - ne serait-ce qu'en partie - l'accroissement de la part des femmes âgées observé entre 1996 et 2008 soit imputable à la réforme. Rappelons-nous le problème du biais de sélection évoqué dans la conclusion de la Section 3. L'échantillon des travailleurs que nous, et d'autres, utilisons est constitué d'individus âgés (auto)sélectionnés en emploi, dont on peut suspecter qu'ils sont plus productifs (car éventuellement plus motivés) que la population âgée dans son ensemble. Nous écrivions que, dans une telle configuration, les estimations fournies par l'échantillon d'individus encore en emploi risquent de *surestimer* le niveau de productivité de la population âgée dans son ensemble. Dans une telle situation, la réponse des méthodologues consiste à essayer d'identifier l'effet de l'âge en privilégiant les «expériences naturelles », soient des situations où des personnes âgées se retrouvent en emploi suite à une décision « extérieure » (en tout cas non réductible au calcul habituel des offreurs et demandeurs sur le marché du travail)...telle la réforme de 1997. L'étude de l'effet de l'âge sur la productivité au moyen d'expériences naturelles comme les réformes de l'âge légal de la pension n'a, à notre connaissance, jamais été entreprise.

Nous avons ici trop peu d'indices pour valider l'idée que la réforme de 1997 est exploitable en tant qu'expérience naturelle. Il faudrait pour cela à tout le moins démontrer que l'accroissement du taux de participation des femmes âgées est bien « causé » par la réforme. Nous pensons toutefois qu'il est utile d'avoir à l'esprit l'hypothèse que, peut-être, une partie de l'accroissement de la part de femmes âgées dont nous faisons usage ci-dessous pour identifier l'effet de l'âge sur la productivité des femmes, est strictement exogène. Ceci peut impliquer une estimation économétrique moins biaisée vers le haut – et en définitive plus fidèle à la réalité - s'agissant des femmes que des hommes âgés.

Tableau 4.1. Part des hommes vs femmes âgées parmi les firmes privées situées en Belgique. Evolution de 1998 à 2006.

	Part des hommes 50-64 ans (%)	Part des femmes 50-64 ans (%)	Part des hommes 50- 64 ans (1998=100)	Part des femmes 50-64 ans (1998=100)
1998	9.92%	2.13%	100.00	100.00
1999	10.33%	2.30%	104.08	107.62
2000	10.73%	2.48%	108.13	116.25
2001	11.22%	2.72%	113.06	127.53
2002	11.69%	2.92%	117.76	136.82
2003	12.90%	3.31%	130.02	155.06
2004	13.47%	3.56%	135.75	166.73
2005	14.04%	3.83%	141.43	179.29
2006	14.72%	4.20%	148.31	196.86

Source : Bel-first, Carrefour

Tableau 4.2. Réforme des pensions de 1997 et accroissement de l'âge légal de départ à la retraite.

	1996	1997	2000	2003	2006	2009
Hommes	65	65	65	65	65	65
Femmes	60	61	62	63	64	65

Source : [www.socialsecurity.be](http://www.socialsecurity.be)

### 4.3. Résultats

Nos principaux résultats figurent dans le Tableau 3.4. Les estimations des paramètres ( $\eta$ ) pour l'équation de la productivité confirment le résultat de la Section 3. Les travailleurs âgés (50-65) – masculins ou féminins -sont moins productifs que les hommes d'âge intermédiaire (notre catégorie de référence). Des valeurs négatives (et statistiquement significatives) sont obtenues pour chacune des méthodes d'estimation.

Les estimations au moyen du modèle DP-ACF [4] suggèrent qu'une augmentation de 10 points de % de la part hommes âgés déprime la productivité de 1,93%. Le modèle [3], S-IV-GMM, suggère une baisse (non significative sur le plan statistique) de seulement 0,39%. Pour les femmes âgées, à la fois S-IV-GMM [3] et DP-ACF [4] fournissent des estimations négatives en termes de productivité, sensiblement plus importantes et toujours statistiquement significatives.

Une augmentation de 10 points de % de la part des travailleuses âgées réduit la productivité de 2,52% [3] à 4,19% [4].

Quant aux coefficients relatifs au coût salarial ( $\eta^W$ ), nous obtenons des coefficients négatifs, mais ils sont généralement d'amplitude plus faibles, et pas toujours significatifs au seuil de 5%. Les estimations pour le modèle [3] montrent qu'une hausse de 10 points de % de la part des personnes âgées de sexe masculin réduit le coût moyen de 0,2% (contre 0,52% pour les femmes). Le modèle [4] suggère des baisses de salaire plus importantes (statistiquement significatives) de 1,8% pour les hommes (contre 1,5% pour les femmes).

Ceci dit, concernant la demande de travail, les paramètres les plus importants sont ceux de l'équation ratio productivité-coût salarial ( $\eta^G$ ). Leur signe informe quant à savoir si une baisse de productivité est totalement compensée par la baisse des coûts salariaux. Pour rappel, nous postulons qu'un coefficient négatif (et statistiquement significatif) constitue une indication de ce que la catégorie des travailleurs est moins employable que la catégorie de référence (ici les hommes d'âge intermédiaire). Les résultats pour les hommes âgés sont mitigés. Le modèle [3] fournit un coefficient très légèrement négatif, pas statistiquement significatif. Le modèle [4] suggère qu'une hausse de 10 points de % de la part des hommes âgés entraîne une hausse modeste 0,6% (également statistiquement non significative) du ratio productivité-coût du travail.

La situation est complètement différente pour les femmes âgées. Le modèle [3] suggère que l'expansion de 10 points de % de leur part dans l'effectif total des firmes entraîne une réduction de 2% du ratio productivité-coût salarial. Et le modèle [4] indique une baisse de 2,7% de ce ratio.

Tableau 4.3: Coefficients estimés (écarts-types<sup>£</sup>). Hommes et femmes âgé(e)s (50-64). Productivité par individu ( $\eta_3$ ), coût salarial par individu ( $\eta^{w_3}$ ) et rapport productivité-coût salarial ( $\eta^{G_3}$ ).

	[1]-Moindres Carrés Ordinaires	[2]-Différences Premières	[3]- Système-IV-GMM	[4]- Différences Premières + consommation intermédiaire ACF <sup>S</sup>
<b>Part des hommes de 50-64 ans</b>				
Productivité par trav. ( $\eta_{3m}$ )	-0.233***	-0.095***	-0.039	-0.193**
<i>Ecart-type</i>	(0.023)	(0.028)	(0.038)	(0.058)
Coût sal. par trav ( $\eta^{w_{3m}}$ )	-0.176***	-0.023*	-0.020	-0.180***
<i>Ecart-type</i>	(0.013)	(0.012)	(0.016)	(0.045)
Ratio productivité-coût sal. ( $\eta^{G_{3m}}$ )	-0.063***	-0.071***	-0.016	0.060
<i>Ecart-type</i>	(0.020)	(0.027)	(0.037)	(0.047)
<b>Part des femmes de 30-49 ans</b>				
Productivité par trav. ( $\eta_{2f}$ )	-0.293***	-0.035	-0.114**	-0.127
<i>Ecart-type</i>	(0.021)	(0.033)	(0.046)	(0.080)
Labour Costs ( $\eta^{w_{2f}}$ )	-0.351***	-0.042***	-0.033*	-0.010
<i>Ecart-type</i>	(0.012)	(0.014)	(0.019)	(0.097)
Prod.-Lab. Costs ratio ( $\eta^{G_{2f}}$ )	0.053***	0.005	-0.081*	-0.018
<i>Ecart-type</i>	(0.018)	(0.032)	(0.045)	(0.057)
<b>Part des femmes de 50-64 ans</b>				
Productivité par trav. ( $\eta_{3f}$ )	-0.610***	-0.229***	-0.252***	-0.419***
<i>Ecart-type</i>	(0.039)	(0.053)	(0.071)	(0.103)
Coût sal. par trav. ( $\eta^{w_{3f}}$ )	-0.643***	-0.060***	-0.052*	-0.149
<i>Ecart-type</i>	(0.022)	(0.023)	(0.029)	(0.091)
Prod.-Lab. Costs ratio ( $\eta^{G_{3f}}$ )	0.022	-0.169***	-0.201**	-0.274***
<i>Ecart-type</i>	(0.033)	(0.052)	(0.070)	(0.074)
Variables de contrôle	Toutes les données sont en déviation par rapport à la moyenne annuelle du secteur (NACE2) et la moyenne régionale. Voir annexe pour une présentation de la classification NACE2			
Conditions d'orthogonalité/instruments	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part d'ouvriers, part de cadres	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part d'ouvriers, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part d'ouvriers, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part d'ouvriers, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>
	Toutes les valeurs retardées disponibles des parts selon l'âge et ces parts en différences premières		Innovation de $\omega_{it} \perp \text{lag}_{1-3}(P_i^t)$	
Nobs.	76,341	66,383	49,207	52,160

a: Nombre moyen d'heures travaillées par individu employé sur base annuelle (probablement fortement corrélée à l'importance du travail à temps partiel)

\*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

<sup>S</sup> Akerberg, Cases & Frazer

£: Les estimations d'écarts-types sont robustes au regroupement des données par firme

Comme annoncé, les coefficients estimés et présentés dans le Tableau 4.3 peuvent servir à tester trois hypothèses, correspondant à trois questions concernant le vieillissement selon le genre. Nous reprenons ces résultats (pour nos modèles préférés), verticalement, dans la première colonne du Tableau 4.4. Les résultats des tests d'hypothèse figurent dans les colonnes suivantes.

Premièrement ; les femmes âgées sont-elles moins productives [employables (du fait d'un ratio productivité-coût salarial plus faible)] que les hommes âgés (50-64) ? Rappelons que la situation de productivité égale correspond à  $H_0: \eta_{3m} = \eta_{3f}$  [ $H_0: \eta_{3m}^G = \eta_{3f}^G$  pour une employabilité égale]. Les résultats pour S-IV-GMM [3] indiquent un handicap de productivité (statistiquement significatif) des femmes âgées par rapport aux hommes âgés ( $\eta_{3f} - \eta_{3m} = -0.213^{***}$ ). En termes d'employabilité, les résultats sont aussi que les femmes âgées sont handicapées par rapport aux hommes âgés ( $\eta_{3f}^G - \eta_{3m}^G = 0.184^{**}$ ), de manière statistiquement significative. Et les résultats obtenus avec DP-ACF suggèrent des handicaps relatifs d'amplitude sensiblement plus élevée.

Deux. Les hommes et femmes âgé(e)s sont-ils moins productifs que leurs collègues (de même genre) d'âge intermédiaire (30-49) ? Pour les hommes, la productivité [employabilité] relative est fournie par le coefficient  $\eta_{3m}$  [ $\eta_{3m}^G$ ]. Ceux obtenus avec S-IV-GMM [3] suggèrent une absence d'écart significatif de productivité [employabilité], alors que DP-ACF [4] indique une baisse de productivité ( $\eta_{3m} = 0.193^{**}$ ) mais pas d'employabilité ( $\eta_{3m}^G = 0.060$ ). La situation des femmes peut être évaluée au moyen des tests d'hypothèse  $H_0: \eta_{2f} = \eta_{3f}$  [ $H_0: \eta_{2f}^G = \eta_{3f}^G$ ]. Les résultats du modèle [3] sont ceux d'un handicap significatif tant en termes de productivité ( $\eta_{3f} - \eta_{2f} = -0.138^*$ ) que d'employabilité ( $\eta_{3f}^G - \eta_{2f}^G = -0.119^*$ ). Des résultats similaires, mais à nouveau sensiblement plus prononcés, sont obtenus avec la méthode DP-ACF [4].

Trois. Prenant pour référence la tranche d'âge intermédiaire (tant pour les hommes que pour les femmes), on peut voir si l'effet de l'âge sur la productivité [employabilité] est plus prononcé chez les femmes que chez les hommes en testant  $H_0: \eta_{3f} - \eta_{2f} = \eta_{3m}$  [ $H_0: \eta_{3f}^G - \eta_{2f}^G = \eta_{3m}^G$ ]. Les valeurs négatives figurant dans la dernière colonne du Tableau 4.4 suggèrent que l'effet de l'âge ainsi défini est plus prononcé chez les femmes que chez les hommes. Notons toutefois que les écarts hommes-femmes sont, à l'exception d'un d'entre eux, non significatifs sur le plan statistique.

Table 4.4 – Coefficients estimés (écarts-types<sup>£</sup>) et tests d'hypothèse. Hommes et femmes âgé(e)s (50-64). Productivité par individu ( $\eta_3$ ), coût salarial par individu ( $\eta^{w_3}$ ) et rapport productivité-coût salarial ( $\eta^G_3$ ).

Coefficient	Test Hyp. $\eta_{3f} = \eta_{3m}$			Test Hyp. $\eta_{3f} = \eta_{2f}$			Test Hyp. $\eta_{3f} - \eta_{2f} = \eta_{3m}$			
	$\eta_{3f} - \eta_{3m}$	F	Prob >F	$\eta_{3f} - \eta_{2f}$	F	Prob >F	$(\eta_{3f} - \eta_{2f}) - \eta_{3m}$	F	Prob >F	
<b>[3] - Système-IV-GMM</b>										
<b>Productivité par trav.</b>										
Hommes 50-64 ( $\eta_{3m}$ )	-0.039 (0.038)									
Femmes 30-49 ( $\eta_{2f}$ )	-0.114** (0.046)	-0.213***	7.75	0.0054	-0.138*	3.75	0.059	-0.099	1.47	0.2256
Femmes 50-64 ( $\eta_{3f}$ )	-0.252*** (0.071)									
<b>Ratio Prod.-Coût sal.</b>										
Hommes 50-64 ( $\eta^G_{3m}$ )	-0.016 (0.037)									
Femmes 30-49 ( $\eta^G_{2f}$ )	-0.081* (0.045)	-0.184**	6.11	0.0135	-0.119*	2.94	0.0863	-0.103	1.68	0.1955
Femmes 50-64 ( $\eta^G_{3f}$ )	-0.201** (0.070)									
<b>[4]- Différences Premières + consommation intermédiaire ACF<sup>§</sup></b>										
<b>Productivité</b>										
Hommes 50-64 ( $\eta_{3m}$ )	-0.193** (0.058)									
Femmes 30-49 ( $\eta_{2f}$ )	-0.127 (0.080)	-0.226*	3.64	0.0563	-0.292***	7.71	0.0055	-0.099	0.61	0.4364
Femmes 50-64 ( $\eta_{3f}$ )	-0.419*** (0.103)									
<b>Ratio Prod.-Coût sal.</b>										
Hommes 50-64 ( $\eta^G_{3m}$ )	0.060 (0.047)									
Femmes 30-49 ( $\eta^G_{2f}$ )	-0.018 (0.057)	-0.334***	17.92	0.0000	-0.257***	19.75	0.0000	-0.316***	23.29	0.0000
Femmes 50-64 ( $\eta^G_{3f}$ )	-0.274*** (0.074)									

£: Les estimations d'écarts-types sont robustes au regroupement des données par firme

\*p < 0.1, \*\*p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

§: Akerberg, Caves & Frazer

Notre étude comporte une double extension. Tout d'abord, comme nous l'avons fait dans la Section 3, nous restreignons l'analyse aux entreprises (majoritaires dans l'échantillon) présentes durant les 9 années consécutives de notre panel. Ceci renvies à considérer la composante équilibrée de notre panel. La motivation reste la même (risque de qualité plus faible des réponses des entreprises entrantes et/ou sortantes ; dynamique de productivité atypique sans rapport avec le jeune âge des travailleurs ...).

De façon plus significative concernant le genre, nous tentons de restreindre l'analyse au *secteur des services*. L'exercice n'est pas aisé tant les contours de ce vaste secteur sont difficiles à déterminer (voir l'Annexe pour la liste des codes NACE2 retenus pour définir les services). Mais la motivation vient de ce que nombre d'observateurs postulent a priori que l'âge et le genre devraient moins affecter la productivité dans une économie fondée sur les services que dans celui où domine l'agriculture ou l'industrie.

Les résultats intégrant ces restrictions sont présentés dans le Tableau 4.5. Les coefficients estimés au moyen des modèles [3] [4] sont présents dans la partie gauche. Afin de faciliter la comparaison, nous reproduisons juste avant *i)* ceux obtenus sans restriction (provenant directement du Tableau 4.3) et *ii)* ceux obtenus avec le panel équilibré. Le résultat essentiel est que l'asymétrie selon le genre parmi les travailleurs âgés se trouve ici confirmée, particulièrement en cas de restriction au secteur des services. Pour les femmes âgées, tant le modèle [3] que le modèle [4] fournissent des coefficients de productivité d'amplitude égale, voire plus importante dans le cas de l'employabilité. S-IV-GMM [3] suggère qu'une augmentation 10 points de % de leur part dans la force de travail des firmes s'accompagne d'une baisse de l'employabilité de 3,6% (vs. 2 % sans restriction), tandis que DP-ACF [4] pointe une réduction de 1,9% (vs. 2,7% sans restriction).

Le Tableau 4.5 contient également les résultats des tests d'hypothèse appliqués aux coefficients obtenus avec l'échantillon restreint (panel équilibré, services). Et une fois encore, les conclusions précédentes se renforcent. Premièrement, les femmes âgées (50-64 ans) semblent beaucoup moins productives et moins employables que les hommes âgés. On obtient même cette fois une majorité d'écarts hommes-femmes statistiquement significatifs dans la dernière colonne du Tableau 4.5 ; validant l'idée que l'âge affecte plus les femmes que les hommes.

En bref, on est tenté de conclure que la tertiarisation de l'économie ne semble pas s'accompagner de l'émergence de conditions de travail susceptibles d'atténuer le handicap relatif des femmes âgées en termes de productivité et d'employabilité.

Tableau 4.5 - Coefficients estimés (écarts-types<sup>£</sup>) et tests d'hypothèse. Hommes et femmes âgé(e)s (50-64). Productivité par individu ( $\eta_3$ ), coût salarial par individu ( $\eta^{w_3}$ ) et rapport productivité-coût salarial ( $\eta^{G_3}$ ). Panel équilibré, restreint au secteur des services

	Coefficient (panel non équilibré.)	Coefficient (panel équilibré.)	Coefficient (panel équ.+ SERVICES)	Test Hyp. $\eta_{3f} = \eta_{3m}$			Test Hyp. $\eta_{3f} = \eta_{2f}$			Test Hyp. $\eta_{3f} - \eta_{2f} - \eta_{3m}$		
				F	Prob >F	$\eta_{3f} - \eta_{2f}$	F	Prob >F	$\eta_{3f} - \eta_{2f}$	F	Prob >F	Prob >F
<b>[3] - Système-IV-GMM</b>												
<b>Productivité par trav.</b>												
Hommes 50-64 ( $\eta_{3m}$ )	-0.039 (0.038)	-0.036 (0.039)	-0.067 (0.055)									
Femmes 30-49 ( $\eta_{2f}$ )	-0.114** (0.046)	-0.098** (0.048)	-0.116* (0.061)	-0.298***	9.03	0.0027	-0.250***	7.43	0.0064	-0.183*	2.91	0.0881
Femmes 50-64 ( $\eta_{3f}$ )	-0.252*** (0.071)	-0.293*** (0.073)	-0.365*** (0.092)									
<b>Ratio Prod.-Coût sal.</b>												
Hommes 50-64 ( $\eta^{G_{3m}}$ )	-0.016 (0.037)	0.000 (0.038)	-0.004 (0.053)									
Femmes 30-49 ( $\eta^{G_{2f}}$ )	-0.081* (0.045)	-0.067 (0.046)	-0.095 (0.059)	-0.356***	13.57	0.0002	-0.265***	8.84	0.0029	-0.261*	6.26	0.0123
Femmes 50-64 ( $\eta^{G_{3f}}$ )	-0.201** (0.070)	-0.250*** (0.072)	-0.360*** (0.089)									
#obs	49,211	46,006	24,330									
<b>[4]-Différences Premières+ cons. interm. ACF<sup>§</sup></b>												
<b>Productivité par trav</b>												
Hommes 50-64 ( $\eta_{3m}$ )	-0.193*** (0.058)	-0.182*** (0.060)	-0.240** (0.106)									
Femmes 30-49 ( $\eta_{2f}$ )	-0.127 (0.080)	-0.088 (0.083)	-0.166 (0.110)	-0.214	1.72	0.1896	-0.288**	5.75	0.0164	-0.048	0.08	0.7759
Femmes 50-64 ( $\eta_{3f}$ )	-0.419*** (0.103)	-0.462*** (0.105)	-0.455*** (0.129)									
<b>Ratio Prod.-Coût sal.</b>												
Hommes 50-64 ( $\eta^{G_{3m}}$ )	0.060 (0.047)	0.067** (0.028)	0.081* (0.048)									
Femmes 30-49 ( $\eta^{G_{2f}}$ )	-0.018 (0.057)	-0.030 (0.060)	0.056 (0.086)	-0.270**	5.44	0.0197	-0.245***	8.44	0.0037	-0.326***	11.04	0.0009
Femmes 50-64 ( $\eta^{G_{3f}}$ )	-0.274*** (0.074)	-0.273*** (0.077)	-0.188* (0.108)									
#obs	52,162	47,658	18,245									

£: Les estimations d'écarts-types sont robustes au regroupement des données par firme

\*p < 0.1, \*\*p < 0.05, \*\*\* p < 0.01

§: Akerberg, Caves & Frazer

## Section 5. Employés vs ouvriers

Nous examinons ici une autre distinction fort importante dans le contexte belge : celle qui oppose ouvriers et employés. Cette distinction recoupe les deux principales catégories de contrats de travail : le contrat ouvrier (fonctions principalement manuelles) et employé (fonctions principalement intellectuelles). Nous la considérons ici dans le contexte de la relation âge-productivité-coût salarial.

Certes, la correspondance ouvrier= travail manuel réalisé par des individus peu scolarisés vs employé = travail intellectuel réalisé par des individus d'avantage scolarisés souffre sans doute de plus en plus d'exceptions. Nous proposons néanmoins de l'utiliser pour examiner la question de la formation du coût salarial. Beaucoup de commissions paritaires ne regroupent que des ouvriers ou des employés. Or, ce sont les conventions collectives des commissions paritaires qui règlent des choses aussi importantes que les barèmes de rémunération, notamment en ce qui concerne l'évolution du salaire en fonction de l'ancienneté ; laquelle est fortement corrélée à l'âge.

A notre connaissance, au sein des commissions paritaires pour les ouvriers, un barème est généralement défini principalement en fonction de la catégorie dont relève le travailleur ; laquelle fait surtout référence à la nature de la tâche et la durée de la formation nécessaire à sa bonne exécution. Chez les employés, les barèmes ne varient pas seulement en fonction de la catégorie ; l'âge (et l'ancienneté) jouent également un rôle important et explicite (BNB, 2010). La distinction ouvriers/employés peut donc receler une asymétrie institutionnelle dans le degré d'alignement des coûts salariaux sur la productivité selon l'âge.

En cas de baisse de productivité avec l'âge en particulier, le fait que les grilles barémiques des ouvriers ne fassent pas explicitement référence à l'ancienneté, contrairement à celles s'appliquant aux employés, pourrait conduire à une moindre détérioration du rapport productivité-coût salarial pour les premiers.

La méthode d'analyse reste très largement similaire à celle des sections précédentes. Nous nous contentons ici d'évoquer un certain nombre de faits stylisés, et puis surtout les résultats. Le Tableau 5.1 renseigne le niveau et l'évolution des parts d'ouvriers vs employés par tranche

d'âge dans nos données Bel-first/Carrefour. La tendance générale au vieillissement se retrouve auprès de chacune des deux catégories de travailleurs, presque à l'identique.

*Tableau 5.1. Part des contrats ouvriers vs employés selon la tranche d'âge. Secteur privé belge. Evolution de 1998 à 2006*

Année	Ouvriers			Employés		
	18-29 ans	30-49 ans	50-64 ans	18-29 ans	30-49 ans	50-64 ans
1998	26.84%	23.35%	6.62%	21.79%	16.01%	5.43%
1999	25.61%	23.81%	6.98%	21.41%	16.55%	5.66%
2000	24.62%	23.84%	7.27%	21.27%	17.05%	5.95%
2001	23.19%	23.96%	7.67%	21.10%	17.82%	6.29%
2002	21.96%	24.09%	8.05%	20.72%	18.65%	6.55%
2003	20.57%	23.98%	9.17%	20.13%	19.13%	7.03%
2004	19.74%	24.07%	9.68%	19.48%	19.68%	7.35%
2005	18.85%	24.09%	10.17%	18.88%	20.33%	7.71%
2006	17.84%	23.60%	10.76%	18.56%	21.05%	8.20%

Source : Bel-first/Carrefour

Les résultats économétriques figurent dans le Tableau 5.2. Les plus fiables sont dans la partie droite. Ils correspondent à la mise en œuvre des méthodes S-IV-GMM et DP-ACF présentées dans les Sections 3 & 4, qui contrôlent pour les effets fixes firmes (ensemble de caractéristiques constantes, propres à chaque firmes, susceptibles d'influencer simultanément la productivité et la structure employés/ouvriers par âge) et le biais de simultanéité (chocs de demande de court terme déterminant simultanément la productivité par travailleur et le mix employés/ouvriers de la firme). Compte-tenu de l'asymétrie entre les deux catégories en termes de coût de licenciement, on peut craindre que ce deuxième problème soit particulièrement important ici.

L'observation majeure est que les deux méthodes concluent à un moindre alignement du coût salarial sur la productivité dans le cas des employés. En effet, une augmentation de 10 points de % de la part d'ouvriers âgés se traduit par une très légère baisse du ratio productivité-coût salarial (de -0,02% à -0,67% selon, respectivement, S-IV-GMM et DP-ACF), tandis qu'une augmentation similaire de la part d'employés âgés s'accompagne d'une baisse nettement plus significative du ratio (de -1,07% à -2,42% avec, respectivement, S-IV-GMM et DP-ACF). Nous sommes tentés de voir là une confirmation de l'importance du facteur «ancienneté barémique» dans le mécanisme de formation des salaires des employés évoqué plus haut.

Ce résultat est à considérer avec toutes les réserves d'usage. Il pose néanmoins question à l'heure où l'on discute de l'alignement du statut ouvrier sur celui des employés. En l'état, pour

des raisons barémiques, et d'autres peut-être, l'employabilité des employés âgés apparaît plus faible que celle des ouvriers.

Tableau 5. 2: Coefficients estimés (écarts-types<sup>£</sup>). Part de travailleurs âgés (50-64) **ouvriers vs. employés** et rapport productivité-coût salarial ( $\eta^G_3$ )

	[1]-OLS	[2]-Différences premières	[3]-S-IV-GMM	[4]- Différences premières + biens intermédiaires ACF <sup>§</sup>
Ouvriers ( $\eta^G_{3O}$ )	-0.079***	-0.035	-0.002	-0.067**
<i>Ecart-type</i>	(0.025)	(0.030)	(0.037)	(0.023)
Employés ( $\eta^G_{3E}$ )	-0.148***	-0.239***	-0.107***	-0.242***
<i>Ecart-type</i>	(0.022)	(0.037)	(0.070)	(0.037)
<i>#obs</i>	79,210	69,031	79,229	38,943
Variables de contrôle	Toutes les données sont en déviation par rapport à la moyenne annuelle du secteur (NACE2) et la moyenne régionale. Voir annexe pour une présentation de la classification NACE2			
	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part de femmes, part de cadres	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part de femmes, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part de femmes, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>	capital, nombre total de travailleurs, heures travaillées par employé <sup>a</sup> , part de femmes, part de cadres + <b>effets fixes firmes</b>
Conditions d'orthogonalité/instruments			Toutes les valeurs retardées disponibles des parts selon l'âge et ces parts en différences premières	Innovation de $\omega_{it} \perp \text{lag}_{1-3}(P_i^f)$

a: Nombre moyen d'heures travaillées par individu employé sur base annuelle (probablement fortement corrélée à l'importance du travail à temps partiel)

\*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

§ Akerberg, Cases & Frazer

## Section 6. La formation en entreprise

Invariablement, une des questions qui émergent lorsque l'on évoque le vieillissement de la force de travail est celle du rôle de la formation en entreprise ; notamment celle des bénéfices que l'on peut en attendre en termes de lutte contre la déqualification, la démotivation et, in fine, la baisse de productivité.

A ce stade nous avons pu établir que le vieillissement de la force de travail, en particulier la féminisation de cette force de travail âgée, est synonyme de baisse de productivité des firmes privées situées en Belgique. Et nous de considérer que ceci, compte tenu de l'absence d'ajustement correspondant du coût salariale peut affecter négativement la demande de ces travailleurs(euses) âgé(e)s, à un moment où l'offre de travail correspondante s'apprête à augmenter fortement.

Une politique visant à soutenir cette demande pourrait nécessiter soit de réformer le mécanisme de formation des salaires, en particulier les règles liant le niveau du salaire à l'ancienneté, soit d'introduire des réductions de coût salarial ciblées sur les seniors (préservant le salaire poche). Nous reviendrons sur ces questions dans la Section 8.

Cependant, un effort de formation accru pourrait lui aussi compenser - à la source - le problème de baisse de productivité en fonction de l'âge. Certains observateurs soutiennent qu'un effort de formation soutenu pourrait compenser le problème une baisse de productivité liée à l'âge.

Dans le même temps les données internationales mettent en avant le fait travailleurs plus âgés ont souvent beaucoup moins accès à la formation (par choix ou par contrainte) que les employés plus jeunes. (D'Addio, Keese & Whitehouse, 2010). La théorie du capital humain, dans sa version la plus rudimentaire, ne prédit-elle pas que l'investissement en éducation et en formation diminue logiquement au fur et à mesure que l'horizon de son utilisation potentielle diminue (Becker, 1962 ; Debande & Vandenberghe, 2008) ?

L'évaluation de la situation belge va dans le même sens, la formation continue reste aujourd'hui l'apanage des moins de 40 ans. L'enquête sur les forces de travail (EFT) montre que la population âgée de 25 à 34 ans est près de quatre fois plus nombreuse à participer à une formation que celle âgée de 50 à 64 ans (Cabinet de la Ministre de l'Emploi, 2009). A contrario,

en Suède - où le taux d'emploi des seniors était de 70% en 2010 (Tableau 1.2) - plus de deux tiers des 50-64 ans participent à des formations (Eurostat, 2010).

Ceteris paribus, une concentration de la formation en entreprise parmi les plus jeunes des employés – à supposer bien entendu qu'elle soit un vecteur efficace d'accroissement de la productivité, comme le suggèrent les travaux de Konings & Vanormelingen (2011) pour la Belgique - devrait plutôt se traduire par *une augmentation* du handicap de productivité (voire d'employabilité) des travailleurs plus âgés.

Notre stratégie empirique afin d'examiner cette question est d'utiliser les informations sur la formation basée en (et financée par l') entreprise recueillies dans le Bilan Social, disponibles dans Bel-first. Ces données présentent cependant le double inconvénient *i)* de ne pas être communiquées par toutes les firmes et *ii)* de ne pas informer sur la manière dont la formation en entreprise (coût de la formation en pourcentage de la masse salariale...) est répartie entre les groupes d'âge au sein des entreprises. Compte tenu de la première limitation, nous privilégions ici celles des entreprises qui de façon régulière – c'est-à-dire quasi sans discontinuité au cours des 9 années formant notre panel - déclarent dépenser des montants positifs pour la formation des travailleurs.

Les résultats figurent dans le Tableau 6.1. La première colonne reprend, à l'identique, les résultats obtenus dans la Section 3 au moyen de l'ensemble de nos données. Ceux obtenus au moyen du sous-ensemble des firmes qui renseignent systématiquement leur effort de formation dans Bel-first figurent dans les deux colonnes de droite. Nous distinguons à ce niveau l'ensemble des firmes qui communiquent un effort de formation (A) et celles, moins nombreuses, qui renseignent un effort de formation à *hauteur d'au moins 1% du coût salarial total annuel* de la firme (B).

Le résultat majeur est que les deux méthodes renseignent un handicap de productivité plus important des travailleurs âgés dans les firmes qui dépensent plus en formation (B). Les estimations au moyen de la méthode S-IV-GMM [4] montrent qu'une augmentation de 10 points de % de la part de travailleurs âgés se traduit par une baisse de la productivité par travailleur de 2.46% parmi les firmes qui forment plus (A) (contre 1.92% pour l'ensemble des firmes qui renseignent leur effort de formation (B)). L'estimation équivalente pour le ratio productivité coût-salarial suggère un handicap d'employabilité pour les individus âgés légèrement plus important parmi les firmes qui forment plus (B). La méthode DP-ACF [5],

suggère quant à elle un handicap de productivité significativement plus important dans les firmes qui forment plus (B) (et accessoirement aussi un handicap d'employabilité plus important) : une augmentation de 10 points de % de la part de travailleurs âgés s'accompagne d'une baisse de la productivité par travailleur de 5,33% (B) (contre 4.32% pour notre référence (A)).

**Tableau 6.1 : Coefficients estimés (écarts-types<sup>£</sup>). Travailleurs âgés (50-64) productivité par individu ( $\eta_3$ ), coût salarial par individu ( $\eta^{w_3}$ ) et rapport productivité-coût salarial ( $\eta^{G_3}$ ) – Firmes renseignant systématiquement une dépense de formation des travailleurs vs. celles renseignant systématiquement une dépense de formation à hauteur d'au moins 1% du coût salarial total**

	Panel non équilibré, ensemble des firmes (pour mémoire)	Firmes renseignant systématiquement une dépense de formation des travailleurs <sup>a</sup> (réf.) (A)	Firmes renseignant systématiquement une dépense de formation des travailleurs <sup>a</sup> à hauteur au moins d'1% du coût sal. total (B)
<b>[4]- Système IV GMM</b>			
Productivité par trav. ( $\eta_3$ )	-0.204***	-0.192***	-0.246***
<i>Ecart-type</i>	-0.029	-0.036	0.045
Ratio productivité-coût sal ( $\eta^{G_3}$ )	-0.124***	-0.152**	-0.214***
<i>Ecart-type</i>	-0.027	-0.034	0.042
<i>#obs</i>	79,206	56,188	40,413
<b>[5]- Différences Premières + biens intermédiaires ACF<sup>§</sup></b>			
Productivité par trav. ( $\eta_3$ )	-0.220***	-0.432***	-0.533***
<i>Ecart-type</i>	-0.054	-0.056	0.078
Ratio productivité-coût sal ( $\eta^{G_3}$ )	-0.127***	-0.163**	-0.268***
<i>Ecart-type</i>	-0.021	-0.042	0.040
<i>#obs</i>	38,944	28,459	18,674

\*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

§: Akerberg, Caves & Frazer.

a: Dépenses positives en formation durant toute la durée du panel.

## Section 7. La question des jeunes travailleurs

En fin de parcours, nous souhaitons nous pencher sur la question des jeunes travailleurs (18-29 ans). Jusqu'ici nous avons privilégié – et c'est bien logique compte tenu du thème de l'étude - la situation (relative) des travailleurs âgés (50-64). Mais notre méthode d'analyse fournit également les résultats de productivité relative [et l'employabilité relative] des travailleurs jeunes. Rappelons-nous que l'équation de productivité par travailleur s'écrit :

$$\ln(Y_{it}/L_{it})=B+(\alpha-1)l_{it}+\eta_1P_{it}^{18-29}+\eta_3P_{it}^{50-64}+\beta k_{it}+\gamma F_{it}+\varepsilon_{it} \quad (7.1)$$

où  $P_{it}^{18-29}$  désigne la part des travailleurs âgés de 18 à 29 ans et où le coefficient  $\eta_1$  mesure l'effet d'une variation de l'importance de cette part sur la productivité moyenne du travail dans l'entreprise.

De même, l'équation du ratio productivité-coût salarial s'écrit

$$Ratio_{it}=B^G+(\alpha^G-1)l_{it}+\eta^G_1P_{it}^{18-29}+\eta^G_3P_{it}^{50-64}+\beta^G k_{it}+\gamma^G F_{it}+\varepsilon^G_{it} \quad (7.2)$$

avec  $\eta^G_1$  qui capte l'effet d'une variation de la part de jeunes travailleurs sur le ratio (que nous considérons comme une bonne indication de leur employabilité).

Le Tableau 7.1 contient l'estimation de la sensibilité de ce ratio à des variations de la part de travailleurs âgés et de celle *des jeunes* (18-29 ans). Nous commençons par les résultats obtenus avec l'ensemble des firmes (partie gauche du Tableau 7.1). La méthode S-IV-GMM montre qu'une augmentation de 10 points de % de la part des jeunes travailleurs *augmente* (de manière statistiquement significative) le ratio productivité-coût salarial de 0,94%. Pour rappel, l'effet correspondant chez les travailleurs âgés est une *baisse* de 1,24%. Mais la méthode DP-ACF ne confirme pas tout à fait ces résultats. DP-ACF montre qu'il y a une hausse de 0.85 % du ratio suite à une augmentation de la part de jeunes mais elle n'est pas statistiquement significative.

Anticipant quelque peu sur l'interprétation des résultats, nous présentons dans la partie droite du Tableau 7.2 les coefficients estimés au moyen des firmes formant le secteur manufacturier (l'industrie comme définie en Annexe, moins la construction et les services collectifs (distribution de gaz, d'électricité...)). L'idée est de capter les éventuelles spécificités d'une sous-composante de l'économie où les grilles salariales, notamment en ce qui concerne

l'ancienneté/l'âge, sont très liantes et structurantes. Les résultats confirment l'existence d'une asymétrie entre jeunes et âgés. Une augmentation de la part des premiers de 10 points de % se traduit par une faible (mais significative sur le plan statistique) augmentation du ratio productivité-coût salarial comprise entre 0.64 et 0.94%. Il se confirme qu'une augmentation de même amplitude de la part des travailleurs âgés détériore le même ratio de l'ordre de 1,6 à 3,4% selon la méthode.

Tableau 7.1 : Coefficients estimés (écarts-types<sup>£</sup>). Travailleurs âgés (50-64) et **travailleurs jeunes (28-29)**. Rapport productivité-coût salarial ( $\eta^{G_3}$ ) et indices de rémunération «décallee» – Echantillon complet, non équilibré

	Ensemble des firmes		Secteur manufacturier (industrie hors construction et services collectifs)	
	Travailleurs jeunes (18-29 ans)	Travailleurs âgés (50-64 ans)	Travailleurs jeunes (18-29 ans)	Travailleurs âgés (50-64 ans)
<b>[4]- Système IV GMM</b>				
Ratio productivité-coût salarial ( $\eta^{G_3}$ )	0.094***	-0.124***	0.094***	-0.346***
<i>Ecart-type</i>	(0.019)	(0.027)	(0.029)	(0.040)
<i>#obs</i>	79.206		24.321	
<b>[5]- Différences Premières + consommation intermédiaire ACF<sup>s</sup></b>				
Ratio productivité-coût salarial ( $\eta^{G_3}$ )	0.085	-0.127***	0.064***	-0.132***
<i>Ecart-type</i>	(0.059)	(0.021)	(0.011)	(0.038)
<i>#obs</i>	38.944		12.728	

£: Akerberg, Caves & Frazer.

La première interprétation possible de ces résultats est celle d'un léger avantage des jeunes en termes d'employabilité par rapport aux travailleurs d'âge intermédiaire (la catégorie de référence) ; et d'un net avantage des jeunes par rapport aux travailleurs âgés. Car, dans ce dernier cas, les écarts estimés dans le Tableau 7.1 s'additionnent (en valeur absolue). La «distance totale» en termes d'employabilité correspond à l'avantage qu'ont les jeunes par rapport aux individus d'âge intermédiaire, auquel il faut ajouter l'avantage qu'ont ces derniers par rapport aux individus âgés. Et en termes de demande de travail, la conclusion serait qu'elle serait particulièrement forte s'agissant d'individus jeunes, et particulièrement faible s'agissant d'individus âgés.

Mais ce n'est pas la seule interprétation possible, compte tenu à la fois des spécificités des secteurs en Belgique et d'un phénomène régulièrement mis en avant par l'économie du travail:

celle de la *rémunération différée* (pour une discussion dans le contexte belge, voir [Vandenberghe, 2011c](#)).

Les analyses théoriques initiées par [Lazaer \(1979\)](#) voient dans le découplage productivité-coût salarial, en début et en fin de carrière, la conséquence du recours à un contrat implicite qui consiste à « sous-payer » les travailleurs en début de contrat et à les « surpayer » en fin de contrat. Dans le cadre belge, le « contrat implicite » serait sous-tendu par les règles de progression barémique selon l'ancienneté, établies dans le cadre des conventions sectorielles et intersectorielles, plus particulièrement dans le secteur manufacturier<sup>45</sup>.

La question empirique, dans le cadre de la présente analyse, devient de savoir si le coefficient mesurant la sensibilité du ratio productivité-coût salarial, négatif pour les travailleurs âgés, a pour pendant un coefficient positif, d'amplitude similaire pour les jeunes ? Revenant sur le Tableau 7.1, nous sommes tentés de répondre à la fois oui et non. Oui, il y a bien des indices chiffrés, relativement significatifs sur le plan statistique, de ce que la situation des jeunes en termes de ratio productivité-coût salarial est relativement favorable, tandis que dans le même temps, celle des travailleurs âgés est relativement défavorable. Non, les amplitudes estimées ne sont pas les mêmes en valeur absolue. L'avantage des jeunes est nettement moins important, toutes choses égales par ailleurs que le handicap des travailleurs âgés.

Mais d'autres réserves s'appliquent. Un. En fait de contrats implicites, nous n'observons rien directement. Car nous ne sommes pas en mesure de reconstituer la carrière salariale et productive des individus âgés de 50 à 64 ans observés durant les années 2000. Nous sommes ici contraints à essayer de déceler des indices de contrat implicite, en comparant la situation des cohortes de jeunes travailleurs à celle de leur aînés à un moment donné du temps, en faisant notamment l'hypothèse que si un contrat implicite s'est appliqué aux travailleurs âgés, il pourrait encore s'appliquer aujourd'hui à leurs jeunes collègues dans des termes relativement identiques, et produire les rémunérations relatives (à la productivité) mises en évidence dans le Tableau 7.1.

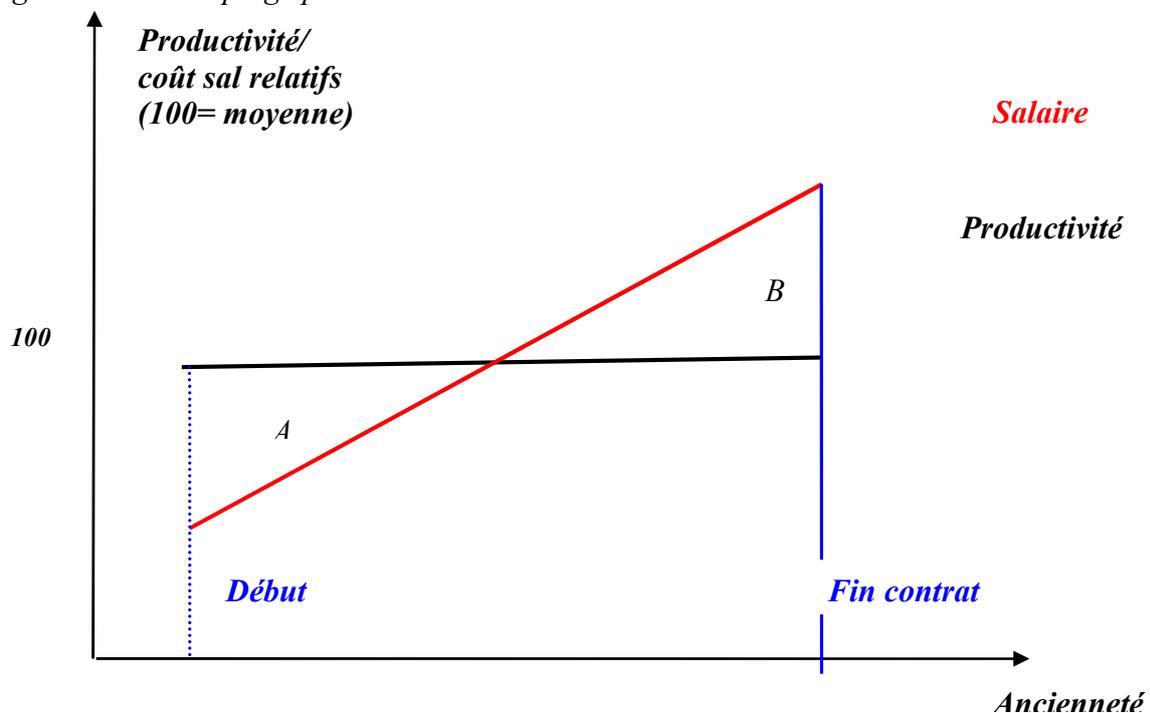
Deux. La restriction au secteur manufacturier ne fait pas franchement évoluer les estimations dans un sens qui soit davantage en phase avec l'hypothèse des contrats implicites.

---

<sup>45</sup> Encore que le poids des contrats ouvriers, et l'absence de référence forte à l'ancienneté/âge dans les grilles barémiques s'y rapportant (cf. Section 5), pourraient en partie invalider cette proposition.

Trois. A supposer que de tels contrats implicites soient bien à l'œuvre – et contribuent ne serait-ce qu'en partie à la configuration mise en exergue dans le Tableau 7.1. - il faut s'entendre sur leur portée réelle en termes d'employabilité globale des travailleurs âgés. Ces contrats implicites sont effet parfaitement cohérents «à l'intérieur des firmes ». Ils organisent un découplage entre la chronologie des rémunérations (point de vue des travailleurs) et des coûts (point de vue de vue des employeurs). En soi, cela n'affecte pas le profit moyen des firmes par rapport à un modèle où le niveau de rémunérations serait à tout moment aligné sur celui de la productivité. Mais cela se traduit par une distribution décroissante du ratio productivité-coût salarial selon l'âge des travailleurs.

Figure 7.1 : découplage productivité/coût salarial



On peut aussi montrer qu'un contrat implicite a une fonction incitative utile : celle de fidéliser les travailleurs jeunes, a priori plus mobiles, au nom d'un principe de rémunération décalée<sup>46</sup>. L'économie du travail enseigne que les employeurs utilisent ce mécanisme pour réduire les coûts de surveillance (*monitoring*) des employés et limiter le risque de mobilité externe au profit de la concurrence (*poaching*). L'idée est d'augmenter le coût pour l'employé d'une interruption de contrat en cas de démission ou en cas de licenciement pour manquement (Moretti & Perloff, 2002).

<sup>46</sup> *Deferred payment* en anglais.

Mais comme l'indique le titre de l'article de Lazear (1979)<sup>47</sup>, le corollaire inéluctable d'un découplage significatif entre salaire et productivité est que la relation de travail doit avoir *un terme bien précis*, lequel peut être inférieur à l'âge légal de la retraite. Toute prolongation de la relation de travail avec l'employeur historique au-delà du point où sur la Figure 7.2 la surface *B* est supérieure ou égale à la surface *A* déséquilibre le rapport coût salarial/productivité intertemporel, créant des incitants forts dans le chef des employeurs à se délester des travailleurs plus âgés.

Chacun sait qu'en Belgique la loi fixe le départ à 65 ans. La question posée par le modèle de Lazear est de savoir si cet horizon de 65 ans n'est pas, dans certains cas, trop lointain compte tenu des profils salariaux selon l'âge/l'ancienneté propres à certains secteurs ou entreprises.

Le problème devient plus aigu encore lorsque les entreprises et secteurs en question connaissent des difficultés. De telles situations surviennent notamment mais pas exclusivement<sup>48</sup> lors de violents chocs conjoncturels et/ou sectoriels, comme celui qui frappe aujourd'hui le secteur de l'assemblage automobile en Flandre, ou ceux qui depuis les années 1970 affectent régulièrement l'industrie sidérurgique wallonne. Sur la Figure 7.3 ces chocs peuvent être représentés par une baisse de l'ensemble de la droite de productivité dont l'effet mécanique<sup>49</sup> est *i)* de réduire la surface *A* et *ii)* de déplacer *vers la gauche* le terme du contrat assurant l'égalité entre la surface *B* et la surface *A*. L'entreprise et/ou le secteur en difficulté sont alors particulièrement tentés d'écarter les travailleurs âgés ; compte tenu de la nécessité d'écourter le terme du contrat implicite afin de restaurer le ratio productivité-coût salarial d'équilibre.

Dans un univers de contrats à la Lazear, les importantes suppressions d'emploi passé 50 ans ne seraient pas seulement la manifestation de la myopie ou de l'opportunisme des firmes<sup>50</sup>, mais la conséquence du fait qu'implicitement l'horizon temporel intégré dans les grilles barémiques négociées paritairement serait aujourd'hui inférieur à 65 ans. Relever cet horizon impliquerait

---

<sup>47</sup> Lazear. E.P. (1979), Why is there mandatory retirement?, *Journal of Political Economy*, 87(6), pp. 1261-1284.

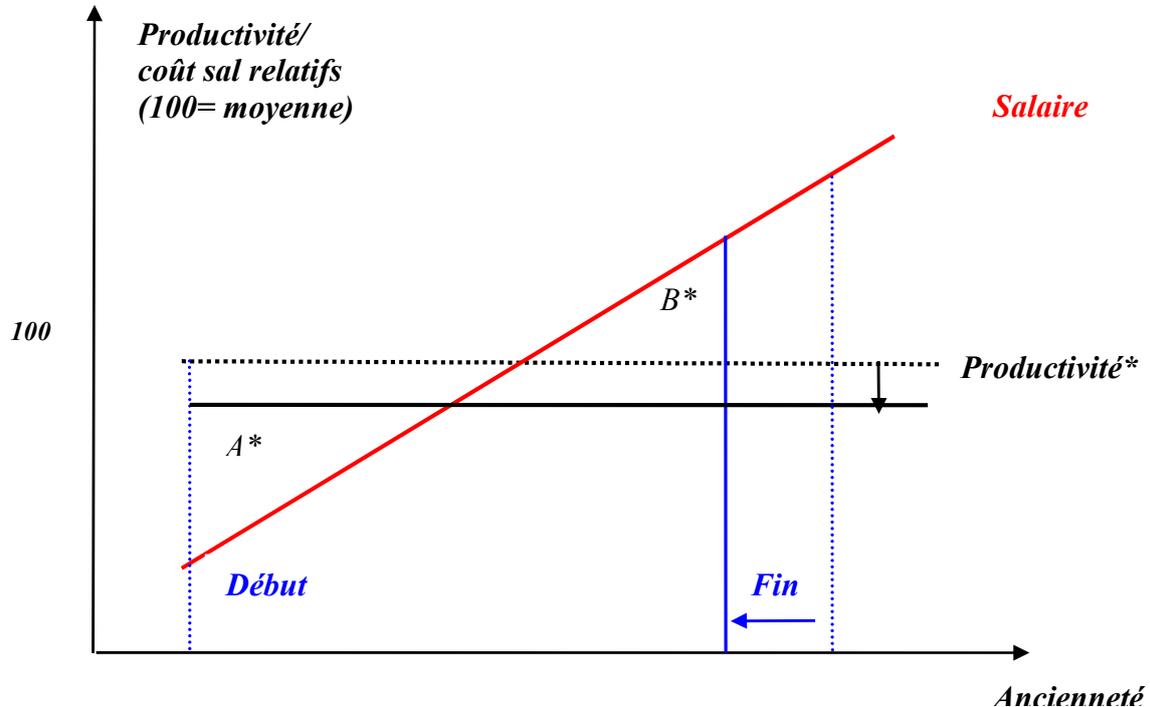
<sup>48</sup> Nombre d'indices existent de ce que les firmes et les syndicats s'entendent pour écourter les carrières via les systèmes de prépensions lors de restructurations plus mineures. On observe même que certaines firmes paient une pseudo-prépension (dite « canada-dry ») lorsque le travailleur licencié ne remplit pas les conditions pour bénéficier de la prépension conventionnelle.

<sup>49</sup> Sauf baisse proportionnelle et simultanée de la droite de salaire.

<sup>50</sup> Sur cette question du *hazard moral* des employeurs en présence de l'assurance prépension/chômage, on lira les contributions de Blanchard & Tirole (2004, 2008).

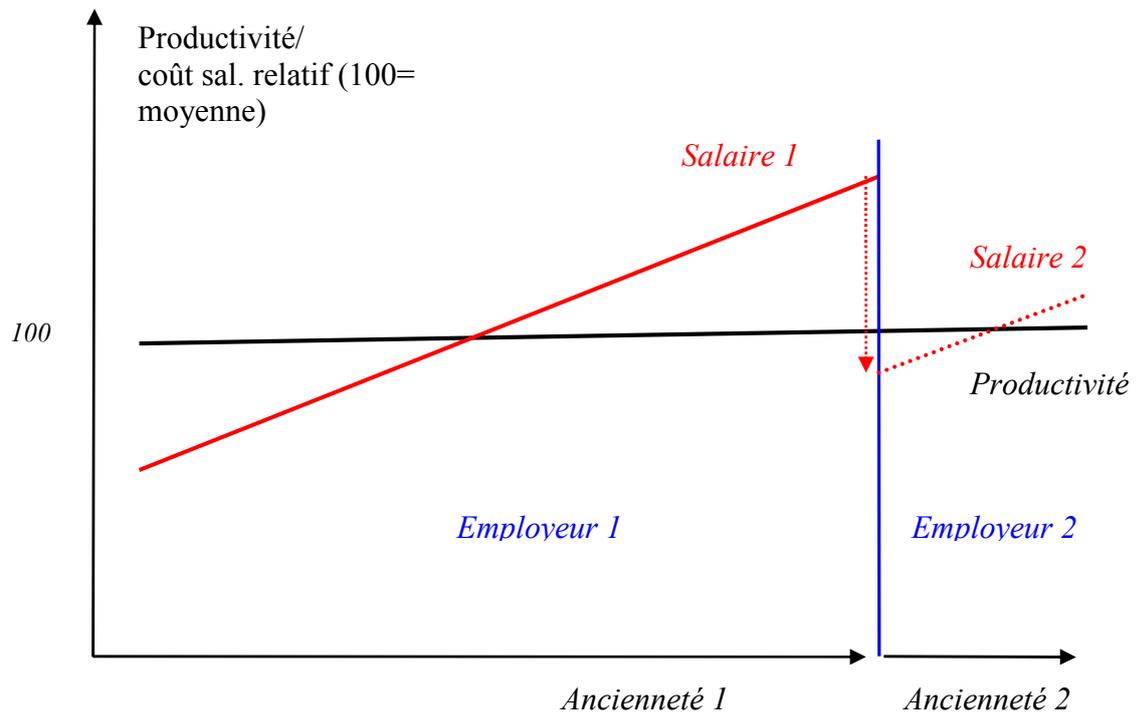
dont de réviser ces grilles de façon à assurer un meilleur alignement entre âge effectif et âge légal de départ.

Figure 7.2 : découplage productivité/coût salarial et chocs négatifs



Considérons maintenant *la question de la reprise d'emploi* parmi les chômeurs âgés dans un univers de contrats à la Lazear (dont rappelons nous n'avons que de faibles indices). Il est possible de montrer que l'issue de tels contrats est synonyme de baisse significative de l'employabilité, indépendamment ou complémentirement aux facteurs évoqués plus haut (perte de capital humain spécifique...). Le nouvel employeur est enclin à formuler une offre salariale en phase avec le niveau contemporain de productivité du travailleur, voire moins en vertu du principe incitatif qui veut qu'un employeur gagne à faire progresser le salaire tout au long de la durée du contrat, au départ d'un point initial relativement bas (Figure 7.3). Or le travailleur (et sans doute une bonne partie de la jurisprudence) se réfère au niveau de salaire plus élevé de l'entreprise qu'il quitte. Et à ce niveau, la probabilité qu'il trouve un employeur est faible, voire nulle.

Figure 7.3 : découplage productivité/coût salarial et reprise d'emploi



## Section 8. Résumé des résultats et mise en perspective

Le vieillissement et les politiques visant à maintenir les personnes âgées en emploi soulèvent des questions cruciales qui ont reçu trop peu d'attention jusqu'ici.

Nombreuses sont les études qui analysent les conséquences du vieillissement des populations en termes de taux de dépendance plus élevé et de hausse des coûts de la Sécurité Sociale ([Gruber et Wise, 2004](#)).

Une autre branche de la littérature économique sur le vieillissement examine le comportement de départ à la retraite des personnes âgées et ses déterminants, par exemple *i*) en quoi la générosité des régimes de (pré)retraite et autres incitent les gens à se retirer de la population active, ou *ii*) comment un mauvais état de santé, ou le départ à la retraite du conjoint plus âgé, précipitent la décision de se retirer. Cette littérature couvre principalement le côté *l'offre* du marché du travail âgé.

### Indices de la faiblesse de la demande de travail âgé

Cependant, les conséquences du vieillissement des effectifs du point de vue des entreprises - lesquelles représentent le côté *demande* du marché du travail âgé - ont fait l'objet de moins d'attention, singulièrement en Belgique. Et pourtant les indices suggérant qu'il y a potentiellement un problème de ce côté existent.

- Le nombre de recrues de 50 ans et plus est très faible parmi les entreprises privées situées en Belgique. Au cours de la première moitié des années 2000, on note que plus de 75% des recrues sur base annuelle ont moins de 40 ans. Plus de 85% ont moins de 45 ans. La part des plus de 55-65 ans atteint 4,3% en 2003, mais moins de 2% en 2000 et 2006. Celle de 50-55 ans s'établit à un niveau à peine plus élevé au cours de la même période.

- Il y a, en Europe, de nombreux indices suggérant que les entreprises « se séparent » des travailleurs âgés. [Dorn & Sousa-Poza \(2010\)](#) montrent par exemple que la retraite anticipée involontaire est la règle plutôt que l'exception dans plusieurs pays. En Allemagne, au Portugal et en Hongrie, plus de la moitié de toutes les retraites anticipées sont prises sous la contrainte de l'employeur. En sus, dans beaucoup de pays européens, la proportion de retraites

involontaires (ou subies) est significativement plus élevée dans les années de fort chômage. Une explication de ce constat serait que les entreprises promeuvent la retraite anticipée quand elles sont confrontées à des chocs de demande défavorables, durant les récessions/ralentissements économiques.

- Les données de l'enquête UE-SILC (Statistics on income and living conditions) de l'année 2007 suggèrent une forte corrélation *négative* entre le salaire brut relatif des travailleurs de sexe masculin de plus de 55 ans et leur taux d'emploi relatif (réf= 35-45 ans). Les pays, comme la France, la Belgique ou le Luxembourg sont des pays où le salaire brut des travailleurs de plus de 55 ans apparaît de 20% à 30 % plus élevé que celui des travailleurs d'âge intermédiaire. Ce sont, dans le même temps, des pays où leur taux d'emploi relatif est le plus faible.

Ces quelques éléments statistiques nous paraissent légitimer l'idée que la demande de travailleurs âgés, et plus encore son extension, dans un contexte où l'on décide d'accroître l'offre de travail âgé, ne peuvent être considérées comme allant de soi. En termes plus politiques, il nous semble qu'une offre de travail accrue appelle bien évidemment une demande à la hausse. Et il importe de vérifier si les conditions minimales le permettant sont aujourd'hui rassemblées.

### **Vérifier l'existence de conditions microéconomiques favorables à la demande de travailleurs âgés**

Certes, la perspective macroéconomique de milliers emplois laissés vacants par les baby-boomers, de nombreuses fois évoquée dans la presse, a quelque chose de rassurant. Mais progresser intelligemment sur la question de l'allongement des carrières requiert aussi de rassembler *les conditions microéconomiques favorables à l'existence d'un vrai marché du travail pour les plus de 50 ans*. Et ceci commence avec la question du rapport entre productivité et coût salarial, qui se confond avec celle du coût salarial par unité (de valeur) produite.

Rappelons que la perspective de ce rapport est plutôt celle de *l'employabilité* des individus âgés que simplement celle de leur *productivité*. La différence tient à la prise en compte du coût de l'emploi. Les économistes de l'emploi sont enclins à penser que la demande d'emploi âgé, et, partant, celle du volume global d'emploi pour les individus âgés, dépendent pour une part importante du ratio productivité/coût salarial. En particulier, une détérioration significative de

ce ratio, du fait de l'âge, est susceptible d'oblitérer la demande de travailleurs âgés. Et elle complique la reprise du travail après une perte d'emploi, comme expliqué en fin de Section 7.

Dans ce rapport, nous étudions la sensibilité du rapport productivité-coût salarial à des variations de la proportion de travailleurs âgés (50-65) au sein des firmes situées en Belgique. Nous sommes d'avis que la « productivité » est avant tout un phénomène de firmes. Elle devient un phénomène «pays» par agrégation de la performance productive des nombreuses firmes actives dans le pays. Elle s'enracine certes dans la capacité des individus à produire, mais elle ne se confond pas avec elle, tant il peut exister un écart important entre ce qu'un individu est capable de faire en soi et ce qu'il/elle fait concrètement dans l'environnement collectif et capitalistique<sup>51</sup> qu'est la firme. L'autre enjeu est bien entendu celui de la mesure. Il est très difficile de mesurer les écarts de productivité entre individus au sein d'une firme. Et les salaires à ce niveau de désagrégation sont souvent de mauvaises approximations de la productivité.

### La méthodologie des fonctions de production où le facteur travail est hétérogène

Pour étudier la relation entre productivité, âge et coût salarial au niveau des firmes, nous utilisons un cadre d'analyse classique en économie, celui d'une fonction de production de firme reliant une mesure de productivité (la valeur ajoutée par travailleur) à la quantité de capital et de travail. Cependant, la grande particularité de notre fonction de production est que le facteur travail est **hétérogène**, notamment en termes d'âge. Ce cadre permet d'analyser la sensibilité du rapport productivité-coût salarial à des variations de la proportion de travailleurs âgés (50-65) au sein des firmes situées en Belgique ; et, par agrégation, à l'échelle de l'ensemble du marché ; soit donc un niveau où les effets sur la demande de travail agrégée peuvent être significatifs.

L'autre grande particularité méthodologique de notre approche concerne l'usage de données de panel, et le type de contrôles économétriques que ces dernières permettent. L'analyse économétrique au moyen de données de panel fournit des résultats a priori plus fiables, en ce sens que la dimension panel permet de contrôler pour les variables non observées propres à chaque firme, corrélées à la fois au niveau de productivité et à la structure d'âge.

---

<sup>51</sup> Au sens premier du terme, à savoir en interaction avec une série d'équipements et procédés de production constituant le capital de la firme.

A l'usage des données de panel, s'ajoute ici le recours aux méthodes d'analyse qui prennent en compte le caractère potentiellement «simultané» *i)* de la structure d'âge du personnel d'une firme et *ii)* des chocs de court terme, soit encore le fait que la première peut varier « en réponse à » des variations exogènes de la productivité. L'exemple le plus souvent mis en avant est celui d'une baisse de la production et donc de productivité, résultante de la perte d'un gros contrat, qui provoque un gel des recrutements. Ce dernier se traduit par une augmentation de l'âge moyen du personnel à court terme. L'économètre – qui ne dispose pas de l'information sur ce contrat perdu – court le risque de conclure erronément que l'élévation de l'âge moyen «cause» la baisse de la production, alors que dans le cas d'espèce (hypothétique) c'est exactement le contraire qui s'est produit.

En tant que phénomène socio-économique, le vieillissement de la population en Europe affectera certainement les comptes de la Sécurité Sociale, via une forte augmentation du taux de dépendance. Elle se traduira également par une altération significative de la structure d'âge de la population active. En particulier, la part des travailleurs âgés (plus de 50 ans) va augmenter de façon significative en raison de la démographie. Et cette tendance sera renforcée par des politiques visant à maintenir une plus grande part de ces personnes âgées employées, particulièrement en Belgique où ce taux est relativement faible.

Les plus optimistes peuvent penser que le vieillissement de la force de travail aura seulement un impact minimal sur les performances des entreprises et le fonctionnement du marché du travail. Notre étude contient des indices forts, basés sur l'analyse d'un grand nombre de données de firmes privées actives en Belgique, qui suggèrent le contraire. Nous montrons dans la Section 3 que la structure d'âge des entreprises situées en Belgique est un déterminant important de leur productivité. A régime et mode de fonctionnement inchangés, la part croissante des travailleurs âgés de 50 à 65 dans la force de travail pourrait se traduire par une croissance moindre de la productivité.

La générosité – surtout en termes de condition d'accès – caractérisant jusqu'il y a peu les régimes de (pré)pensions belges est traditionnellement mise en exergue pour expliquer la faible propension des individus âgés de 50 ans et plus à continuer d'offrir leur force de travail. Ce rapport contient des preuves que le faible taux d'emploi observé pour cette tranche d'âge pourrait également s'expliquer par la faiblesse de la demande de la part des entreprises.

Nous examinons en particulier si les entreprises privées basées en Belgique sont incitées financièrement à employer des travailleurs plus âgés relativement aux autres catégories d'âge. La réponse est non. Nous montrons l'effet négatif de l'augmentation de la part des travailleurs âgés sur le ratio productivité-coût salarial. La raison en est que la baisse de productivité parmi les travailleurs âgés n'est pas compensée par une baisse proportionnelle du coût du travail. Et nous estimons que ce déséquilibre est susceptible d'affecter négativement la demande pour les travailleurs âgés ; à un moment où cette dernière devrait augmenter fortement sous l'effet conjugué de la démographie et des politiques limitant les possibilités de recours à la prépension et à la pension anticipée.

Un déséquilibre productivité/coût salarial peut aussi compromettre les chances de retour à l'emploi en cas de perte d'emploi. En plus, le changement d'employeur comporte un risque important de perte de connaissances spécifiques à l'entreprise quittée. Ces éléments impliquent que le seul fait de changer d'entreprise peut entraîner une baisse de (temporaire) productivité venant s'ajoutant à celle liée à l'âge.

### **Hausse de 10 points de pourcentage de la part des travailleurs âgés = baisse de 1.2 à 1.6% du ratio productivité-coût salarial**

Nos principaux résultats économétriques, basés sur nos stratégies d'estimation préférées, suggèrent qu'une augmentation de 10 points de pourcentage de la part des travailleurs âgés (50-64 ans) dans une firme privée typique basée en Belgique, déprime la productivité par travailleur de 2 à 2,4%. Pour fixer les idées, il s'agit là de l'équivalent d'une année de gains de productivité dans le secteur privé belge au cours des années 2000.

Il y a surtout que ce handicap de productivité n'est pas totalement compensé par la baisse des coûts salariaux pour les employeurs. Au total, une hausse de 10 points de pourcentage de la part des travailleurs âgés se traduit par une baisse de 1,2 à 1,6% du ratio productivité-coût salarial (ou encore une augmentation équivalente du coût salarial par unité produite). Il s'agit, pensons-nous, d'un obstacle au relèvement le taux d'emploi des personnes âgées.

Notre résultat principal se retrouve - et est même renforcé - au niveau des variantes d'analyse, réalisées à des fins de test de robustesse (càd élimination des entreprises qui ne sont pas observées durant les 9 années consécutives, de celles appartenant à des secteurs où la productivité est difficile à mesurer, des très petites entreprises et très grandes entreprises...).

A travers l'UE, en Belgique en particulier, il y a aussi que les femmes âgées restent largement moins présentes en emploi que les hommes<sup>52</sup>. A leur propos se pose donc également la question de l'existence d'un problème d'insuffisance de la demande, laquelle trouverait son origine dans une détérioration du rapport productivité-coût salarial, dont l'intensité se distinguerait de celle caractérisant leurs collègues masculins.

Quelles économistes, dont nous dans la Section 3, ont étudié la relation entre l'âge et la productivité au niveau des firmes. Mais pratiquement aucun des travaux existants n'a convenablement tenu compte de la dimension genre du vieillissement, alors même que tout indique que les femmes formeront une part croissante de la force de travail âgée.

Le but de la Section 4 est de combler ce vide. Nous y reformulons la question de la Section 3 – celle des incitants financiers des firmes à employer plus de travailleurs âgés - mais en opérant systématiquement une distinction selon le genre. Le panel utilisé est le même que celui de la Section 3. On y retrouve l'idée que les entreprises basées en Belgique ont été largement affectées par le vieillissement sur la période considérée, tant pour les hommes que pour les femmes. Mais les femmes âgées se distinguent. Certes au départ d'une part relativement faible dans l'effectif total des firmes en 1998 (2.13%), l'accroissement cumulé au terme des 9 années considérées dans ce rapport s'élève à plus de 96%. Le chiffre correspondant pour les hommes âgés n'est que de 48%.

### **Hausse de 10 points de pourcentage de la part des femmes âgées = baisse de 2 à 2.7 % du ratio productivité-coût salarial**

En ce qui concerne les résultats économétriques, ceux caractérisant l'employabilité des hommes âgés sont mitigés. Parmi nos modèles préférés, le premier fournit un coefficient négatif, mais pas statistiquement significatif. Le second suggère qu'une hausse de 10 points de % de la part des hommes âgés n'entraîne aucun changement du ratio productivité-coût salarial.

Mais la situation est complètement différente pour les femmes âgées. Le premier de nos modèles préférés suggère que l'expansion de 10 points de % de leur part dans l'effectif total des

---

<sup>52</sup> Voir l'enquête UE sur les forces de travail (EU-EFT) de 2010.

firmer entraîne une réduction de 2% du ratio productivité-coût du travail. Et le second indique une baisse de 2,7% de ce ratio.

Les analyses de robustesse confirment et renforcent cette asymétrie des résultats selon le genre, en particulier la restriction de l'échantillon au secteur des services. On est alors tenté de conclure que la tertiarisation de l'économie - synonyme de fort développement de la part des services dans le PNB et dans l'emploi total - ne semble pas s'accompagner de l'émergence de conditions de travail susceptibles d'atténuer le handicap relatif des femmes âgées en termes de productivité et d'employabilité.

Nous n'excluons pas que l'effet de l'âge plus prononcé chez les femmes que nous décelons ici soit, en partie, la conséquence de la réforme des pensions de 1997. Afin de corriger ce que les tribunaux européens considéraient comme une source de discrimination à l'égard des hommes, le gouvernement belge a décidé, en 1997, l'alignement progressif de l'âge légal de départ à la retraite des femmes (jusqu'à là de 60 ans) sur celui des hommes (65 ans). Le fait interpellant est que ce calendrier (1997 début du relèvement, 2009 alignement complet) correspond très largement à celui de notre panel (1998-2006).

La coïncidence de notre analyse avec la réforme des pensions présente un intérêt méthodologique, car les analyses de l'effet de l'âge sur la productivité souffrent d'un problème du *biais de sélection*, synonyme de *surestimation* de la productivité des individus âgés. La raison en est que l'échantillon des travailleurs utilisé est constitué d'individus âgés (auto)sélectionnés en emploi, dont on peut suspecter qu'ils sont plus motivés/productifs que la population âgée dans son ensemble.

La réponse des méthodologues, dans une telle situation, consiste à essayer d'identifier l'effet de l'âge en privilégiant les « expériences naturelles », soient des situations où des personnes âgées se retrouvent en emploi au terme d'une décision « extérieure », comme pourrait l'avoir été la réforme de 1997 décidée par les juges et les politiques.

Nous avons trop peu d'indices pour valider l'idée que la réforme de 1997 est exploitable en tant qu'expérience naturelle. Il faudrait pour cela démontrer que l'accroissement de la part des femmes âgées que nous observons dans nos données Bel-first/Carrefour est bien « causé » par la réforme de 1997. Nous pensons toutefois qu'il est utile d'avoir cette hypothèse à l'esprit en examinant nos résultats. Elle peut impliquer des estimations de productivité moins biaisées vers

le haut – et en définitive plus fidèles à la réalisé - s’agissant des femmes âgées que des hommes âgés.

## Employés vs. ouvriers

Dans le contexte de la relation âge-productivité-coût salarial, nous considérons ensuite (Section 5) la distinction entre deux principales catégories de contrats de travail en Belgique: le contrat ouvrier (fonctions principalement manuelles) et celui d'employé (fonctions principalement intellectuelles). La motivation de cette distinction tient aux mécanismes de formation du coût salarial distinguant ces deux groupes.

Au sein des commissions paritaires pour les ouvriers, un barème est généralement défini en fonction de la catégorie dont relève le travailleur ; laquelle fait surtout référence à la nature de la tâche et la compétence nécessaire à sa bonne exécution. Par contre, chez les employés l’ancienneté et, partant, l’âge jouent un rôle important et explicite. La distinction ouvriers/employés peut donc receler une source institutionnelle d’asymétrie dans le degré d’alignement des coûts salariaux sur la productivité.

Et l’observation majeure parmi nos résultats, présentés dans la Section 5, est bien celle d’un moindre alignement du coût salarial sur la productivité dans le cas des *employés*. En cas de baisse de productivité avec l’âge, le fait que les grilles barémiques des ouvriers ne fassent pas expressément référence à l’ancienneté, pourrait expliquer la moindre détérioration du rapport productivité-coût salarial pour les premiers que nous observons.

Ce résultat est à considérer avec toutes les réserves d’usage. Il pose néanmoins question à l’heure où se discute de l’alignement des statuts ouvriers-employés, dans un contexte d’allongement des carrières. Nous retenons, qu’en l’état, l’employabilité des employés âgés apparaît plus faible que celle des ouvriers âgés.

## La formation en entreprise

Lorsqu’on évoque la question du vieillissement de la force de travail, invariablement, une des questions qui émergent est celle du rôle de la formation en entreprise, notamment celle de sa contribution à la lutte contre l’obsolescence des qualifications, la démotivation et, in fine, la baisse tendancielle de la productivité selon l’âge. A ce stade nous avons pu établir que le

vieillesse de la force de travail est synonyme, en Belgique, de baisse de productivité du travail au sein des firmes privées.

Une politique visant à soutenir le demande s'adressant aux travailleurs âgés, visant à relever le taux d'emploi senior, pourrait nécessiter soit de réformer le mécanisme de formation des salaires, en particulier les règles liant le niveau du salaire à l'ancienneté, soit d'introduire des réductions de coût salarial ciblées sur les seniors, protégeant le salaire-poche (Vandenberghe, 2011a).

Cependant, un effort de formation accru pourrait lui aussi compenser - à la source pourrait-on dire - le problème de baisse de productivité liée à l'âge.

Le hic vient de ce que beaucoup d'études montrent que les travailleurs plus âgés ont souvent moins accès, par choix ou par contrainte, à la formation en entreprise que les travailleurs plus jeunes. En Belgique notamment, la formation continue reste l'apanage des moins de 40 ans. Le paradoxe est qu'une concentration de la formation parmi les plus jeunes des employés peut être un facteur d'augmentation du handicap relatif de productivité et d'employabilité des travailleurs plus âgés.

Dans la Section 6, nous étudions cette question importante au moyen des données du Bilan Social intégré à Bel-first. Ces données présentent cependant l'inconvénient majeur de ne pas renseigner la répartition de formation entre les groupes d'âge au sein des entreprises. Il nous a seulement été possible d'isoler celles des entreprises qui, de manière régulière, déclarent consacrer des sommes d'argent à la formation de leurs travailleurs.

Les résultats de nos analyses économétriques au moyen de ces données sont conformes à l'idée que la formation accentue le handicap de productivité et d'employabilité des travailleurs plus âgés. On est tenté de conclure que la formation en entreprise – telle qu'elle est mise en œuvre aujourd'hui dans le secteur privé en Belgique, c'est-à-dire très vraisemblablement en étant organisée essentiellement au profit des travailleurs jeunes et d'âge intermédiaire – ne contribue pas à résorber le handicap de productivité affectant les travailleurs de plus de 50 ans. Que du contraire, en termes relatifs, ce handicap apparaît plus grand au sein des firmes qui consacrent au moins 1% de la masse salariale à la formation.

Cela n'invalide pas fondamentalement l'idée que la formation devrait être développée dans un contexte de vieillissement de la main d'œuvre. Simplement, il y a sans doute encore beaucoup d'efforts à déployer pour en faire un outil accessible et efficace, au profit des individus plus âgés.

## Les jeunes travailleurs

En écho au thème de cette étude, ce sont les travailleurs âgés (50-64) qui ont occupé le devant de la scène jusqu'ici dans ce rapport. Cependant, en fin de parcours, dans la Section 7, il nous a semblé utile de considérer plus attentivement la situation de leurs collègues les plus jeunes (18-29 ans).

Les résultats montrent – même s'ils sont de faible amplitude et, ce faisant, ne sont pas toujours très significatifs sur le plan statistique – qu'un accroissement de la part de ces jeunes conduit à une *augmentation* du ratio productivité-coût salarial. Pour rappel, l'effet correspondant chez les travailleurs âgés est une *baisse*, plus importante et toujours significative sur le plan statistique.

La première interprétation possible de ces résultats est celle d'un léger avantage des jeunes en termes d'employabilité par rapport aux travailleurs d'âge intermédiaire (30-49); et *d'un net avantage* des jeunes par rapport aux travailleurs âgés. Car, la « distance » totale en termes d'employabilité correspond à l'avantage qu'ont les jeunes par rapport aux individus d'âge intermédiaire, à laquelle s'ajoute l'avantage qu'ont ces derniers par rapport aux individus âgés.

Mais ce n'est pas la seule interprétation possible, compte tenu d'un phénomène régulièrement mis en avant par l'économie du travail: la *rémunération différée*. Les tenants de cette théorie voient dans le découplage asymétrique productivité-coût salarial, en début et en fin de carrière, la conséquence du recours aux contrats implicites, lesquels impliquent de « sous-payer » les travailleurs en début de contrat, et de les « sur payer » en fin de contrat.

Nos résultats empiriques indiquent, modestement, la possibilité de tels contrats. Mais il faut les considérer avec plusieurs réserves. Un. En fait de contrats implicites, nous n'observons rien directement. Car nous ne sommes pas en mesure de reconstituer la carrière salariale et productive des individus âgés de 50 à 64 ans que nous observons durant les années 2000. Nous ne pouvons que déceler des indices de contrats implicites ; en comparant la situation des cohortes de jeunes travailleurs à celle de leurs aînés à un moment donné du temps, et en faisant

formulant l'hypothèse que si un contrat implicite a été appliqué aux travailleurs âgés, il pourrait encore s'appliquer à leurs jeunes collègues dans des termes quasi identiques.

Deux. Lorsque nous restreignons l'analyse au secteur manufacturier, les estimations n'évoluent pas dans un sens qui soit davantage en phase avec l'hypothèse de contrats implicites. Or, c'est dans ce secteur qu'on s'attend à les rencontrer en plus grand nombre, vu l'importance des conventions et autres mécanismes de cadrage de la formation des salaires.

Trois. A supposer que de tels contrats implicites soient bien à l'œuvre – et contribuent ne serait-ce qu'en partie à la configuration mise en exergue dans nos analyses économétriques –, il faut s'entendre sur leur portée réelle en termes d'employabilité des travailleurs âgés. Ces contrats implicites traduisent une cohérence interne à la firme, mais qui n'est pas forcément compatible avec un objectif macro de maintien ou de développement du taux d'emploi au-delà de 50 ans.

Ces contrats organiseraient un découplage entre la chronologie des rémunérations (point de vue des travailleurs) et des coûts (point de vue des employeurs). En soi, cela n'affecte pas la marge moyenne des firmes par rapport à un modèle où le niveau de rémunérations serait à tout moment aligné sur celui de la productivité. Mais cela se traduit par une distribution décroissante du ratio productivité-coût salarial selon l'âge des travailleurs. Et le corollaire inéluctable d'un découplage significatif est que la relation de travail doit avoir *un terme bien précis*, lequel peut être inférieur à l'âge légal de la retraite ou celui souhaité par le décideur public.

Quatre. Le problème devient plus aigu encore lorsque les entreprises et secteurs recourant aux contrats implicites connaissent des difficultés économiques. De telles situations surviennent notamment lors de violents chocs conjoncturels et/ou sectoriels, comme ceux que nous connaissons aujourd'hui. Les firmes sont alors incitées à abaisser le terme implicite du contrat de manière à préserver l'équilibre intertemporel et intergénérationnel entre productivité (globalement à la baisse) et coûts salariaux.

Cinq. Les contrats implicites compliquent la reprise d'emploi parmi les chômeurs âgés. Car le nouvel employeur est enclin à formuler une offre salariale en phase avec le niveau contemporain de productivité du travailleur, voire moins en vertu du principe incitatif qui veut qu'un employeur gagne à faire progresser le salaire tout au long de la durée du contrat, au départ d'un point initial relativement bas. Or le travailleur (et sans doute une bonne partie de la

jurisprudence) se réfère au niveau de salaire plus élevé de l'entreprise quittée. Et à ce niveau, la probabilité qu'il retrouve un employeur est faible.

### **Comment tout ceci se traduit-il en termes de considérations et de recommandations politiques ?**

La plupart des économistes estiment que le principal obstacle à l'élévation du taux d'emploi chez les personnes âgées de 50 + réside au niveau de l'offre de travail : les (dés)incitants que les individus ont à rester sur le marché du travail. Il n'y a en effet aucun doute que la sécurité sociale a joué un rôle dans la baisse de l'offre de travail, et a contribué au faible taux d'emploi passé 50 ans. Mais notre recherche fournit des preuves solides que ce dernier pourrait également être lié à de fortes barrières à l'emploi du côté de la demande.

Les entreprises basées en Belgique font face à des désincitants financiers à employer des travailleurs âgés. La structure par âge/sexes des entreprises situées en Belgique est un déterminant clé de leur productivité. Un autre résultat qui compte beaucoup pour évaluer la capacité/volonté du secteur privé à employer un nombre croissant de personnes âgées dans la population active est celui de l'effet négatif de plus grandes parts des travailleurs âgés sur le rapport coût-productivité du travail. Ceci contribue à la faible employabilité des travailleurs âgés, et peut expliquer pourquoi les entreprises ont tendance à écarter ces travailleurs, ou à ne recruter que très exceptionnellement parmi les plus de 50 ans. Nos résultats montrent également qu'il y a peut-être un écart entre les sexes en termes d'employabilité passé 50 ans : celle des femmes apparaissant plus faible que celle des hommes. Toutefois, compte tenu du rôle probable de la réforme des pensions de 1997, il se pourrait que l'employabilité des femmes âgées soit ici mieux estimée, et en définitive plus représentative de la réalité, que celle des hommes.

Ces résultats - dans un contexte de hausse significative l'offre de travailleurs âgés, en raison de l'effet combiné de la démographie et des réformes restreignant l'accès aux (pré)retraites - appellent des initiatives politiques visant à stimuler l'employabilité des travailleurs/individus âgés. Car une offre de travail accrue appelle logiquement une demande à la hausse. Les stratégies privilégiant exclusivement l'offre induisent un double risque: *i)* celui qu'une partie importante des seniors n'ayant plus droit à une (pré)retraite, et ne trouvant pas d'emploi, viennent tout simplement gonfler les rangs de chômeurs, *ii)* celui de creuser les inégalités entre individus âgés incapables de prolonger leur activité et ceux (par exemple certains cadres) qui profiteraient à plein des mesures d'incitation au prolongement des carrières.

Bien sûr, la perspective macroéconomique de milliers emplois laissés vacants par les baby-boomers est rassurante. Mais progresser intelligemment sur la question de l'allongement des carrières requiert aussi de rassembler les conditions microéconomiques nécessaires à la restauration d'un vrai marché du travail pour les plus de 50 ans. Pour de ce groupe particulier, il s'agit de stimuler l'offre mais aussi sur la demande de travail, sans oublier les dispositifs assurant une bonne intermédiation entre les deux. Concrètement, cela implique la mise en place d'un véritable « Pacte de l'Age » comprenant au moins cinq ingrédients

- Un : développer massivement la formation continue de manière à contrer le risque de baisse de productivité et de déqualification lié à l'âge et ainsi préserver l'employabilité. La formation continue reste aujourd'hui l'apanage des moins de 40 ans.

- Deux : une meilleure ergonomie au travail pourrait aussi aider. Il y a des études de cas qui suggèrent que des améliorations de l'environnement de travail peuvent faire la différence. Récemment, BMW a fait l'expérience d'assigner à l'un de ses chaînes d'assemblage exclusivement du personnel de plus de 50 ans, à l'image de la situation attendue à partir de 2030 en Allemagne compte tenu du vieillissement. Au début, « la chaîne de montage des retraités » a été moins productive. Mais BMW est parvenu à compenser le handicap graduellement, via l'introduction de pas moins de 70 changements dans l'ergonomie des postes de travail (nouvelles chaises, chaussures à semelles compensées, loupes et tables réglables... ([The Economist, 2010](#))).

- Trois : éviter une trop forte (et trop mécanique) progression des salaires en fonction de l'ancienneté, laquelle contribue à découpler salaire et productivité à partir de 50 ans, ce qui incite les firmes à interrompre les carrières avant l'âge légal de la retraite, particulièrement lors de récessions ou restructurations importantes.

- Quatre : à condition que les partenaires sociaux s'engagent sur les points un et deux, baisser de façon sélective mais significative le coût-employeur du travail âgé sans diminution du salaire poche, par réduction des cotisations sociales. L'interruption précoce des carrières engendre deux types de coûts pour les pouvoirs publics : *i*) l'arrêt du versement des cotisations et impôts, *ii*) le transfert financier net au profit des préretraités, conséquence du droit à un revenu de remplacement. Promouvoir l'emploi âgé en réduisant voire en supprimant les cotisations revient à assumer tout ou partie du premier coût mais à faire l'économie du second. Nonobstant

les inévitables effets d'aubaine, il existe vraisemblablement une réelle possibilité de bénéfice net pour les comptes publics et sociaux.

- Cinq : développer une véritable intermédiation entre l'offre et la demande de travail âgé. Un régime de dispense de recherche d'emploi signifie, de facto, l'absence d'intervention des services publics de l'emploi en faveur de beaucoup de chômeurs âgés. Or la reprise d'emploi passé 50 ans est plus difficile et nécessite un effort particulier de la part de ces services. Il y a donc probablement lieu de les muscler.

## Bibliographie

- Acherberg, D.A, Caves, K. and Frazer, G. (2006), 'Structural Identification of Production Functions', Department of Economics, *Working Paper*, UCLA.
- Aubert, P. and B. Crépon (2003). 'La productivité des salariés âgés : une tentative d'estimation', *Economie et Statistique*, 368, pp. 95-119.
- Aubert, P. and B. Crépon (2007). 'Are older workers less productive. Firm-level evidence on age-productivity and age-wage profiles', *mimeo*, (French version published in *Economie et Statistique*, No 368).
- Bartelmans, E. J. and M. Doms (2000), 'Understanding productivity: lessons from longitudinal microdata', *Journal of Economic Literature*, Vol. 38(3), pp. 569-594.
- Becker, G. (1962), Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, *Journal of Political Economy*, 70(5), pp. 9-49.
- Blanchard, O. and J. Tirole (2008), "The joint design of unemployment insurance and employment protection. A first pass", *The Journal of the European Economic Association*, 6 (1), pp. 45-77.
- Blanchard, O., and J. Tirole (2004), "Redesigning the Employment Protection System", *De Economist*, 152 (1), pp. 1-20.
- Blöndal, S. & S. Scarpetta (1999), 'The Retirement Decision in OECD Countries', *OECD Economics Department Working Papers*, No 202, OECD, Economics Department, Paris.
- Blundell, R. and Bond, S. (2000), 'GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Functions', *Econometric Reviews*, 19(3), pp. 321-340.
- BNB (2010): <http://www.nbbmuseum.be/doc/seminar2010/fr/bibliographie/salaires/duree.pdf>, Banque National de Belgique.
- Cabinet de la Ministre de l'Emploi (2009), *Plan Emploi 2009*, Bruxelles [<http://www.milquet.belgium.be/fr/news/le-plan-emploi-2009-pour-faire-face-à-la-crise>]
- Cardoso, A., P. Guimarães and J. Varejão (2011), Are Older Workers Worthy of Their Pay? An Empirical Investigation of Age-Productivity and Age-Wage Nexuses, *De Economist*, 159(2): 95-111.
- Cataldi, A., S. Kampelmann and F. Rycx (2011), Productivity-Wage Gaps Among Age Groups: Does the ICT Environment Matter?, *De Economist*, 159(2): 193-221
- Crépon, B., N. Deniau, et S. Pérez-Duarte (2002). "Wages, Productivity, and Worker Characteristics: A French Perspective.", *Serie des Documents de Travail du CREST*, Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques.
- D'Addio, Keese and Whitehouse, (2010), Population ageing and labour markets, *Oxford Review of Economic Policy*, 26(4), pp. 613-635.
- Debande, O. & V. Vandenberghe (2008), *Investir dans le capital humain - Comprendre les ressorts d'une décision individuelle et sociale*, Academia Bruylant, Louvain-la-Neuve.
- Dorn, D. and A. Sousa-Poza, (2010), 'Voluntary and involuntary early retirement: an international analysis', *Applied Economics*, 42(4), pp. 427-438
- Dostie, B. (2011), Wages, Productivity and Aging, *De Economist*, 159(2), pp. 139-158.

- Eurostat (2010) : <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/themes>
- Euwals, R., R. de Mooij & D. van Vuuren (2009), Rethinking Retirement. From Participation Towards Allocation, *CBP working paper*, No 80, The Hague.
- Fitzenberger, B. & R. Schnabel and G. Wunderlich, (2004), 'The gender gap in labor market participation and employment: A cohort analysis for West Germany', *Journal of Population Economics*, 17(1), pp. 83-116.
- Göbel, Ch. and Th. Zwick (2009), Age and productivity: evidence from linked employer-employee data, *ZEW Discussion Papers*, No. 09-020, ZEW, Mannheim.
- Griliches, Z. and J. Mairesse (1995), Production functions: the search for identification. *NBER working paper, No 5067*, NBER, Ma.
- Gruber, J. and D. A. Wise (Ed.) (2004), *Social Security Programs and Retirement around the World: Micro-Estimation*, NBER Book Series - International Social Security, University of Chicago Press.
- Grund, Ch. and N. Westergård-Nielsen (2008), 'Age structure of the workforce and firm performance', *International Journal of Manpower*, 29(5), pp. 410-422.
- Hellerstein, J. and D. Neumark (2007), Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set, in *Hard-to-Measure Goods and Services: Essays in Honor of Zvi Griliches*, Ernst R. Berndt and Charles R. Hulten (editors).
- Hellerstein, J.K. and D. Neumark (1995), Are Earning Profiles Steeper than Productivity Profiles: Evidence from Israeli Firm-Level Data, *The Journal of Human Resources*, 30(1), pp. 89-112.
- Hellerstein, J.K., D. Neumar, and K. Troske (1999), Wages. Productivity. and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations. *Journal of Labor Economics*, 17(3), pp. 409-446.
- Kalwij, A. and F. Vermeulen (2008). "Health and labour force participation of older people in Europe: what do objective health indicators add to the analysis?", *Health Economics*. Vol. 17 (5). May 2008. pp. 619-638.
- Konings J and S. Vanormelingen (2011), The Impact of Training of Productivity and Wages: Firm-level Evidence, *CES-Discussion Paper*, KUL, Leuven.
- Lallemand, T. & F. Rycx (2009), Are Young and Old Workers Harmful for Firm Productivity?, *De Economist*, 157, pp. 273-292.
- Lazear, E.P. (1979), Why is there mandatory retirement?, *Journal of Political Economy*, 87(6), pp. 1261-1284.
- Lefèbvre, M. (2010), Retraite et chômage en Belgique : les jeunes bénéficient-ils des préretraites ? *Reflets et Perspectives*, XLVII(3), pp. 7-16.
- Levinsohn, J. and A. Petrin (2003), 'Estimating production functions using inputs to control for unobservables', *Review of Economic Studies*, 70(2), pp. 317-341.
- Malmberg, B., T. Lindh. T and M. Halvarsson (2008), Productivity Consequences of Workforce Ageing: Stagnation or Horndal Effect?, in: Prskawetz, A., D. Bloom, W. Lutz (eds.): *Population Aging, Human Capital Accumulation and Productivity Growth*, Population and Development Review, Supplement to Vol. 34, pp. 238-256.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York, Columbia University Press.

- Mitchell, O.S. and G. S. Fields (1984), The Economics of Retirement Behavior, *Journal of Labor Economics*, 2(1), pp. 84-105.
- Moretti, E. and J. M. Perloff (2002), Efficiency Wages, Deferred Payments, and Direct Incentives in Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 84(4), pp. 1144-1155.
- OCDE (2006), Vieillesse et politiques de l'emploi : Vivre et travailler plus longtemps, OCDE, Paris.
- Olley, G.S, and A. Pakes (1996), The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry, *Econometrica*, 64(6), pp. 1263-1297;
- Peracchi, F. and F. Welch (1994), 'Trends in Labor Force Transitions of Older Men and Women', *Journal of Labor Economics*, 12(2), pp. 210-242.
- Pozzebbon, S & Mitchell, O.S, (1989), Married Women's Retirement Behavior, *Journal of Population Economics*, 2(1), pp. 39-53.
- Saint-Paul, G. (2009), Does Welfare State Make Older Workers Unemployable, *CEPR Discussion Paper*, No 7490.
- Skirbekk, V. (2004), Age and individual productivity: a literature survey, in: Feichtinger, G. (ed): *Vienna yearbook of population research 2004*. Vienna: Austrian Academy of Sciences Press, pp. 133-153.
- Skirbekk, V. (2008), 'Age and productivity capacity: Descriptions, causes and policy options', *Ageing Horizons*, 8, pp. 4-12.
- Stefan Staubli, S. & J. Zweimüller (2011), Does Raising the Retirement Age Increase Employment of Older Workers? The Austrian Center for Labor Economics and the Analysis of the Welfare State, Working Paper No 1113, Linz, Austria.
- Syverson, C. (2011), What Determines Productivity?, *Journal of Economic Literature*, 49(2), pp 326–365.
- The Economist (2010), The silver tsunami. Business will have to learn how to manage an ageing workforce, *The Economist*, Schumpeter column, Feb. 6<sup>th</sup>.
- Van Ark, B., and E. Monnikhof (1996) Size Distribution of Output and Employment: A Data Set For Manufacturing Industries in Five OECD Countries, 1960s-1990, OECD, *Economics Department Working Paper* No. 166.
- van Ours, J.C. and L. Stoeldraijer (2011), 'Age, Wage and Productivity in Dutch Manufacturing', *De Economist*, 159(2), pp. 113-137.
- Vandenberghe, V. (2011a), Boosting the employment rate of older men and women. An empirical assessment using Belgian firm-level data on productivity and labour costs, *De Economist*, 159(2), pp. 159-191.
- Vandenberghe, V. (2011b), Firm-level Evidence on Gender Wage Discrimination in the Belgian Private Economy, *Labour: Review of Labour Economics and Industrial Relations*, 25(3), pp. 330-349.
- Vandenberghe, V. (2011c), Peut-on se passer des préretraites? *Reflets & Perspectives de la vie économique*, De Boeck Université, vol. 0(4), pages 107-124
- Werding, M. (2007), Ageing, Productivity and Economic Growth: A Macro-level Analysis, *PIE/CIS Discussion Paper*, No 338, Center for Intergenerational Studies, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.

Weaver, D. (1994), The Work and Retirement Decision of Older Women: A Literature Review, *Social Security Bulletin*, 57(1), pp. 1-24.

## Annexes

### Annexe 1 : Regroupement par secteur (Industrie, commerce, services) et signification de codes NACE2

10="I\_Industries alimentaires "

11="I\_Fabrication de boissons"

12="I\_Fabrication de produits à base de tabac"

13="I\_Fabrication de textiles"

14="I\_Industrie de l'habillement"

15="I\_Industrie du cuir et de la chaussure"

16="I\_Travail du bois et fabrication d'articles en bois et en liège, à l'exception des meubles; fabrication d'articles en vannerie et sparterie"

17="I\_Industrie du papier et du carton"

18="I\_Imprimerie et reproduction d'enregistrements"

19="I\_Cokéfaction et raffinage"

20="I\_Industrie chimique"

21="I\_Industrie pharmaceutique"

22="I\_Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique"

23="I\_Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques"

24="I\_Métallurgie"

25="I\_Fabrication de produits métalliques, à l'exception des machines et des équipements"

26="I\_Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques"

27="I\_Fabrication d'équipements électriques"

28="I\_Fabrication de machines et d'équipements n.c.a."

29="I\_Construction et assemblage de véhicules automobiles, de remorques et de semi-remorques"

30="I\_Fabrication d'autres matériels de transport"

31="I\_Fabrication de meubles"

32="I\_Autres industries manufacturières"

33="I\_Réparation et installation de machines et d'équipements"

35="I\_Production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné"

36="I\_Captage, traitement et distribution d'eau"

37="I\_Collecte et traitement des eaux usées"

38="I\_Collecte, traitement et élimination des déchets; récupération"

39="I\_Dépollution et autres services de gestion des déchets"

41="I\_Construction de bâtiments; promotion immobilière"

42="I\_Génie civil"

43="I\_Travaux de construction spécialisés"

---

45="C\_Commerce de gros et de détail et réparation véhicules automobiles et de motocycles"

46="C\_Commerce de gros, à l'exception des véhicules automobiles et des motocycles"

47="C\_Commerce de détail, à l'exception des véhicules automobiles et des motocycles"

---

49="S\_Transports terrestres et transport par conduites"

50="S\_Transports par eau"

51="S\_Transports aériens"

52="S\_Entreposage et services auxiliaires des transports"

53="S\_Activités de poste et de courrier"

55="S\_Hébergement"

56="S\_Restauration"

58="S\_Édition"

59="S\_Production de films cinématographiques, de vidéo et de programmes de télévision; enregistrement sonore et édition musicale"

60="S\_Programmation et diffusion de programmes de radio et de télévision"

61="S\_Télécommunications"

62="S\_Programmation, conseil et autres activités informatiques"

63="S\_Services d'information"

64="S\_Activités des services financiers, hors assurance et caisses de retraite"

65="S\_Assurance, réassurance et caisses de retraite, à l'exclusion des assurances sociales obligatoires"

66="S\_Activités auxiliaires de services financiers et d'assurance"

68="S\_Activités immobilières"

69="S\_Activités juridiques et comptables"

70="S\_Activités des sièges sociaux; conseil de gestion"

71="S\_Activités d'architecture et d'ingénierie; activités de contrôle et analyses techniques"

72="S\_Recherche-développement scientifique"

73="S\_Publicité et études de marché"

74="S\_Autres activités spécialisées, scientifiques et techniques"

75="S\_Activités vétérinaires"

77="S\_Activités de location et location-bail"

78="S\_Activités liées à l'emploi"

79="S\_Activités des agences de voyage, voyagistes, services de réservation et activités connexes"

80="S\_Enquêtes et sécurité"

81="S\_Services relatifs aux bâtiments; aménagement paysager"

82="S\_Services administratifs de bureau et autres activités de soutien aux entreprises"

92="S\_Organisation de jeux de hasard et d'argent"

93="S\_Activités sportives, récréatives et de loisirs"

94="S\_Activités des organisations associatives"

95="S\_Réparation d'ordinateurs et de biens personnels et domestiques"

96="S\_Autres services personnels"

97="S\_Activités des ménages en tant qu'employeurs de personnel domestique"

98="S\_Activités indifférenciées des ménages en tant que producteurs de biens et services pour usage propre"

99="S\_Activités des organisations et organismes extraterritoriaux"