

**WERK VOOR OUDEREN IN BELGIË:  
WERKT HET BELEID?**

**L'EMPLOI DES SENIORS EN BELGIQUE :  
QUELLES POLITIQUES POUR QUELS EFFETS ?**

Bart COCKX  
Universiteit Gent

Muriel DEJEMEPPE  
Bruno VAN DER LINDEN  
Université catholique de Louvain

In samenwerking met/Avec la collaboration de  
Andrea ALBANESE  
Corinna GHIRELLI  
Catherine SMITH  
Yannick THUY

Februari 2017/Février 2017

Dit rapport is het resultaat van een onderzoek (WOLDEMP) dat tewerkstel- lingsbevorderende maatregelen voor oudere werknemers evalueert. De FOD Wetenschapsbeleid heeft deze studie in het kader van het programma “Samenleving en Toekomst” gefinancierd. (contract n° TA/00/11).

Het onderzoek werd verricht onder leiding van de professoren Bart Cockx (Sherppa, Universiteit Gent), Muriel Dejemeppe (IRES, Université catholique de Louvain) et Bruno Van der Linden (FNRS & IRES, Université catholique de Louvain).

De auteurs bedanken Andrea Albanese, Corinna Ghirelli, Catherine Smith en Yannick Thuy voor hun belangrijke en waardevolle bijdragen aan deze studie. Ze bedanken eveneens het begeleidingscomité van dit onderzoek voor het commentaar dat ze in de loop van het proces leverden.

Dit onderzoek zou niet zijn opgestart, noch beëindigd zonder de steun van de federale diensten Wetenschapsbeleid. De auteurs danken Wetenschapsbeleid hiervoor van harte, in het bijzonder Aziz Naji, beheerder van het onderzoeks-programma. Ze danken ook de Kruispuntbank voor Sociale Zekerheid, in het bijzonder Chris Brijs, voor de zeer waardevolle samenwerking in het ter beschikking stellen van de onderzoeksgegevens.

Tenslotte danken de auteurs Anne Davister, Séverine Dinjar, Sébastien Schillings en Claudine Stage van het onderzoeksinstituut IRES en Sandy Vanlaer van de Vakgroep Sociale Economie (UGent) voor hun logistieke en administratieve ondersteuning gedurende heel het onderzoeksproces.

Ce rapport est le résultat d'une recherche sur l'évaluation des politiques d'emploi en faveur des travailleurs âgés (WOLDEMP), financée par la Politique scientifique fédérale dans le cadre du programme «Société et Avenir» (contrat n° TA/00/11).

La recherche a été mise en œuvre sous la direction des professeurs Bart Cockx (Sherppa, Universiteit Gent), Muriel Dejemepe (IRES, Université catholique de Louvain) et Bruno Van der Linden (FNRS & IRES, Université catholique de Louvain).

Les auteurs remercient Andrea Albanese, Corinna Ghirelli, Catherine Smith et Yannick Thuy pour leurs nombreux et précieux apports à cette étude. Ils remercient également le comité d'accompagnement de la recherche pour ses commentaires tout au long de celle-ci.

Cette recherche n'aurait pu voir le jour ni aboutir sans le soutien de la Politique scientifique fédérale que les auteurs remercient vivement. Ils tiennent en particulier à remercier Aziz Naji, administrateur du programme de recherche. Ils remercient aussi la Banque Carrefour de la Sécurité Sociale, en particulier Chris Brijs, pour sa très précieuse collaboration dans la mise à disposition des données.

Enfin, les auteurs remercient vivement Anne Davister, Séverine Dinjar, Sébastien Schillings et Claudine Stage de l'IRES ainsi que Sandy Vanlaer du Vakgroep Sociale Economie (UGent) pour leur soutien logistique et administratif tout au long de cette recherche.

## TABLE DES MATIERES

<b>1. INTRODUCTION</b> .....	1
1. LES POLITIQUES D'EMPLOI EN FAVEUR DES TRAVAILLEURS ÂGÉS AU COURS DES ANNÉES 2000 .....	3
1.1 Les politiques favorisant le retour en emploi.....	4
1.2 Les politiques favorisant le retour en emploi et le maintien en emploi.....	5
1.3 Les politiques visant à retarder la sortie de l'emploi des travailleurs âgés.....	6
1.4 Mesures visant à maintenir plus longtemps les travailleurs âgés dans la population active .....	7
2. LE CHOIX DES POLITIQUES ÉVALUÉES .....	11
BIBLIOGRAPHIE.....	15
<b>2. ANALYSE MACRO-ÉCONOMÉTRIQUE DU PACTE DE SOLIDARITÉ ENTRE LES GÉNÉRATIONS</b> .....	16
1. INTRODUCTION.....	16
2. AMPLEUR DES POLITIQUES D'EMPLOI EN FAVEUR DES TRAVAILLEURS ÂGÉS AU COURS DES ANNÉES 2000 – 2008 .....	18
3. QUELS SONT LES EFFETS ATTENDUS DES POLITIQUES SUR LE TAUX D'EMPLOI ? .....	19
4. LES DONNÉES.....	23
5. LA MÉTHODE .....	26
5.1 Principe de la méthode .....	26
5.2 Elaboration du contre-factuel.....	27
5.3 Précisions méthodologiques .....	28
6. LES RÉSULTATS ET LEURS INTERPRÉTATIONS .....	29
6.1 Impact sur le groupe d'âge 50-59 ans .....	32
6.2 Impact sur le groupe d'âge 35-44 ans .....	33
7. TESTS DE ROBUSTESSE .....	34
8. CONCLUSION .....	36

BIBLIOGRAPHIE.....	38
ANNEXES .....	39
<b>3. PERMANENTE LOONLASTENVERLAGINGEN VOOR OUDERE WERKNEMERS. EFFECTIEF INSTRUMENT VOOR BEHOUD VAN TEWERKSTELLING EN VOOR UITSTEL VAN BRUGPENSIOEN?</b> .....	40
1. VRAAGSTELLING EN VERWACHTINGEN.....	41
2. DATA .....	45
3. METHODE.....	45
4. RESULTATEN .....	48
5. KOSTEN-BATENANALYSE .....	51
6. BESLUIT .....	53
BIBLIOGRAFIE.....	54
<b>4. HET TIJDSKREDIET EINDELOOPBAAN. VERLENGT HET DE BEROEPSLOOPBAAN?</b> .....	56
1. PROBLEEMSTELLING.....	57
2. WAT WE AL WETEN .....	58
3. GRADUELE PENSIONERING IN BELGIË: HET TIJDSKREDIET EINDELOOPBAAN.....	59
4. DATA EN METHODE.....	60
5. RESULTATEN EN KOSTEN-BATENANALYSE .....	62
5.1. Overlevingskans in werk .....	62
5.2. Invloed op de uitstroom naar verschillende uittredekanalen.....	64
5.3. Heterogeniteit van het effect.....	65
5.4. Kosten-batenanalyse .....	66
6. BESLUIT EN BELEIDSAANBEVELINGEN .....	67
BIBLIOGRAFIE.....	68

<b>5. AUGMENTER L'ÂGE LÉGAL DE LA RETRAITE : UN MOYEN EFFICACE POUR AUGMENTER L'EMPLOI ? L'EXPÉRIENCE DU REPORT DE L'ÂGE LÉGAL DE 63 À 64 ANS POUR LES FEMMES</b> .....	70
1. INTRODUCTION .....	71
2. LE RELÈVEMENT DE L'ÂGE LÉGAL DE LA PENSION DES FEMMES : CONTEXTE.....	72
3. LE RELÈVEMENT DE L'ÂGE LÉGAL DE LA PENSION : EFFETS ATTENDUS SUR L'EMPLOI .....	74
3.1 Absence d'anticipation de la réforme.....	75
3.2 Anticipation de la réforme .....	77
4. DONNÉES ET CRITÈRES D'ÉVALUATION.....	78
5. MÉTHODE D'ÉVALUATION .....	80
6. RÉSULTATS .....	82
6.1 Le taux de retraitées sans emploi en 2006 : baisse très sensible .....	83
6.2 Le taux d'emploi en 2006 : hausse sensible.....	84
6.3 Le taux d'inactivité hors pension légale en 2006 : hausse très sensible.....	85
6.4 Le taux de retraitées (à partir de l'âge légal) après une transition directe de l'emploi en 2011 : absence d'effet.....	86
6.5 Le taux d'emploi en 2005.....	88
7. CONCLUSION .....	89
BIBLIOGRAPHIE.....	89
<b>6. RÉSUMÉ ET ENSEIGNEMENTS</b> .....	91
1. EVOLUTION DU TAUX D'EMPLOI DES TRAVAILLEURS ÂGÉS EN BELGIQUE .....	91
2. FACTEURS INSTITUTIONNELS .....	93
2.1 Stratégie européenne .....	93
2.2 Politique des gouvernements actuels .....	93
3. RÉSUMÉ DES ÉVALUATIONS ET ENSEIGNEMENTS.....	95
3.1 Le Pacte de solidarité entre les générations (PSG) .....	95
3.2 Les réductions de cotisations sociales ciblées sur les travailleurs âgés.....	96
3.3 Le crédit-temps fin de carrière.....	99

3.4	<i>Le report de l'âge normal de la retraite.....</i>	101
4.	<i>VERS UN CHANGEMENT EN PROFONDEUR DE LA GESTION DES CARRIÈRES ?.....</i>	101
	<i>BIBLIOGRAPHIE.....</i>	103

# 1. INTRODUCTION

En Belgique, comme dans les autres pays de l'OCDE, le vieillissement de la population pose diverses questions parmi lesquelles figure celle du financement des retraites du régime légal (le «premier pilier»). Cette dernière soulève notamment la question de la (re)distribution des revenus nets entre générations.

Un rapport de l'OCDE sur le vieillissement et les politiques de l'emploi en Belgique datant de 2003 décrivait la situation de l'époque comme suit «Durant plus de deux décennies, la Belgique a favorisé une politique de mise à l'écart des travailleurs âgés<sup>1</sup> à travers l'orientation des politiques publiques, les pratiques des entreprises et l'aspiration de certaines catégories professionnelles à un avancement de l'âge de la retraite. Il y a eu un développement généralisé des cessations anticipées d'activité au travers de nombreuses formules relativement généreuses» (OCDE, 2003, p.11). Cette orientation politique s'appuyait sur des raisonnements de la nature suivante<sup>2</sup>. Quand il fut clair que les chocs économiques négatifs des années septante n'étaient pas transitoires<sup>3</sup>, la perspective d'une économie moins riche en emplois apparaissait confirmée par la persistance d'un chômage élevé, en particulier parmi les jeunes. Les travailleurs âgés occupés de l'époque attribuaient une valeur positive à leurs emplois (sinon, ils l'auraient spontanément quitté). Mais, continuait l'argument, cette valeur était, en moyenne, inférieure à celle accordée par les chômeurs et les jeunes entrants sur le marché du travail. L'Etat pouvait donc créer un gain net pour la collectivité en stimulant le retrait de travailleurs âgés de l'emploi en vue de les remplacer par des jeunes. Lorsque les entreprises étaient en restructuration ou en difficulté avérée, il y eut rapidement des dérogations à la règle de remplacement. En pareil cas, les mécanismes de cessation anticipée d'activité étaient vus simplement comme des alternatives à un licenciement inéluctable. En pratique, les dérogations au principe de remplacement furent fréquentes<sup>4</sup> et gérées parfois de manière à tout le moins sous-optimale (Cour des Comptes, 2013). En outre, de nombreux travaux ont mis en doute le lien de causalité entre le retrait (des âgés) de la population active et chômage des jeunes (dans le

---

1 Le seuil d'âge retenu est, en pratique, variable. Le seuil de 45 ans apparaît dans un certain nombre de cas. Celui de 50 ans est plus fréquent. Il est parfois porté à 55 ans.

2 Voir, par exemple, Drèze (1986).

3 Déséquilibres sérieux et durables sur le marché du travail dans la foulée de hausses marquées des prix des produits pétroliers.

4 «Dans les faits, l'accès à la prépension à partir de 58 ans est pratiqué par les travailleurs comme un droit individuel; de nombreuses conventions sectorielles précisent d'ailleurs les conditions dans lesquelles ce droit peut être exercé. (...) L'employeur est dispensé de l'obligation de remplacement dans 57 % des cas. Dans certains secteurs, principalement pour les ouvriers, le paiement de l'indemnité complémentaire à charge de l'employeur est liquidé par un Fonds de sécurité d'existence alimenté par une cotisation à charge de tous les employeurs du secteur – ce qui, d'une certaine manière, incite chaque employeur individuel à utiliser le Fonds.» OCDE (2003, p. 75). Selon le rapport de la Cour des Comptes (2013), les dérogations accordées dans le cadre de la prépension conventionnelle, représentait, fin 2011, environ un tiers des prépensions (p. 5).



cas belge, voir notamment de la Croix et Pestieau, 2007, de la Croix *et al*, 2009, Joustien *et al*, 2010).

Dès les années nonante, sont apparues des mesures allant en principe à l'encontre des cessations anticipées d'activité. A titre d'exemple, le Plan Avantage à l'Embauche, apparu en 1995, subventionnait de manière temporaire et dégressive l'embauche de travailleurs sans emploi. Le seuil de durée d'inoccupation ouvrant le droit à la subvention était plus bas en cas de recrutement de travailleurs de plus de 50 ans. Le relèvement graduel de l'âge de la retraite des femmes de 60 à 65 ans à partir de 1997 est en principe un autre exemple<sup>1</sup>.

Nonobstant ces initiatives des années nonante et du début des années 2000, plusieurs indicateurs usuels du marché du travail singularisaient la Belgique en 2005 au sein de l'Union européenne (UE). Selon les chiffres d'Eurostat, le *taux d'emploi*<sup>2</sup> s'y élevait, à 41,7 % et 22,1 % respectivement pour les hommes et les femmes âgés entre 55 et 64 ans, alors que les mêmes taux étaient respectivement de 53,2 % et 35,5 % en moyenne au sein de l'Union européenne des quinze (UE15). Le *taux de participation* au marché du travail (ou *taux d'activité*<sup>3</sup>) pour les personnes entre 55 et 64 ans est également très faible en Belgique. En 2005, il était de 43,4 % pour les hommes et de 23,4 % pour les femmes alors que les mêmes chiffres pour l'UE15 étaient de 56,8 % et 37,8 %.

Suite notamment aux recommandations de la Commission européenne<sup>4</sup> et de l'OCDE, le gouvernement belge a adopté en décembre 2005 la loi relative au «Pacte de solidarité entre les générations» (désigné par la suite par l'acronyme «PSG»). L'objectif principal du PSG est la gestion de la fin de carrière, rebaptisée «vieillessement actif», qui vise à limiter le retrait précoce du marché du travail. De nombreuses politiques ont été mises en œuvre à partir de 2006 dans le cadre du PSG. Elles peuvent être regroupées en quelques catégories : les mesures visant à prévenir le licenciement de travailleurs âgés celles visant à améliorer leur transition du chômage vers l'emploi; celles visant à retarder leur retrait du marché du travail.

---

<sup>1</sup> En soi, en effet, ce relèvement incite à prolonger la carrière. Cependant, pour celles qui se trouvent dans une des formules de cessation anticipée d'activité, ce relèvement *peut* signifier une simple prolongation de la période durant laquelle la personne bénéficie d'un dispositif plus généreux que la retraite légale. Le chapitre 5 du rapport étudie les effets de ce relèvement de l'âge légal de la retraite des femmes.

<sup>2</sup> Le taux d'emploi est le rapport entre le nombre de personnes en emploi et la population totale. Pour calculer le taux d'emploi d'une classe d'âge donnée, le numérateur et le dénominateur du taux sont restreints à cette classe d'âge.

<sup>3</sup> Le taux de participation ou taux d'activité est le rapport entre le nombre de personnes actives, qu'elles soient en emploi ou à la recherche active d'un emploi, et la population totale. Pour calculer le taux d'emploi d'une classe d'âge donnée, le numérateur et le dénominateur du taux sont restreints à cette classe d'âge.

<sup>4</sup> Nous faisons ici référence aux lignes directrices 2003-2005 de la Commission européenne destinées à guider les politiques nationales de l'emploi en vue d'atteindre un taux d'emploi de 70 % pour le groupe des 20-64 ans et de 50 % pour les travailleurs âgés (55 à 64 ans) à l'horizon 2010 dans l'Union européenne.

Ce rapport résume les résultats des recherches menées depuis 2012 au sein du Sherppa (Université de Gand) et de l'IRES (Université catholique de Louvain). Ces travaux scientifiques portent sur les effets de plusieurs politiques et réformes menées dans les années 2000. Elles relèvent toutes des catégories indiquées à l'instant. Le choix de cette période est guidé par la nécessité de ne retenir que des mesures pour lesquelles l'identification d'un lien de cause à effet est possible, par le temps requis pour mener à bien des évaluations rigoureuses, par la nécessité d'un recul temporel suffisant pour observer les effets et par les délais de mise à disposition de données (individuelles) complètes et validées. Le contexte actuel est à certains égards différent de celui des années 2000. Dans le chapitre de conclusion de ce rapport, nous tirons les enseignements de nos travaux qui nous paraissent pertinents dans le contexte actuel.

Nos travaux ont cherché à aborder l'éventail des catégories de mesures rappelé ci-dessus et à produire des conclusions robustes quant à leurs effets. De plus, chaque fois que cela a été possible, nous ne nous sommes pas limités à des effets sur l'emploi ou sur la participation au marché du travail d'un travailleur âgé moyen participant à la mesure évaluée. Nous avons en effet cherché à voir si les effets étaient hétérogènes, en particulier selon le genre et les groupes d'âge et de qualification. Nous avons aussi cherché à identifier des effets sur des indicateurs autres que les nombres d'emploi ou de personnes actives. Pour cela, nous avons réuni de l'information sur, par exemple, la nature de l'emploi et la santé. Soulignons néanmoins d'emblée que tous nos travaux s'appuient sur des données macro ou micro-économiques de nature quantitative et administrative. Ce choix, qui présente de nombreux avantages (notamment, l'accès à des échantillons statistiques de taille suffisante), détermine cependant les mesures possibles de la qualité de l'emploi ou de la santé.

Ce chapitre introductif se structure de la manière suivante. Une première section brosse un panorama des dispositifs présents dans les années 2000. Une seconde section justifie le choix des politiques évaluées au cours de cette recherche : les allègements de cotisations sociales patronales introduits en 2002 et ciblés sur les travailleurs de 58 ans et plus; le crédit-temps à temps partiel accessible à partir de 2002 sans limite de durée aux travailleurs de plus de 50 ans; le relèvement de l'âge légal de la retraite des femmes de 63 à 64 ans en janvier 2006.

## **1. LES POLITIQUES D'EMPLOI EN FAVEUR DES TRAVAILLEURS ÂGÉS AU COURS DES ANNÉES 2000**

La grande majorité des mesures en faveur de l'emploi des travailleurs âgés ont été prises au niveau du pouvoir fédéral et nous n'aborderons que brièvement les mesures régionales dont nous avons connaissance. Notre objectif ici est d'offrir un panorama d'ensemble des mesures, pas d'en fournir tous les détails. La première vague de politiques fédérales ciblées sur les âgés est intervenue en 2002. Ensuite, le PSG a été voté en décembre 2005 par le gouvernement fédéral. Il a introduit de nouvelles mesures en faveur de l'emploi des

travailleurs âgés et a également contribué à élargir l'accès aux politiques préexistantes. Notons que d'une politique ciblée à l'autre, le seuil d'âge à partir duquel un travailleur est considéré comme âgé peut être de 45 ou de 50 ans. Comme l'indique le titre de cette section, *nous nous centrons ici sur les dispositifs présents dans les années 2000* puisque nos évaluations portent sur un certain nombre d'entre elles. *L'objectif de cette section n'est donc pas de fournir un panorama complet des modifications législatives intervenues jusqu'à aujourd'hui.* Une brève évocation de ces changements ne sera présentée que pour les dispositifs que nous avons évalués. Nous nous centrons également sur les mesures visant le secteur privé.

### **1.1 Les politiques favorisant le retour en emploi**

Prolongeant le Plan Avantage à l'Embauche introduit dans les années nonante, le plan Activa apparaît en 2002. Il octroie à l'employeur qui embauche un chômeur de longue durée d'au moins 45 ans<sup>1</sup> une réduction de cotisations patronales<sup>2</sup> et une allocation de 500 € par mois<sup>3</sup>.

Deux autres politiques ont été introduites en 2002 afin d'encourager les travailleurs âgés à retrouver un emploi. La première mesure est le système de cellule pour l'emploi qui a pour objectif d'offrir un reclassement professionnel aux travailleurs âgés licenciés. Les travailleurs d'au moins 45 ans et en service depuis au moins 1 an qui étaient licenciés avaient le droit de bénéficier d'une cellule pour l'emploi (organisée et financée par l'employeur), mais l'employeur n'avait pas l'obligation d'en informer le travailleur. A la suite du PSG, en mars 2006, l'employeur fut obligé d'informer les travailleurs licenciés. C'est également depuis cette date que, dans le cadre des licenciements collectifs, l'employeur est tenu de mettre en place une cellule pour l'emploi pour les travailleurs d'au moins 45 ans et en service depuis au moins 1 an qu'il licencie, et que les travailleurs sont obligés d'y participer sous peine de sanction pour chômage volontaire. L'employeur est également tenu de payer une indemnité de reclassement égale au salaire normal pour chaque mois durant lequel les travailleurs licenciés collectivement sont inscrits dans la cellule pour l'emploi et pendant une période de maximum 6 mois. La deuxième politique est le complément de reprise du travail de 166 €<sup>4</sup> au bénéfice du travailleur et à charge de l'assurance chômage accordé pour une durée

---

1 Le plan Activa concerne aussi les personnes âgées de moins de 45 ans mais les conditions à remplir en termes de durée de chômage sont plus strictes.

2 Pour les chômeurs étant restés au moins 156 jours inscrits comme demandeurs d'emploi (au cours du mois de l'engagement et des 9 mois qui précèdent), la réduction est de 1.000 € le trimestre de l'engagement et les 4 trimestres suivants et de 400 € les 16 trimestres suivants. Pour les chômeurs étant restés au moins 312 jours inscrits comme demandeurs d'emploi (au cours du mois de l'engagement et des 18 mois qui précèdent), la réduction est de 1.000 € le trimestre de l'engagement et les 20 trimestres suivants.

3 L'allocation n'est octroyée qu'à l'employeur qui recrute un chômeur étant resté au moins 468 jours inscrit comme demandeur d'emploi (au cours du mois de l'engagement et des 27 mois qui précèdent).

4 Source : Rapport 2005 du Conseil supérieur de l'emploi, p. 128.

indéterminée aux chômeurs complets indemnisés de 50 ans au moins qui reprennent le travail (un travail salarié ou une fonction comme statutaire) ou qui s'installent comme indépendant, qui ont au moins 20 ans de carrière professionnelle et qui bénéficient du complément d'ancienneté<sup>1</sup>.

Ensuite, le PSG a permis l'introduction des vacances seniors en 2007. Le principe des vacances seniors est d'accorder des jours de vacances ainsi qu'une allocation de vacances à charge de l'ONEM<sup>2</sup> aux personnes de 50 ans et plus qui ont repris le travail et qui n'ont normalement pas droit à une période complète de vacances.

La Flandre a, quant à elle, introduit en avril 2006 une subvention à l'embauche d'un demandeur d'emploi d'au moins 50 ans. Cette subvention est octroyée aux employeurs privés dont le siège est situé en Région flamande. La prime est octroyée sur base trimestrielle et son montant dépend du salaire trimestriel brut<sup>3</sup>. Cette prime régionale est cumulable avec les réductions de cotisations patronales fédérales.

## **1.2 Les politiques favorisant le retour en emploi et le maintien en emploi**

La diminution pérenne des cotisations sociales patronales pour les travailleurs âgés poursuit le double objectif de favoriser leur embauche et de retarder leur sortie de l'emploi<sup>4</sup>. En 2002, le législateur a prévu une exonération des cotisations patronales de 400 € par trimestre pour les travailleurs de 58 ans et plus; en 2004, cette exonération a été élargie aux travailleurs d'au moins 57 ans («réduction A»). Cette mesure a été renforcée par le PSG en 2007 en accordant une réduction de cotisations patronales pour les travailleurs de 50 ans et plus dont le salaire trimestriel brut de référence est inférieur à 12.000 € («réduction B»). La réduction s'élève à 50 € par trimestre pour un travailleur de 50 ans et augmente de 50 € par année d'âge. Etant donné que les deux types de réductions sont cumulables à partir de 57 ans, pour un travailleur de 65 ans, la réduction atteint 800 € par trimestre à condition que son salaire trimestriel soit inférieur à 12.000 €. Les allègements de cotisations sociales patronales ciblées sur les travailleurs de 50 ans et plus représentaient 0,6 %

---

<sup>1</sup> A partir de 2009, les travailleurs d'au moins 50 ans qui ne peuvent pas justifier un passé professionnel de 20 ans ont également droit à un complément de reprise du travail mais temporaire (36 mois maximum) et dégressif.

<sup>2</sup> L'ONEM est une institution publique de sécurité sociale qui gère le système d'assurance-chômage ainsi que certaines mesures pour l'emploi. Il est aussi compétent pour le système d'interruption de carrière et de crédit-temps évoqué plus loin.

<sup>3</sup> Pour un salaire trimestriel brut entre 2.400 et 4.200 € par trimestre, la prime est de 1.200 € par trimestre. Pour un salaire trimestriel brut entre 4.200 et 6.000 € par trimestre, la prime est de 2.100 € par trimestre. Pour un salaire trimestriel brut entre 6.000 à 10.500 € par trimestre, la prime est de 3.000 € par trimestre. Pour un salaire trimestriel dépassant 10.500 € par trimestre, la prime est de 4.500 € par trimestre. Voir De Lathouwer (2010).

<sup>4</sup> La réduction structurelle de cotisations sociales patronales peut être combinée au maximum avec une réduction groupe-cible. La réduction concernant les travailleurs âgés entre dans cette catégorie.

(respectivement, 0,7 %) du coût salarial de ces travailleurs en 2007 (respectivement, en 2008).

Ce dispositif d'allègement ciblé de cotisations sociales patronales a connu depuis des changements importants. Tout d'abord, dans le cadre du «plan de relance», quatre forfaits trimestriels sont apparus en janvier 2013 : un allègement de cotisations de 400 € entre 54 et 57 ans, un autre de 1.000 € entre 58 et 61 ans, un montant plus élevé de 1.500 € entre 62 et 64 ans, enfin un allègement de 800 € à partir de 65 ans. Ces allègements sont attribués si le salaire trimestriel brut est inférieur à 13.401 € (plafond de 2015). Ensuite, du fait de la sixième réforme de l'Etat, les réductions ciblées de cotisations sociales sont devenues une compétence des Régions. Celles-ci ont procédé récemment ou procèdent au vote d'une réglementation en ces matières.

### ***1.3 Les politiques visant à retarder la sortie de l'emploi des travailleurs âgés***

Des mesures ont tout d'abord été prises pour permettre aux travailleurs âgés de réduire leur temps de travail afin qu'ils restent plus longtemps en emploi. La première mesure, l'interruption de carrière à temps partiel, date de 1985. Cette mesure était accessible aux travailleurs de tout âge, travaillant dans le secteur public ou privé, et offrait la possibilité de réduire son temps de travail d'un cinquième, d'un quart, d'un tiers ou de moitié pour une période d'un an. L'employeur devait donner son accord et était tenu de remplacer le travailleur en interruption par une personne au chômage. Les travailleurs en interruption de carrière avaient droit à une allocation de l'ONEM pour compenser leur perte de revenu. En 1994, la Flandre a décidé d'octroyer une compensation supplémentaire aux travailleurs en interruption de carrière qu'elle appelle la prime d'encouragement («*aanmoedigingspremie*»). Cette prime est octroyée aux travailleurs flamands en interruption de carrière et qui se sont vus octroyer l'allocation de l'ONEM. Le montant de la prime d'encouragement dépend du secteur où la personne travaille.

Par la suite, en 2002, l'interruption de carrière à temps partiel a été remplacée dans le secteur privé par le crédit temps à temps partiel mais les travailleurs qui bénéficiaient de l'ancien régime avant 2002 ont pu continuer à l'utiliser. Le crédit temps prévoit que les travailleurs avec au moins 5 ans de carrière professionnelle salariée et 2 ans d'ancienneté chez l'employeur peuvent réduire leur temps de travail de moitié (pendant 24 mois) ou d'un cinquième (pendant 60 mois). Avec l'introduction du crédit temps, l'allocation de l'ONEM pour compenser en partie la perte de revenu a été revue à la hausse. Pour le crédit temps, et contrairement à l'interruption de carrière, l'employeur n'a plus l'obligation de remplacer le travailleur bénéficiant du crédit temps par un chômeur. En 2002, le système de crédit temps de fin de carrière permet aux travailleurs de 50 ans et plus, comptant au moins 20 ans de carrière comme salarié et une ancienneté de 5 ans chez l'employeur, de réduire leurs prestations d'un cinquième ou de moitié jusqu'à leur retraite, contrairement au régime général où la durée est limitée, et de bénéficier d'une allocation de l'ONEM plus généreuse.

Suite au PSG, la condition d'ancienneté chez l'employeur afin d'accéder au crédit temps de fin de carrière a été assouplie de 5 ans à 3 ans en 2007.

Depuis le 2012, les conditions d'accès au crédit-temps de fin de carrière ont été resserrées : il n'est plus accessible qu'aux travailleurs d'au moins 55 ans avec au moins 25 ans de carrière comme salarié et deux années d'ancienneté chez l'employeur actuel. Il existe des exceptions où l'accès est permis dès l'âge de 50 ans (être occupé dans une entreprise reconnue en restructuration ou en difficulté, avoir exercé suffisamment longtemps un métier reconnu comme lourd). Depuis 2015, l'octroi d'une allocation de fin de carrière n'est possible qu'à partir de 60 ans (avec des exceptions à 55 ans).

Ensuite, le gouvernement a pris des mesures pour favoriser l'adéquation entre le profil des travailleurs âgés et l'emploi qu'ils occupent, d'une part, en adaptant leurs conditions de travail et, d'autre part, en favorisant les formations sur le lieu de travail. En 2004, le gouvernement a introduit le fonds de l'expérience professionnelle qui accorde des subventions aux employeurs présentant des projets qui visent à améliorer les conditions de travail des travailleurs de 55 ans et plus. Ce seuil d'âge a été étendu aux 45 ans et plus par le PSG en 2006<sup>1</sup>.

#### ***1.4 Mesures visant à maintenir plus longtemps les travailleurs âgés dans la population active***

Il y a tout d'abord eu le durcissement des conditions pour devenir chômeur âgé non demandeur d'emploi. Avant la réforme de 2002, tous les chômeurs complets indemnisés depuis au moins un an et âgés d'au moins 50 ans pouvaient demander à être dispensés de l'obligation d'être inscrits comme demandeur d'emploi, de se présenter au contrôle communal et d'être disponible sur le marché du travail. Dès juillet 2002, deux types de dispenses sont introduites; la dispense maximale et minimale. La dispense maximale dispense de l'obligation de se présenter au contrôle communal<sup>2</sup>, d'être inscrit comme demandeur d'emploi et d'être disponible sur le marché de l'emploi. La dispense minimale se limite à une dispense de présentation au contrôle communal et de l'inscription d'office auprès d'une agence locale pour l'emploi. Depuis 2002, seuls les chômeurs de 58 ans et plus peuvent bénéficier de la dispense maximale sans autre condition. Les chômeurs entre 50 et 57 ans doivent désormais avoir bénéficié d'allocations de chômage pendant au moins un an au cours des deux années précédentes et une condition de passé professionnel a été

---

<sup>1</sup> En 2010, une prime de passage d'un travail lourd à un travail léger a également été introduite. Les travailleurs d'au moins 50 ans ayant effectué un travail lourd depuis au moins 5 ans avec une perte de revenus brute qui s'élève au moins à 265,3 € par mois (montant indexé valable au 1<sup>er</sup> février 2012) peuvent recevoir une prime de l'ONEM pour compenser leur perte de salaire.

<sup>2</sup> L'obligation de se soumettre au contrôle de pointage organisé par les communes a été supprimée à partir du 15 décembre 2005.

introduite progressivement<sup>1</sup>. Les chômeurs de 50 ans et plus qui bénéficient des allocations de chômage depuis un an au moins mais qui ne répondent pas aux conditions de passé professionnel peuvent bénéficier de la dispense minimale.

En 2013, l'âge à partir duquel une demande de dispense d'inscription comme demandeur d'emploi peut être introduite a été porté à 60 ans. En 2015, sans entrer dans le détail des mesures transitoires, les chômeurs doivent demeurer disponibles pour le marché du travail jusqu'à 65 ans mais, à partir de 60 ans, une recherche active d'emploi n'est plus exigée.

Bien que ne faisant pas partie des mesures du PSG, l'élargissement du dispositif d'Activation du Comportement de Recherche d'emploi (ACR) aux demandeurs d'emploi indemnisés âgés entre 40 et 49 ans<sup>2</sup> en 2006 fait partie des politiques visant à maintenir les travailleurs âgés (ici les 45-49 ans) au sein de la population active. Ce dispositif, mis en œuvre par l'ONEM, consiste en effet à convoquer les chômeurs indemnisés de longue durée pour des entretiens individuels périodiques durant lesquels un facilitateur de l'ONEM évalue leurs activités de recherche d'emploi. Si l'intensité de recherche est jugée insuffisante, le chômeur court alors un risque de réduction ou de suspension, temporaire ou non, des allocations de chômage. Parallèlement à la mise en place de la procédure d'ACR, les services publics régionaux de l'emploi ont renforcé l'accompagnement des chômeurs (entretiens individuels de diagnostic, parcours d'insertion, aides à la recherche d'emploi, formations, etc.). Mais alors qu'en 2006, le FOREM et Actiris ciblaient leurs efforts sur les chômeurs de moins de 50 ans, le VDAB prévoyait quant à lui un accompagnement spécifique des demandeurs d'emploi jusqu'à l'âge de 52 ans.

Durant la décennie actuelle, le public de chômeurs soumis à l'ACR a été étendu jusqu'à l'âge de 55 ans, puis, actuellement, à 60 ans. L'application de ce contrôle relève actuellement de la responsabilité des Régions.

Le PSG a également modifié les règles en ce qui concerne la prépension<sup>3</sup> en cas de restructuration. L'âge et la condition de carrière ont été maintenus (minimum 60 ans avec 35 ans de carrière pour les hommes et 28 pour les femmes) mais à partir de 2007, le

---

<sup>1</sup> Cette condition de passé professionnel a été introduite progressivement. En 2002, la dispense maximale était accordée :

- Aux chômeurs âgés de 56 ans au moins qui bénéficiaient des allocations de chômage depuis un an au moins. L'âge de 56 ans a été porté à 57 an entre le 1er juillet 2003 et le 30 juin 2004;
- Aux chômeurs entre 50 et 55 ans qui bénéficiaient des allocations de chômage depuis un an au moins et qui prouvent un passé professionnel d'au moins 36 ans. L'âge de 55 ans a été porté à 56 ans à partir du 1er juillet 2003 et à 57 ans à partir du 1er juillet 2004. De la même manière, les 36 ans de passé professionnel ont été portés à 37 ans à partir du 1er juillet 2003 et à 38 ans à partir du 1er juillet 2004.

<sup>2</sup> Ce dispositif ne concernait jusque-là que les demandeurs d'emploi indemnisés de moins de 40 ans.

<sup>3</sup> L'appellation «chômage avec complément d'entreprise» a remplacé celle de prépension. Cette dernière était cependant d'usage dans les années 2000. Ceci justifie le maintien de l'ancienne appellation dans ce rapport.

travailleur doit participer activement à une cellule pour l'emploi pendant 6 mois et doit aussi rester disponible sur le marché de l'emploi jusqu'à l'âge de 58 ans.

Des restrictions ont également été apportées au système de retrait anticipé en 2008. En ce qui concerne la prépension conventionnelle, à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2008, l'âge minimal passe de 58 à 60 ans en l'absence de régime dérogatoire. La condition de passé professionnel a été progressivement relevée. Selon les dispositions prises à l'époque, pour la prépension conventionnelle à 60 ans, la condition de passé professionnel passe de 30 ans en 2008 à 35 ans en 2012 pour les hommes et progressivement de 26 ans en 2008 à 35 ans en 2028 pour les femmes. En cas de longue carrière, la prépension conventionnelle peut être octroyée à partir de 58 ans. Dans ce cas, la condition de carrière augmente progressivement de 35 ans en 2008 à 38 ans en 2012 pour les hommes et de 30 ans en 2008 à 38 ans en 2014 pour les femmes<sup>1</sup>. A partir d'avril 2006, les indemnités complémentaires octroyées par les employeurs ou un fonds sectoriel en plus d'allocations de chômage sont soumises à une retenue de sécurité sociale et à une cotisation patronale. Sont ici particulièrement visées, les pseudo-prépensions (encore appelées «Canada Dry»). A partir de 2008, une part des prépensionnés doit rester disponible sur le marché du travail. Cette part est cependant très limitée. A titre d'exemple, le Bureau fédéral du Plan comptabilise 2.800 prépensionnés demandeurs d'emploi en 2010, chiffre que l'on comparera à 117.000 prépensionnés classés comme inactif en moyenne au cours de cette même année.

De nouvelles restrictions ont été introduites plus récemment. De 2012 à 2019, l'âge minimal d'accès à la pension légale anticipée passe de 60 à 63 ans (la condition de carrière étant en 2019 de 42 ans). Si l'on fait abstraction des nombreuses exceptions (restructurations, régime de la construction et du travail de nuit, très longues carrières), l'âge minimal d'accès au régime de chômage avec complément d'entreprise (ex-prépension conventionnelle) passe de 60 à 62 ans en janvier 2015. Quarante années de passé professionnel sont requises pour les hommes. Pour les femmes, l'exigence passe de 31 années en 2015 à 40 années en 2024.

En ce qui concerne les pensions de retraite, depuis 1996, l'âge de la pension des femmes, qui était de 60 ans à l'époque, s'ajuste progressivement à celui des hommes. En juillet 1997, l'âge normal de la pension et la condition de carrière des femmes ont augmenté d'un an, soit 61 ans avec une carrière complète de 41 ans. Depuis, l'âge normal de la pension et la condition de carrière des femmes augmentent d'un an tous les deux ans pour atteindre 65 ans et une carrière complète de 45 ans en janvier 2009. Le gouvernement fédéral actuel a, sauf exception, porté l'âge légal de la pension de retraite (des hommes et des femmes) à 66 ans à partir de 2025, puis à 67 ans à partir de 2030.

Un bonus pension a également été introduit en 2007 à la suite du PSG. Les travailleurs d'au moins 62 ans ou qui prouvent une carrière professionnelle de 44 ans reçoivent un bonus

---

<sup>1</sup> Nous n'entrons ici pas davantage dans le détail des mesures concernant par exemple les métiers lourds ou les entreprises en restructuration.



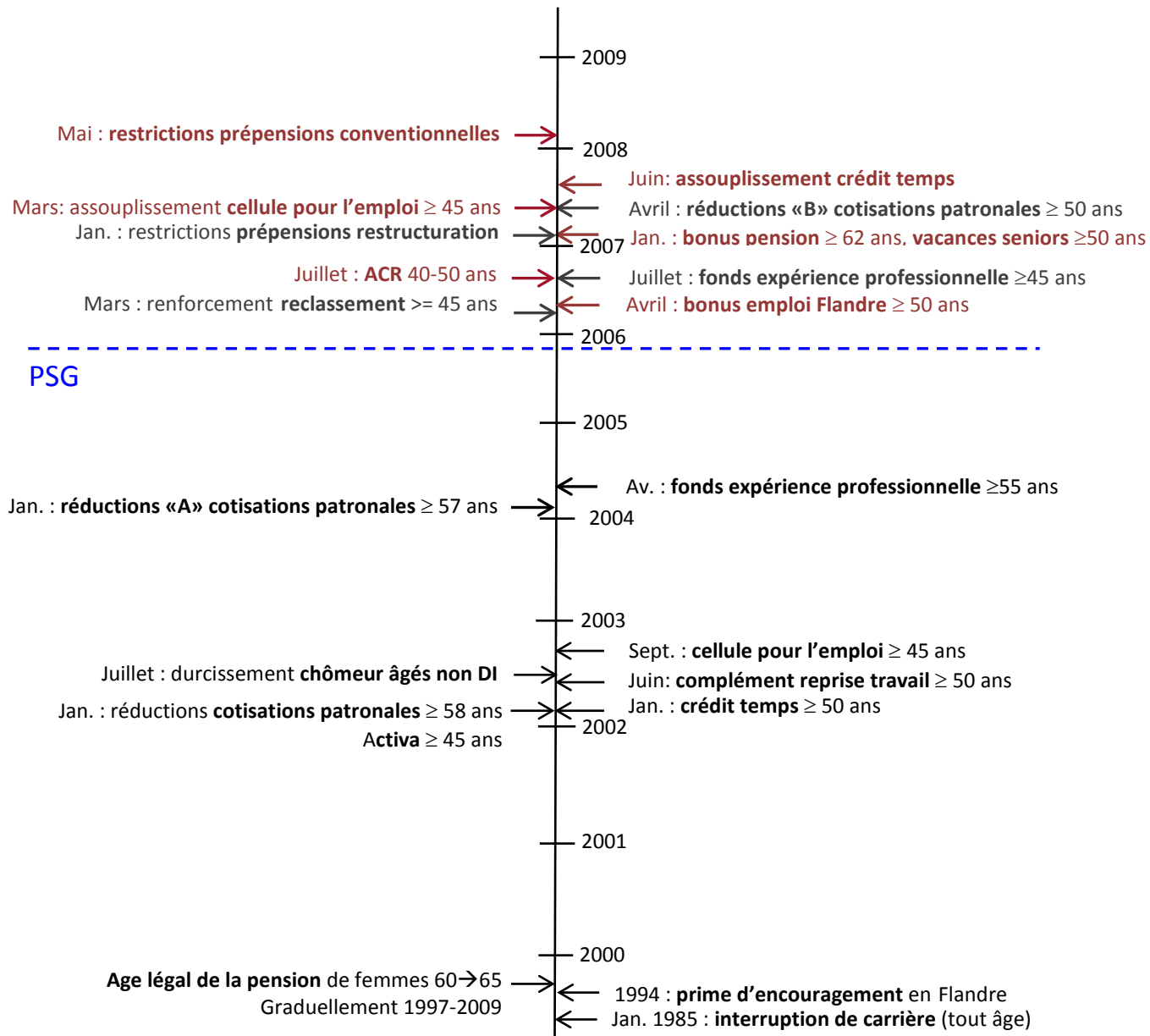
pension de 2 € par journée d'occupation effective à temps plein démontrée à partir de l'âge de 62 ans<sup>1</sup>.

Toutes les mesures décrites dans les paragraphes précédents sont reprises sur la ligne du temps de la figure 1 avec leur date d'entrée en vigueur. Etant donné les politiques évaluées par la suite, la figure se limite à la période couvrant les années 2000 à 2009. Notons l'apparition d'un nombre important de politiques après le premier trimestre de 2007. La problématique des travailleurs âgés est connue depuis longtemps mais il y a visiblement eu un renforcement des actions du gouvernement à destination des travailleurs âgés à la suite du PSG.

---

<sup>1</sup> Avec un plafond de 624 € par année complète de travail. Le bonus pension a été supprimé en janvier 2015.

Figure 1. Les politiques belges en faveur de l'emploi des travailleurs âgés dans les années 2000



## 2. LE CHOIX DES POLITIQUES ÉVALUÉES

Une première étude vise à porter une appréciation d'ensemble sur les mesures prises dans la foulée de la signature du PSG. Cette étude, de nature macro-économétrique, est l'objet du chapitre 2. Une telle étude est nécessairement limitée : prenant les mesures du PSG comme un tout, elle ignore l'hétérogénéité de celles-ci; elle s'appuie aussi sur un nombre restreint d'observations. Pour affiner l'évaluation, les autres analyses portent sur des politiques spécifiques. Ces analyses sont de nature micro-économétrique. Elles portent sur un nombre assez élevé d'observations relatives à des individus. Nous avons étudié trois politiques :

1. Les allégements de cotisations sociales patronales introduits en 2002 et ciblés sur les travailleurs de plus de 57 ans (chapitre 3);
2. Le crédit-temps à temps partiel accessible à partir de 2002 sans limite de durée aux travailleurs de plus de 50 ans, appelé «crédit temps de fin de carrière» (chapitre 4);
3. Le relèvement de l'âge légal de la retraite des femmes de 63 à 64 ans en janvier 2006 (chapitre 5).

Ces politiques ont été retenues sur base de trois critères : (i) la participation significative de femmes; (ii) la possibilité de mener avec rigueur une évaluation micro-économétrique non expérimentale (puisque aucune réforme introduite en Belgique n'a pris la forme d'une expérience sociale contrôlée); (iii) le souhait de couvrir certaines dimensions importantes de la conception des dispositifs : politiques «préventives» (prévention de la perte d'emploi) et «curatives» (réinsertion professionnelle); politiques coercitives et incitatives.

Ces évaluations ont deux objectifs principaux: (i) l'identification des facteurs de succès (relatifs) des diverses politiques ciblées sur les âgés selon les indicateurs de performance disponibles dans les données administratives (taux de transition depuis et vers l'emploi, taux de retrait du marché du travail, durée et rémunération de l'emploi, état de santé,...); (ii) l'identification des possibles arbitrages entre le succès en terme d'emploi et la qualité de l'emploi et/ou la distribution des effets au sein de la population ciblée.

Les deux premières politiques évaluées tentent de prévenir le licenciement de travailleurs âgés ou leur retrait précoce du marché du travail. Il s'agit de mesures «incitatives préventives». Depuis 2004, la réduction permanente de contributions sociales employeurs dans le cas de travailleurs de plus de 57 ans entend agir du côté de la demande de travail. En plus de chercher à prévenir le licenciement de travailleurs âgés, cette réduction peut aussi favoriser leur réinsertion professionnelle par l'abaissement du coût de recrutement du travailleur âgé. Encore faut-il que la réduction de cotisations sociales patronales ne se retrouve pas *in fine* absorbée par les hausses de salaire brut et que cette réduction soit d'ampleur suffisante pour combler l'éventuel décalage entre la productivité de ces travailleurs et leur coût. L'objectif de cette étude est de mesurer l'impact de cette réduction permanente de coût sur le maintien en emploi, sur le temps de travail et sur le salaire. Même si l'échantillon retenu englobait un nombre élevé d'hommes et de femmes, l'évaluation n'a pu être menée à bien pour ces dernières car les conditions nécessaires à l'identification d'un effet causal de la réduction de cotisations sociales n'étaient réunies que pour les hommes.

Du côté de l'offre de travail, les autorités belges cherchent à réduire le retrait précoce du marché du travail en encourageant l'emploi à temps partiel à l'approche de la fin de la carrière (autre mesure «incitative préventive»). A la base, il y a l'idée qu'à partir d'un certain âge des travailleurs ne peuvent plus faire face physiquement ou mentalement aux exigences d'un emploi à temps plein. En réduisant le rythme de travail à ce moment on peut éviter un

retrait total de la population active avant l'âge officiel de la retraite. Est éligible au crédit-temps à temps partiel et ce, jusqu'à l'âge légal de la retraite, tout travailleur de plus de 50 ans remplissant certaines conditions (ancienneté, etc.). Sous l'âge de 50 ans, les travailleurs sont aussi éligibles mais pour une période d'au plus 5 ans et le complément de revenu est moindre. Notre objectif est d'évaluer si le crédit-temps à temps partiel dit «de fin de carrière» ralentit effectivement les retraits du marché du travail et, dans ce cas, si l'allongement de l'occupation à temps partiel représente une plus longue durée cumulée de travail par comparaison avec l'occupation plus brève à temps-plein en l'absence de la mesure. En outre, nous nous demanderons si cette politique ralentit les transitions vers la maladie et l'invalidité. L'analyse est menée séparément pour les hommes et pour les femmes.

Un dernier ensemble de mesures pénalise le départ de travailleurs âgés (politiques «coercitives préventives»). Tant l'accroissement de l'âge minimal de la préretraite de 58 à 60 ans en 2008 que le relèvement graduel de l'âge de la retraite des femmes de 60 à 65 ans (relèvement d'une année tous les 3 ans entre 1997 et 2009) font partie de cette catégorie. Vu le focus de cette recherche, la dernière réforme est apparue particulièrement intéressante vu qu'elle concerne les femmes. De plus, en lien avec le débat politique récent sur le relèvement de l'âge légal de la retraite, il importe d'informer les décideurs des conséquences d'une telle réforme. L'obligation de travailler plus longtemps ne va en effet pas maintenir en emploi toutes les personnes concernées : une part des travailleuses déjà hors de l'emploi au moment de la réforme ne va pas entrer en emploi pour une courte période et une part des femmes en emploi va prématurément se retirer du marché du travail en recourant à un des statuts disponibles. En outre, le relèvement de l'âge de la retraite étant connu de longue date, il est possible que les comportements s'ajustent bien avant le moment précis du relèvement de l'âge de la retraite. Le relèvement par étape de l'âge de la retraite est exploité pour étudier ces effets. Compte tenu des données collectées pour l'étude des autres politiques, notre analyse porte spécifiquement sur le relèvement de l'âge légal de la retraite des femmes de 63 à 64 ans en janvier 2006.

Il est clair que nous n'avons pas couvert tout l'éventail des politiques ciblées sur le public des travailleurs âgés. Bien que les réductions permanentes de cotisations patronales visent aussi à promouvoir l'embauche, nous n'avons pas évalué de pures subventions temporaires à l'embauche. Le plan d'embauche Win-Win entré en vigueur le 1<sup>er</sup> janvier 2010 pour une période limitée de deux ans est un exemple majeur. Outre l'embauche des jeunes peu scolarisés et des chômeurs de longue durée, ce plan visait à stimuler spécifiquement l'embauche de demandeurs d'emploi indemnisés de 50 ans et plus via une allocation de travail substantielle payée par l'ONEM («plan Win-Win 50+»). L'évaluation d'une subvention à l'embauche, comme Win-Win 50+, présente toutefois une grande particularité : ne bénéficie de la politique que des chômeurs qui trouvent un emploi. Sans entrer ici dans les détails techniques, la construction de la situation contrefactuelle (mesurant ce qui serait advenu en l'absence de la politique) est donc particulièrement complexe lorsqu'on s'intéresse à l'impact sur les transitions du chômage vers l'emploi. L'évaluation la plus

convaincante porte non pas sur le public qui a bénéficié de la mesure mais sur le groupe complet que l'on a l'intention d'aider par la mesure. L'analyse préliminaire des données reçues de la Banque Carrefour de la Sécurité Sociale a cependant révélé un taux de recours à ce Win-Win 50+ trop faible au sein de la population éligible. Nous avons donc renoncé à cette évaluation.

Le renforcement des conditions d'éligibilité aux allocations de chômage pour les âgés (politiques "coercitives curatives") eut aussi pu être évalué. Nous avons entrepris des démarches en vue de mesurer l'impact d'une exigence de recherche active d'emploi. Dans ce but, nous comptons exploiter la discontinuité introduite par la politique de contrôle de l'effort de recherche d'emploi apparue en 2004. L'extension de ce contrôle aux demandeurs d'emploi indemnisés âgés entre 40 et 49 ans en 2006 aurait permis de contraster la trajectoire de ce groupe et celle des chômeurs d'un âge quelque peu supérieur à 49 ans, qui à l'époque n'étaient pas soumis à ce contrôle<sup>1</sup>. L'accès aux données requises s'est malheureusement révélé impossible.

La suite du rapport se structure de la manière suivante. Le chapitre 2 résume l'étude macro-économétrique. Les trois chapitres suivants portent sur les évaluations micro-économétriques avec dans l'ordre les réductions permanentes ciblées de cotisations sociales, le crédit temps «de fin de carrière» et le relèvement de l'âge de la retraite des femmes. Chaque chapitre débute par un résumé.

---

<sup>1</sup> Une telle analyse aurait suivi la méthodologie décrite dans Cockx *et al* (2011).

## **BIBLIOGRAPHIE**

Cockx, B., Dejemepe, M. et Van der Linden, B., (2011), *Evaluation de l'activation du comportement de recherche d'emploi*, Gand, Société et Avenir, Academia Press.

Cour des Comptes, (2013), *Prépension en cas de restructuration*, Rapport adopté le 9 janvier 2013. Cour des comptes, Belgique.

de la Croix D. et P. Pestieau, (2007), Réformer le système des retraites belge, *Regards Economiques* 51, Université catholique de Louvain.

de la Croix D., Pierrard O. et H. Sneessens, (2009), Les travailleurs âgés prennent-ils la place des jeunes ?, *Brèves de l'IWEPS*, 7, janvier. Institut wallon de l'évaluation, de la prospective et de la statistique, Belgrade, Belgique.

De Lathouwer, L., (2010), De tewerkstellingspremie 50+. Aanwerving van 50-plussers in crisistijden, *Over.Werk*, 1/2010, pp. 60-72.

Drèze J. H., (1986), Work-sharing: some theory and recent European experience, *Economic Policy*, 1 (3), 562 – 619.

Jousten A., M. Lefèbvre, S. Perelman and P. Pestieau, (2010), The effects of early retirement on youth unemployment: The case of Belgium, in Gruber J. and D. A. Wise, *Social Security and Retirement around the World: The relationship to youth unemployment*, University of Chicago Press. <http://www.nber.org/books/grub08-1>

OCDE, (2003), *Vieillesse et politiques de l'emploi : Belgique*, OCDE, Paris.

## 2. ANALYSE MACRO-ÉCONOMÉTRIQUE DU PACTE DE SOLIDARITÉ ENTRE LES GÉNÉRATIONS<sup>1</sup>

Muriel Dejemeppe<sup>2</sup>, Catherine Smith<sup>3</sup> et Bruno Van der Linden<sup>4</sup>

### Résumé

*L'objectif de cette étude est d'évaluer l'impact des politiques du Pacte de Solidarité entre les générations (PSG) prises comme un tout. Nous nous intéressons aux travailleurs salariés du secteur privé et à la période allant du deuxième trimestre de 2007 au deuxième de 2008. Tant pour les hommes que pour les femmes de 50 à 59 ans, nous concluons que le taux d'emploi observé est supérieur aux prévisions d'un modèle estimant ce qu'il serait advenu en l'absence du PSG. Ces résultats suggèrent que les politiques du PSG ont eu un impact positif sur le taux d'emploi des âgés. Cependant, compte tenu de la précision des prévisions, on ne peut rejeter l'hypothèse selon laquelle cet impact est nul. Un impact négatif, mais lui aussi non significativement différent de zéro, est détecté sur le taux d'emploi des salariés du privé âgés de 35 à 44 ans. Le prolongement de cette évaluation au-delà du milieu de 2008 n'est pas possible en raison du développement d'un éventail de mesures de soutien de l'emploi suite au déclenchement de la crise financière.*

### 1. INTRODUCTION

Sans nier l'existence de mesures ciblant les travailleurs âgés avant la signature du Pacte de Solidarité entre les générations (PSG), ce dernier a marqué un tournant dans la mesure où il a été suivi par l'introduction de mesures nouvelles et le renforcement de mesures existantes. Le chapitre introductif s'est fait l'écho de ces changements.

La loi relative au PSG prévoyait que le Conseil National du Travail l'évalue. L'objectif de l'évaluation prévue par la loi était de «déterminer si le taux d'emploi des 55 ans et plus a augmenté, depuis 2005, une fois et demie de plus que l'augmentation moyenne dans les autres pays européens» (Claes, 2012, p. 76). Le Conseil National du Travail n'a finalement pas été en mesure d'y parvenir tant les points de vue entre les partenaires sociaux divergeaient (Arcq, 2011)<sup>5</sup>. Notre étude ne

---

<sup>1</sup> Ce chapitre synthétise l'article suivant : "Did the Intergenerational Solidarity Pact increase the employment rate of older workers in Belgium ? A macro-econometric evaluation", *IZA Journal of Labor Policy*, 2015, 4 (17) qui est disponible sur <https://izajolp.springeropen.com/articles/10.1186/s40173-015-0040-y>. Les auteurs remercient l'ONSS pour sa collaboration au niveau de la mise à disposition des données.

<sup>2</sup> IRES, Economic School of Louvain, Université catholique de Louvain. Email: [Muriel.dejemeppe@uclouvain.be](mailto:Muriel.dejemeppe@uclouvain.be)

<sup>3</sup> A l'IRES à l'époque de l'étude. Actuellement à Bruxelles-Formation. Ce texte n'engage en rien cette institution.

<sup>4</sup> Fonds de la Recherche Scientifique-FNRS et IRES, Economic School of Louvain, Université catholique de Louvain. Email: [Bruno.vanderlinden@uclouvain.be](mailto:Bruno.vanderlinden@uclouvain.be)

<sup>5</sup> FEB (2011), Federgon (2011) et Serroyen (2011), par exemple, développent des points de vue spécifiques sur la question.

cherche pas à réaliser ce qui ne put l'être à l'époque. En effet, l'objectif assigné ne nous paraît guère approprié. Au-delà de l'exigence arbitraire («une fois et demie»), rien ne permet de croire que l'évolution moyenne du taux d'emploi en Europe fournit une bonne quantification de ce qui serait advenu en Belgique en l'absence du PSG (le «contre-factuel» dont nous reparlerons plus loin). En outre, diverses mesures autres que les celles du PSG ont été prises en réponse à la crise financière de 2008. Elles ont notamment affecté les travailleurs âgés, rendant, selon nous, illusoire l'identification d'un effet du PSG *pris dans sa globalité* au-delà du déclenchement de cette crise.

L'objectif de l'étude résumée dans ce chapitre-ci est d'évaluer l'impact des politiques du PSG sur le taux d'emploi des travailleurs âgés *séparément* pour les hommes et les femmes. Nous réalisons une analyse statistique au niveau *macro-économique*, ce qui signifie que nous ne faisons pas de distinction entre les différentes politiques du PSG : elles sont considérées dans leur ensemble. Les chapitres ultérieurs, en revanche, étudieront les effets de politiques particulières.

L'impact du PSG sur le taux d'emploi par genre est évalué au cours d'une période de 5 trimestres allant du deuxième trimestre de 2007 («2007q2») au deuxième de 2008 («2008q2»). Nous commençons l'évaluation en 2007 car, au vu de la deuxième section de ce chapitre, les politiques décidées dans le cadre du PSG sont seulement montées en charge à partir de cette année. La rupture observée en 2007 s'explique avant tout par la mise en œuvre de réductions de cotisations patronales pour les travailleurs à partir de 50 ans. Cependant, d'autres mesures sont aussi apparues ou ont pris de l'ampleur à partir de 2007, si bien que notre évaluation porte bien sur un ensemble de dispositifs issus du PSG. Nous arrêtons l'évaluation au début de la crise financière de 2008. Ceci s'impose à nous car nous devons éviter de mêler les effets du PSG et ceux des politiques introduites en réponse à cette crise. Notre méthode d'évaluation consiste à comparer l'évolution *effective* du taux d'emploi des seniors entre 2007q2 et 2008q2 à une évolution de référence, à savoir l'évolution qui aurait été observée en l'absence du PSG (le contre-factuel)<sup>1</sup>. Cette situation de référence n'est évidemment pas observable, mais nous faisons l'hypothèse qu'elle peut être *prédite* sur base de la relation *estimée* entre le taux d'emploi des seniors et le niveau de l'activité économique pour une période *antérieure* à 2007q2. Nous cherchons donc à savoir si la hausse du taux d'emploi des travailleurs âgés après le premier trimestre de 2007 est essentiellement attribuable aux conditions économiques favorables de l'époque ou si le PSG a joué un rôle déterminant.

La population principale d'intérêt aura 50 ans au moins (plus de précision par la suite) car seules quelques mesures du PSG ciblent la population à partir de 45 ans. La seconde catégorie d'intérêt est formée de travailleurs plus jeunes (âgés de 35-44 ans). Nous tenons en effet à vérifier si les mesures prises dans le cadre du PSG ont nui à cette catégorie de travailleurs que le PSG ne cible pas.

La suite du texte est structurée de la manière suivante. La section 2 quantifie l'ampleur des politiques mises en place suite au PSG, en termes de nombre de participants et de moyens

---

<sup>1</sup> Nous nous basons sur une méthode qui a été développée pour l'évaluation macro-économique de la procédure d'activation du comportement de recherche d'emploi de l'ONEM (Cockx *et al.*, 2011).



budgétaires affectés. La section 3 développe brièvement les effets attendus des politiques du PSG. Les sections 4 et 5 décrivent respectivement les données et la méthode utilisée dans notre étude. La section 6 traite des résultats et de leur interprétation. La septième en vérifie la robustesse. Nous terminons par une conclusion.

## **2. AMPLEUR DES POLITIQUES D'EMPLOI EN FAVEUR DES TRAVAILLEURS ÂGÉS AU COURS DES ANNÉES 2000 – 2008**

Cette sous-section retrace au cours des années 2000 à 2008 le nombre de participants aux politiques évoquées dans le chapitre introductif. Les dépenses directes liées à ces politiques nous informent également de l'importance prise par les mesures ciblées sur les âgés depuis 2000. Les nombres annuels de participants et les dépenses annuelles ne seront plus utilisés par la suite lors de l'analyse économétrique. La présentation de ces statistiques a pour but de déterminer le moment où s'achève la période d'estimation du modèle et où commence celle où l'évolution effective du taux d'emploi sera confrontée aux simulations du modèle estimé.

Le graphique 1 indique le nombre annuel de participants par mesure ciblée sur les travailleurs âgés<sup>1</sup>. Ce graphique met en avant une légère hausse dans le nombre de participants entre 2003 et 2004 avec l'introduction des réductions de cotisations patronales pour le travailleurs de 57 ans et plus («réduction A»), mais cette hausse est biaisée par l'absence de statistiques sur le nombre de bénéficiaires en 2002 et 2003. La hausse est en revanche très forte entre 2006 et 2007 : elle est liée à l'entrée en vigueur des réductions de cotisations patronales pour les travailleurs de 50 ans et plus («réduction B»). Les politiques qui concernent le plus de travailleurs sont les «réductions A» de cotisations patronales ainsi que les «réductions B», le crédit temps et l'interruption de carrière<sup>2</sup> pour les travailleur d'au moins 50 ans. Une rupture dans l'évolution du nombre de travailleurs âgés bénéficiant d'une réduction de cotisations patronales est évidente entre 2006 et 2007. Par contre, nous ne pouvons pas déceler une rupture dans l'évolution du nombre de bénéficiaires du crédit temps ou de l'interruption de carrière à la suite du PSG.

La graphique 2 représente les dépenses par politique. Les montants correspondent aux dépenses publiques directes engendrées par les politiques. Sur ce graphique, le profil des dépenses par politique met également en avant une hausse entre 2006 et 2007 suite à l'introduction des

---

<sup>1</sup> Etant donné que les statistiques proviennent de sources différentes, elles ne sont pas mesurées de manière identique, ce qui complique la comparaison. En effet, pour certaines politiques, seules les données du nombre moyen de paiements (par mois ou par trimestre) sont disponibles et pas le nombre de bénéficiaires (un bénéficiaire pouvant faire l'objet de plusieurs paiements). Notons qu'il n'est pas possible d'attribuer un nombre de participants à toutes les politiques. Nous n'avons par exemple pas trouvé de statistiques pour le reclassement professionnel. Concernant le durcissement des conditions d'obtention du statut de chômeur âgé non demandeur d'emploi, le nombre de participants n'est pas connu étant donné que ce devrait être le nombre de personnes qui n'ont pas pu bénéficier de ce statut suite aux restrictions.

<sup>2</sup> Pour l'interruption de carrière, les statistiques du nombre de participants et des dépenses comprennent aussi bien du secteur privé que le secteur public.

réductions de cotisations patronales pour les travailleurs de 50 ans et plus. L'ampleur de cette hausse est cependant plus modérée qu'au graphique 1.

Des deux graphiques précédents, on conclut que l'année 2007 marque une rupture. Comme cette rupture s'explique avant tout par l'apparition des réductions de cotisations patronales à partir de 50 ans et comme celles-ci ont été introduites en avril 2007, l'analyse ci-dessous considèrera que la rupture a précisément eu lieu au second trimestre de 2007 (désigné ci-dessous par 2007q2)<sup>1</sup>. Les graphiques 1 et 2 montrent que les politiques préexistantes se développent aussi en 2007 et que le bonus pension fait son apparition en 2008. En outre, le chapitre 1 a rappelé le durcissement de l'accès à des mesures de retrait anticipé du marché du travail survenu au début de l'année 2008 (aux effets non quantifiés par les graphiques 1 et 2). De ce fait, sans nier le poids des allègements de cotisations sociales ciblées dans l'évolution des graphiques 1 et 2, nous procédons bien ci-dessous à l'évaluation d'un tout comprenant un éventail de mesures ciblées sur les travailleurs âgés.

### **3. QUELS SONT LES EFFETS ATTENDUS DES POLITIQUES SUR LE TAUX D'EMPLOI ?**

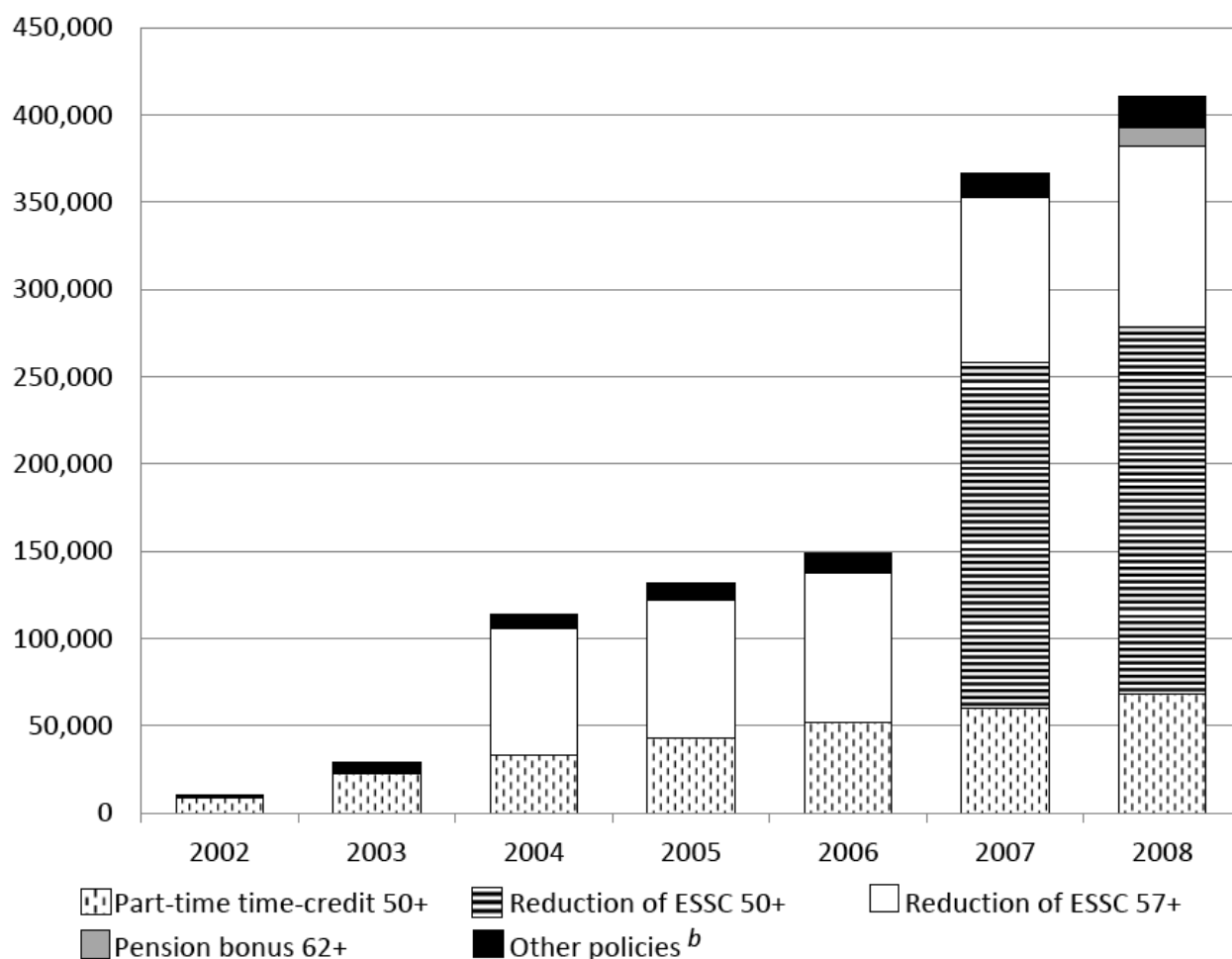
Avant d'aborder l'analyse des effets du PSG, évoquons brièvement les effets attendus sur le taux d'emploi des principales mesures introduites sur la période d'intérêt.

Le bonus pension veut inciter les travailleurs âgés de moins de 62 ans à demeurer plus longtemps en emploi. En même temps, pour les travailleurs encore occupés au-delà de 62 ans, le bonus engendre un supplément de revenu qui peut désinciter à travailler davantage («effet revenu»). Les études de Lefèvre et Orsini (2011), Maes (2012) et Lopez-Novella (2012) concluent que le bonus pension a un impact très limité, voire négatif, sur la probabilité de rester en emploi au-delà de 62 ans.

---

<sup>1</sup> Une analyse de sensibilité vérifiera ultérieurement que nos conclusions qualitatives se maintiennent si l'on change cette date de rupture.

**Graphique 1. Nombre de participants selon le type de politique d'emploi ciblée sur les travailleurs âgés, 2000-2008<sup>1</sup>**



Sources : ONEM, ONSS, BNB, ONP, SPF Emploi, Travail et Concertation sociale. Calculs propres.

Légende :

Part-time time-credit 50+ : interruption de carrière et crédit-temps de fin de carrière parmi les travailleurs de 50 ans au moins.

Pension bonus 62+ : le bonus pension.

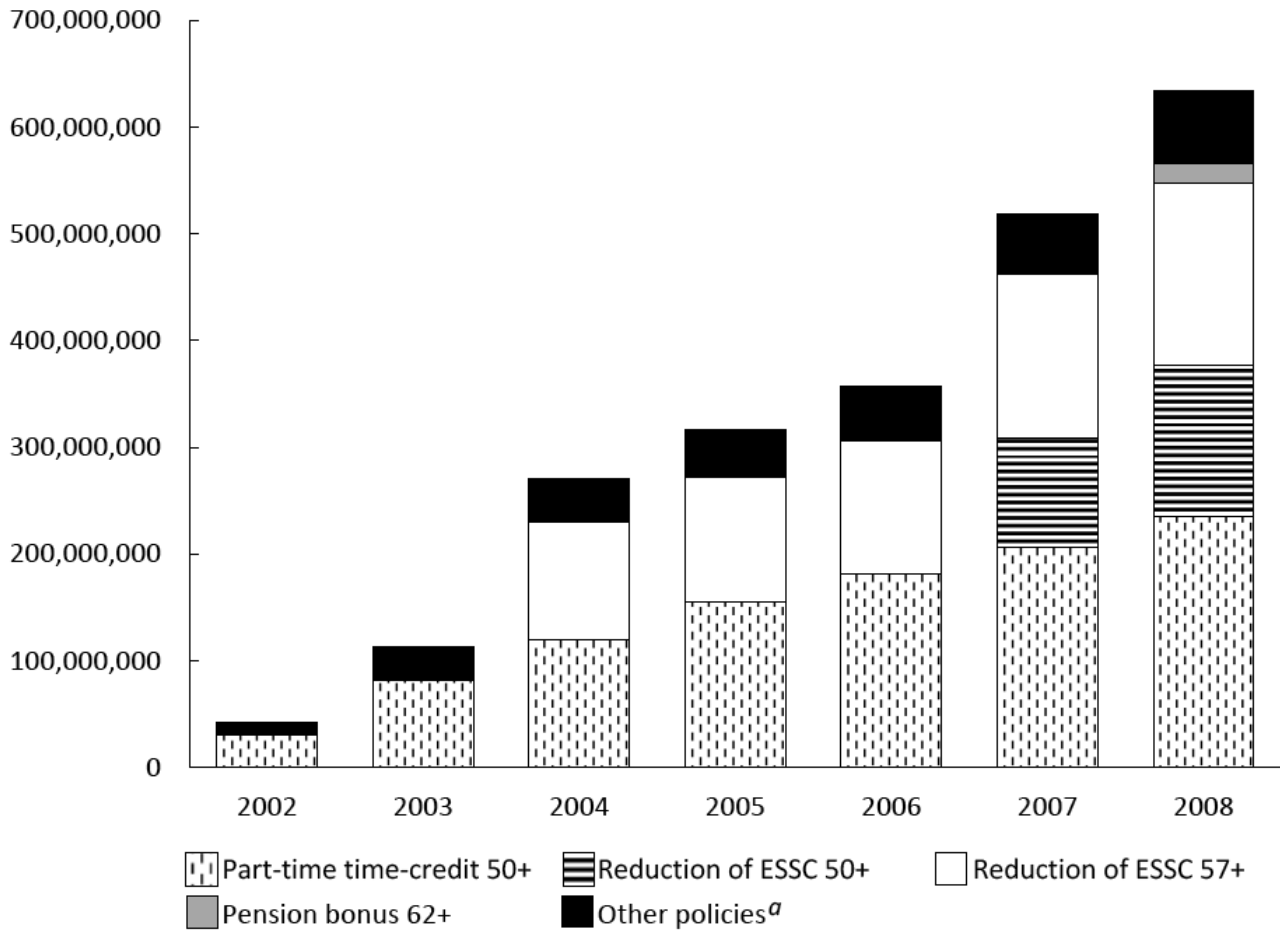
Reduction of ESSC 50+ : réductions de cotisations patronales pour les travailleurs de 50 ans et plus

Reduction of ESSC 57+ : réductions de cotisations patronales pour les travailleurs de 57 ans et plus

Other policies : Subventions temporaires Activa en cas d'embauche de chômeurs de longue durée d'au moins 45 ans et Complément de reprise de travail.

<sup>1</sup> Le plan Activa, le crédit-temps et le complément de reprise du travail et les vacances seniors sont mesurés en nombre de paiements moyen par mois. Le bonus pension est mesuré par le nombre de personnes ayant bénéficié de la mesure sur un an. Les réductions de cotisations patronales sont mesurées par le nombre moyen de personnes physiques ouvrant le droit par trimestre. Certaines politiques du PSG ont connu un succès si limité qu'elles ne sont pas reprises sur le graphique. C'est le cas du fonds de l'expérience professionnelle (343 bénéficiaires en 2007) et des vacances seniors (1.476 bénéficiaires en 2007).

**Graphique 2. Dépenses selon le type de politiques d'emploi ciblées sur les travailleurs âgés, 2000-2008 (€ constants de 2010)**



Sources : ONEM, ONSS, BNB, ONP, SPF Emploi, Travail et Concertation sociale. Calculs propres.

Légende : voir graphique précédent.

Les réductions structurelles de cotisations patronales abaissent de façon permanente le coût du travail des travailleurs âgés ciblés qu'ils soient déjà en emploi ou nouvellement embauchés<sup>1</sup>. L'objectif de ce type de politique est d'augmenter le taux d'emploi des personnes ciblées via, d'une part, des transitions moins rapides de l'emploi au chômage et d'autre part, des transitions plus rapides du chômage à l'emploi. En effet, une explication du faible taux d'emploi des travailleurs âgés réside dans l'écart entre leur productivité et leur coût du travail. Sur la période 1998 – 2006, Cataldi *et al.* (2012) et Vandenberghe *et al.* (2013) mettent en évidence qu'une plus grande proportion de travailleurs âgés au sein d'une firme quelconque abaisse sa productivité (mesurée par la valeur ajoutée par travailleur). Cet impact n'est pas compensé par une diminution du coût du travail de même ampleur. Dans ce contexte, même si son niveau est relativement modeste (entre 50 et 800 euros par trimestre, suivant l'âge et le niveau de salaire), la réduction du coût du travail des âgés pourrait réduire ce décalage entre la productivité et le coût du travail. Le chapitre suivant s'étendra plus longuement sur l'effet des réductions de cotisations ciblées sur les travailleurs âgés<sup>2</sup>. Ce chapitre conclura que l'effet moyen sur l'emploi des hommes au voisinage de 58 ans est positif, mais faible et non significatif (autrement dit, on ne peut rejeter l'hypothèse statistique que l'effet est nul).

Face au décalage mentionné à l'instant entre productivité et coût du travail, les employeurs sont incités à réduire le volume de leur main d'œuvre âgée. La protection de l'emploi les freine dans ce projet. Les mécanismes de préretraite agissent en sens contraire. Diverses mesures du PSG, évoquées au chapitre 1, rendent ces mécanismes plus coûteux. Elles devraient donc avoir un effet positif sur le taux d'emploi des travailleurs âgés. Elles ont cependant le défaut de ne pas réformer de manière cohérente tout l'éventail des dispositifs permettant de quitter l'emploi avant l'âge normal de la retraite (voir par exemple Josten *et al.*, 2016), en ce compris la réglementation relative aux périodes contributives assimilées prises en compte lors du calcul de la pension de retraite.

Puisque la durée individuelle du travail ne s'adapte qu'imparfaitement aux souhaits du travailleur, le crédit-temps et les mesures analogues cherchent à retarder la sortie de l'emploi en permettant aux travailleurs de réduire progressivement leur temps de travail. Ce type de politique pourrait donc avoir un effet positif sur le taux d'emploi<sup>3</sup> des travailleurs âgés. Si les participants sont des personnes qui ont pris la décision de se retirer du marché du travail avant l'âge normal de la retraite, cet effet positif pourrait être temporaire (voir Van Looy *et al.*, 2012). Le chapitre quatre traite plus amplement de ces dispositifs. Considérant un échantillon d'hommes (respectivement, de femmes) âgé(e)s en moyenne d'environ 56 ans en 2003, les auteurs concluent que le crédit-temps à temps partiel prolonge le maintien en emploi de deux (respectivement, quatre) ans. Ensuite, le dispositif accélère au contraire le retrait de l'emploi.

---

1 Ces réductions pourraient permettre une augmentation du salaire brut négocié. Les travaux évoqués au chapitre suivant indiquent que ce n'est pas le cas. Nous ne revenons donc pas sur cette réserve ici.

2 Sur ce sujet, on peut aussi prendre connaissance des simulations par le modèle HERMES du Bureau fédéral du plan (Stockman, 2007).

3 L'effet sur le taux d'emploi en équivalent temps plein est en revanche ambigu.

## 4. LES DONNÉES

Notre étude s'appuie sur les données trimestrielles d'emploi salarié privé par classe d'âge et par genre de l'Office National de Sécurité Sociale (ONSS). Les données de l'ONSS ne reprennent que les travailleurs assujettis à la sécurité sociale (travailleurs salariés). Nous utilisons les données du nombre de personnes occupées en fin de trimestre. Ensuite, nous avons choisi de nous limiter à l'emploi salarié du secteur privé<sup>1</sup> étant donné qu'il est plus réactif à la conjoncture et que le secteur privé, contrairement au public, est touché par toutes les politiques du PSG. Les données d'emploi par classe d'âge et genre sont disponibles depuis le 1<sup>er</sup> trimestre 1997 (1997q1) seulement et nous les utilisons jusqu'au 2<sup>e</sup> trimestre 2008 (2008q2) qui marque le début de la crise financière.

L'emploi salarié privé est disponible en quatorze classes d'âge (< 18; 18 – 19; 20 – 21; 22 – 24; 25 – 29; 30 – 34; 35 – 39; 40 – 44; 45 – 49; 50 – 54; 55 – 59; 60 – 64; 65 >; inconnu). Dans l'analyse principale, les travailleurs âgés sont définis comme ceux âgés de 50 à 59 ans car il y a très peu de personnes en emploi au-delà de 60 ans et parce que la réponse de l'emploi au sein de ce groupe s'avère peu sensible à la croissance économique (voir description de la méthode à la section suivante). En outre, les personnes entre 45 et 50 ans ne sont pas ciblées par toutes les politiques du PSG. Nous considérons également une catégorie de travailleurs plus jeunes (âgée de 35-44 ans) afin de vérifier si les mesures prises dans le cadre du PSG ont nui à cette catégorie que le PSG ne cible pas. Les données brutes d'emploi fournies par l'ONSS ont été corrigées des variations saisonnières<sup>2</sup>. Par ailleurs, elles ont été corrigées pour neutraliser l'effet d'une rupture dans les données d'emploi intervenue au 1<sup>er</sup> trimestre 2003 dont l'origine est expliquée dans l'encadré 1.

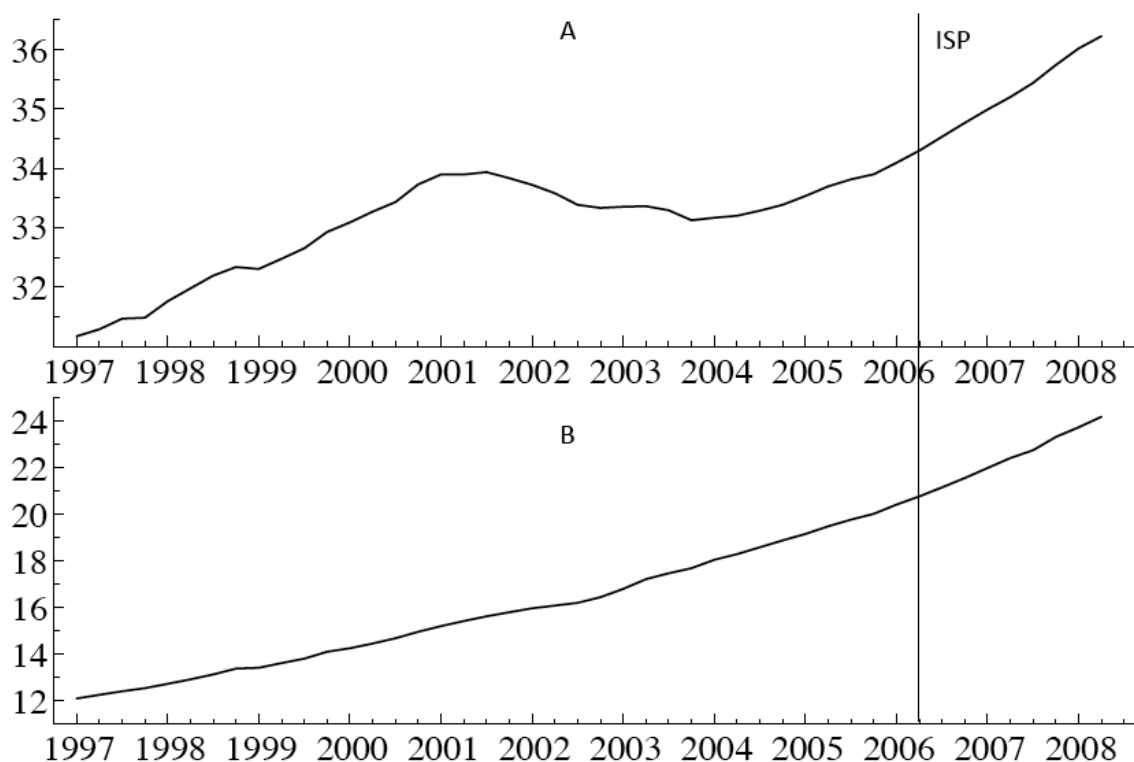
Le niveau de l'emploi (salarié privé) des âgés est sensible aux évolutions démographiques. Il importe donc de neutraliser l'impact de ces évolutions, en calculant un indicateur de taux d'emploi. Le taux d'emploi (salarié privé) par classe d'âge et genre est obtenu en divisant le nombre de travailleurs salariés occupés dans le secteur privé et appartenant à une classe d'âge et un genre donné, par la population totale (active et inactive) de cette classe d'âge et genre. Ce dernier indicateur est une donnée annuelle renseignant, par classe d'âge et genre, la population résidente au premier janvier. Les données de population résidente sont publiées par Statbel et proviennent du Registre national qui centralise principalement les informations en provenance des registres de population communaux. Étant donné que ces données sont annuelles et que les données d'emploi au numérateur du taux d'emploi sont trimestrielles, les données de population sont trimestrialisées par interpolation linéaire.

---

1 L'ONSS reprend dans le secteur public les entités suivantes : les pouvoirs publics fédéraux, communautaires, régionaux, provinciaux et locaux; les organismes d'intérêt public et les établissements publics qui dépendent des pouvoirs publics visés ci-dessus; en particulier, les entreprises publiques autonomes et les sociétés anonymes de droit public; les représentations diplomatiques étrangères et les représentations de pouvoirs publics étrangers (comme les Régions) établies sur le territoire belge; l'ensemble du secteur de l'enseignement.

2 Les données ont été corrigées pour la saisonnalité en utilisant le programme Demetra+ développé par Eurostat. Nous avons utilisé l'algorithme X12ARIMA RSAC.

**Graphique 3. Taux d'emploi salarié privé des personnes âgées entre 50 et 59 ans en % (1997q1-2008q2)**



Source : ONSS, Statbel. Calculs propres.

Légende : Partie A : Hommes; partie B : Femmes

Le graphique 3 révèle que le taux d'emploi des salariés et salariées de 50 à 59 ans du secteur privé suit une tendance *générale* à la hausse sur la période allant du premier trimestre 1997 au second de 2008. Cette tendance est davantage marquée chez les femmes avec un taux d'emploi salarié privé qui passe de 12 % à 24 % entre 1997 et 2008 contre une progression de 31 % à 36 % chez les hommes. Par ailleurs, les récessions économiques, qui ont eu lieu en Belgique en 2001 et fin 2002, ont eu un effet défavorable sur le taux d'emploi salarié privé des hommes âgés à partir de la mi-2001 jusque fin 2003. Chez les femmes âgées, ces récessions ont seulement provoqué un ralentissement de la croissance du taux d'emploi, qui est ensuite reparti à la hausse fin 2003.

### **Encadré 1. Traitement de la rupture en 2003 suite au passage de la LATG à la DmfA**

Au premier trimestre de 2003, l'ONSS a remplacé la déclaration trimestrielle préexistante, la LATG, par la déclaration multifonctionnelle, la DmfA. L'objectif était notamment d'améliorer le système de déclaration électronique et d'harmoniser les définitions avec les autres institutions de sécurité sociale (ONP, INAMI, etc.). Des changements de définition et de classification ont donc été introduits. Les changements qui concernent les données d'emploi salarié privé par classe d'âge et genre sont l'intégration dans les données d'emploi de deux catégories de personnes qui n'y figuraient pas avant : les travailleurs avec plus de 12 mois d'incapacité de travail et le(s) gardien(ne)s d'enfants. Pour la classe d'âge 50-64 ans, le nombre de travailleurs avec plus de 12 mois d'incapacité de travail représentent 5 % de l'emploi salarié privé chez les hommes et 1,5 % chez les femmes au 1<sup>er</sup> trimestre 2003. Pour les gardiens et gardiennes d'enfants, cette proportion est proche de 0 %. Afin que ces changements n'influencent pas nos résultats, nous avons corrigé les données d'emploi désaisonnalisées avant l'analyse statistique. Pour ce faire, nous avons reconstruit l'évolution de l'emploi avant 2003 en utilisant la croissance trimestrielle observée avant 2003 et en corrigeant juste la donnée de croissance pour le 1<sup>er</sup> trimestre 2003 où une rupture était visible.

Afin d'expliquer l'évolution du taux d'emploi, nous utiliserons des indicateurs de l'activité économique. L'indicateur de base sur lequel nous nous appuyons est le produit intérieur brut (PIB) national trimestriel, en euros constants<sup>1</sup> et désaisonnalisé, du 1<sup>er</sup> trimestre 1996 au 2<sup>e</sup> trimestre 2008. Ces données sont publiées par la Banque Nationale de Belgique (BNB). Dans des analyses complémentaires visant à vérifier la robustesse de nos résultats, nous utilisons un autre indicateur de l'activité économique représentant la situation économique dans nos pays voisins (la France, l'Allemagne, les Pays-Bas, le Luxembourg et l'Angleterre) sur la même période de temps. Cet indicateur est une moyenne de l'indice de volume du PIB désaisonnalisé de ces cinq pays, publié par l'OCDE.

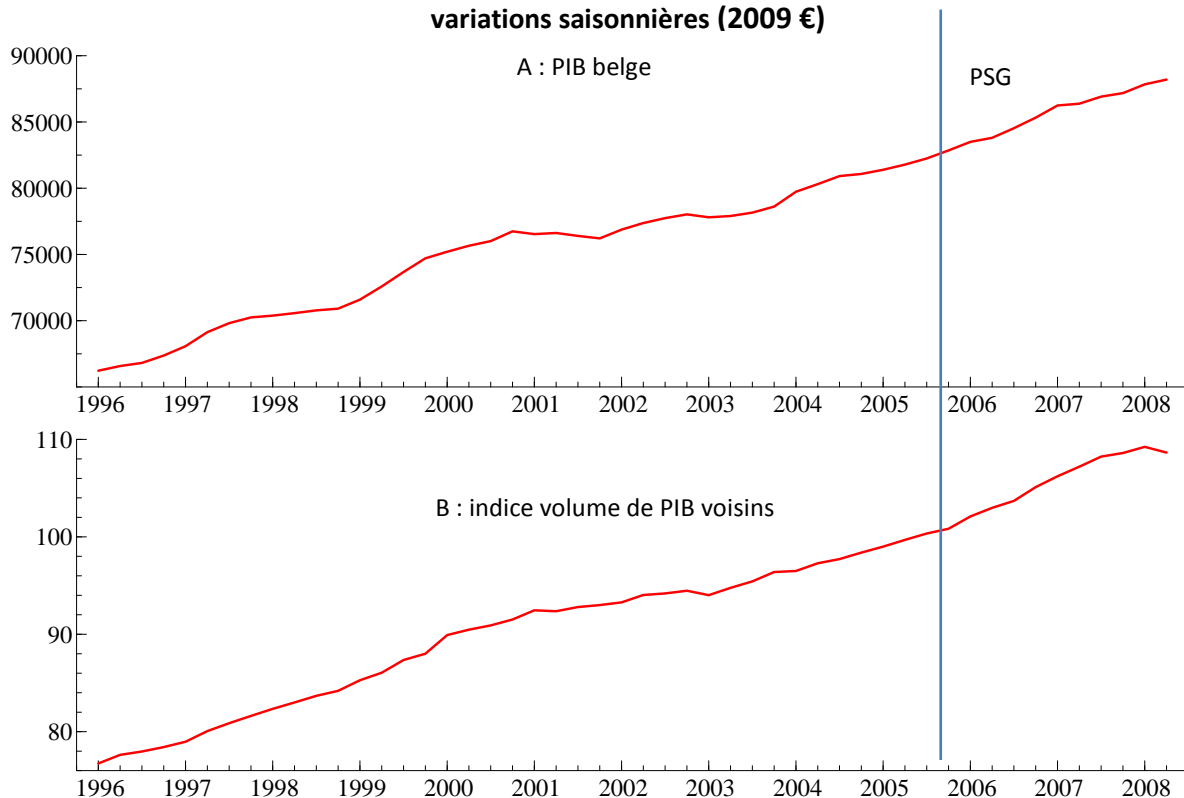
Le graphique 4 montre l'évolution du PIB réel belge (panel A) et de l'indice de volume de PIB moyen des pays voisins (panel B) sur la période 1996q1-2008q2. La Belgique a connu une période de récession en 2001 ainsi que fin 2002. Les pays voisins ont également connu deux périodes de récession, début 2001 et fin 2002. Ensuite, entre 2003 et 2008, la croissance de la Belgique et de ses pays voisins est restée soutenue.

---

<sup>1</sup> Le PIB est exprimé en euros chaînés, l'année de référence étant 2009.



**Graphique 4. PIB belge et indice de volume de PIB moyen des pays voisins, en terme réel et corrigé des variations saisonnières (2009 €)**



Sources : BNB, OCDE. Calculs propres.

## 5. LA MÉTHODE

Dans cette section, nous présentons l'approche que nous avons suivie pour évaluer l'impact du PSG sur le taux d'emploi par genre et classe d'âge. Étant donné que l'analyse est effectuée au niveau *macro*-économique, les politiques du Pacte sont considérées dans leur ensemble. L'évaluation de leur effet sur le taux d'emploi débute en 2007, qui correspond à l'année de montée en charge des politiques du PSG (cf. section 2). Nous entendons par évaluation, la comparaison, au-delà du 1<sup>er</sup> trimestre de 2007, entre, d'une part, l'évolution observée («factuelle») du taux d'emploi pour un genre donné et une classe d'âge donnée (50-59 ans ou 35-44 ans) et, d'autre part, l'évolution sans PSG (pour la même paire genre et classe d'âge), ce qu'on appelle le (scénario) «contre-factuel».

### 5.1 Principe de la méthode

Pour quantifier l'effet *global* du PSG, il n'existe pas un groupe de contrôle offrant un point de comparaison crédible car les mesures issues du PSG *prises dans leur globalité* ont concerné toute la population au-delà de 50 ans. Notre approche consiste donc à comparer l'évolution observée du taux d'emploi des groupes évoqués ci-dessus à une évolution de référence, dite contre-factuelle, censée mesurer l'évolution du taux d'emploi «en l'absence du PSG». Cette situation contre-factuelle est la prédiction d'un modèle estimé sur base de données macro-économiques observées au cours de la période qui a précédé la montée en charge des politiques adoptées dans la foulée du

PSG<sup>1</sup>. Nous appuyant sur les observations de la section 2, où il est apparu une rupture entre 2006 et 2007 (plus précisément en 2007q2), la période utilisée pour l'estimation cesse en 2007q1. Le modèle est utilisé pour prédire le taux d'emploi sur la période 2007q2-2008q2. Un test de robustesse évoqué à la section 7 consistera à raccourcir la période utilisée pour l'estimation et à entamer la prédiction en 2006q2 (moment où est introduite la première mesure en application du PSG).

## 5.2 *Elaboration du contre-factuel*

L'hypothèse de base qui sous-tend la construction du scénario contre-factuel est qu'en l'absence de politiques publiques, l'évolution du taux d'emploi des travailleurs âgés est déterminée par ses valeurs passées, par une tendance (ou *trend*, qui ne dépend donc que du temps écoulé) et par le niveau de l'activité économique (le tout étant augmenté d'un terme d'erreur indépendant des déterminants observés). En période de croissance économique soutenue, le haut niveau de la demande globale stimule la demande de travail par les entreprises et le taux d'emploi augmente. Au contraire, en période de basse conjoncture, même s'il existe un phénomène de rétention de la main d'œuvre (ou *labour hoarding*)<sup>2</sup>, le taux d'emploi baisse.

L'hypothèse sous-jacente est que le taux d'emploi d'un groupe d'âge et d'un genre quelconque ne détermine pas le niveau d'activité économique : la causalité va au contraire de l'activité économique vers le taux d'emploi des groupes d'âge étudiés. Une telle hypothèse ne va pas de soi. S'il n'est pas vérifiée, les paramètres estimés du modèle seront entachés d'un «biais de simultanéité», ce qui se répercutera sur l'analyse qui exploite ce modèle estimé. Nous y reviendrons lors de la discussion des tests de robustesse de la section 7.

Le taux d'emploi d'un groupe d'âge donné pourrait, fort logiquement, aussi être déterminé par d'autres facteurs que le niveau d'activité économique, comme le coût salarial ou la durée du travail au sein de ce groupe. Nous n'introduisons cependant pas ces variables pour la raison suivante. Pour le groupe d'intérêt principal (les 50-59 ans), les mesures du PSG ont une influence directe sur le coût et la durée du travail. Or, pour générer le contre-factuel, nous avons besoin d'observations sur les déterminants du taux d'emploi en l'absence des mesures du PSG. Ces observations ne sont, par essence, pas disponibles.

---

1 Comme au cours de cette période préalable au PSG, il y avait déjà des mesures publiques d'emploi ciblant des travailleurs âgés, nous ne comparons donc pas le taux d'emploi avec et sans l'existence de telles mesures, mais bien avec les mesures appliquant le PSG et «en l'absence de celles-ci» (les guillemets s'imposent car un nombre fort limité de mesures ont été prises dès 2006; cf. le chapitre 1 du rapport).

2 Ce terme désigne un volume de main d'oeuvre conservé en excès dans certaines phases décroissantes du cycle afin de garder un savoir-faire en vue d'une reprise de l'activité économique. La présence de coûts fixes d'embauche et de licenciement expliquent ce phénomène et aussi l'ajustement progressif de l'emploi à la hausse en cas de reprise de l'activité économique. Par conséquent, l'emploi d'un trimestre quelconque est partiellement prédéterminé par son niveau passé.

L'élaboration du contre-factuel comporte deux étapes. Dans un premier temps, nous *estimons*, pour un groupe d'âge et un genre donné, les effets du PIB (et du taux d'emploi passé ainsi que du temps) sur le taux d'emploi *avant* la montée en charge des mesures pour les travailleurs âgés, c'est-à-dire entre 1997q2<sup>1</sup> et 2007q1<sup>2</sup>. Dans un deuxième temps, il s'agit de *prédire* le taux d'emploi au cours de la période 2007q2-2008q2, en utilisant l'effet *estimé* de l'activité économique sur le taux d'emploi et les évolutions observées du PIB et du taux d'emploi passé au cours de cette période. Nous utilisons ces prévisions comme le scénario contre-factuel, à savoir le taux d'emploi qui aurait été observé en l'absence du PSG. Nous pouvons alors comparer l'évolution observée du taux d'emploi avec ce contre-factuel. Si les observations du taux d'emploi d'un groupe d'âge et d'un genre donnés sont supérieures (respectivement, inférieures) aux valeurs prédites après 2007q1, on dispose d'une indication que les politiques du PSG ont un effet favorable (respectivement, défavorable) sur le taux d'emploi.

Même si notre méthode tient explicitement compte de l'évolution de l'activité économique après 2007q1, elle ne peut cependant pas garantir a priori que le PSG est la cause des divergences entre le taux d'emploi observé et le taux d'emploi prédit au PSG. D'autres éléments influençant le taux d'emploi des âgés ont en principe pu changer après 2007q1. Nous n'avons cependant pas connaissance d'autres politiques mises en œuvre à partir de 2007 et susceptibles d'affecter de manière sensible le taux d'emploi des travailleurs concernés (pour autant que l'on n'aille pas au-delà du milieu de l'année 2008). Par contre, la montée en charge du dispositif des titres-services pourrait jouer un rôle dans le relèvement du taux d'emploi des travailleurs âgés. Selon Idea Consult (Peeters et *al.*, 2006; 2008), le pourcentage de travailleurs âgés entre 50 et 65 ans dans les titres-services est passé de 10,7 % en 2006 (6.608 travailleurs, soit 1 % de l'emploi de cette classe d'âge) à 13,7 % en 2008 (14.171 travailleurs, soit 2 % de l'emploi de cette classe d'âge). Il n'y a toutefois pas à proprement parler de rupture dans cette évolution en 2007. Un tel effet peut donc être capté par la tendance (le *trend*).

### **5.3. Précisions méthodologiques**

L'encadré 2 présente davantage le modèle et l'approche économétrique utilisés. Nous estimons un modèle *dynamique* qui prend explicitement en compte le fait que le PIB peut influencer l'évolution du taux d'emploi avec *retard*. Les variables explicatives utilisées comme déterminants du taux d'emploi comprennent non seulement la valeur actuelle (au trimestre  $t$ ) du PIB, mais aussi les valeurs retardées (au trimestre  $t-1$ ,  $t-2$ , etc.) de cet indicateur. Comme variables explicatives, on retrouve aussi les valeurs retardées de la variable qu'on cherche à expliquer, le taux d'emploi. Ceci est nécessaire pour tenir compte du degré important de corrélation dans le temps qui caractérise ce type de série temporelle : le taux d'emploi au trimestre  $t$  est fortement lié au taux d'emploi au

---

1 Le premier trimestre est perdu car nous estimons le modèle en différence première (cf. encadré 2).

2 Comme il s'agit de données trimestrielles, cette estimation se base (au maximum) sur 40 observations (4 trimestres x 10 années – 1=1997q1 + 1=2007q1).

cours des trimestres précédents<sup>1</sup>. Enfin, pour tenir compte d'une évolution tendancielle du taux d'emploi, au-delà des variations conjoncturelles, on introduit une tendance linéaire. La méthode décrite davantage dans l'encadré 2 s'applique tant à l'analyse du taux d'emploi des 50-59 ans qu'à celle des 35-44 ans (et ce, séparément pour les hommes et les femmes).

## **6. LES RÉSULTATS ET LEURS INTERPRÉTATIONS**

Les résultats de l'estimation du modèle (1) de l'encadré 2 sont présentés en annexe à ce chapitre (tableau 2), respectivement pour les 50 à 59 ans et les 35 à 44 ans d'une part, pour les hommes et les femmes d'autre part. L'effet du PIB courant et/ou retardé est, dans chaque cas, significativement différent de zéro («significatif» dans la suite du chapitre). Cet effet est plus marqué chez les hommes et au sein du groupe plus jeune. Une tendance (*trend*) est significative chez les femmes. Pour plus de détails, le lecteur est renvoyé à l'annexe.

La suite commente une succession de graphiques où le taux d'emploi observé est dessiné en trait continu et le taux d'emploi prédit par le modèle figure en traits interrompus. La prédiction utilise les paramètres estimés (voir tableau 2 en annexe), les valeurs passées du taux d'emploi et les valeurs courantes et passées du PIB. Jusqu'en 2007q1 les valeurs observées du taux d'emploi passé sont utilisées. Au-delà, ce sont les valeurs passées prédites par le modèle qui le sont<sup>2</sup>. Concernant le PIB, la prédiction utilise toujours les valeurs observées. La tendance linéaire estimée du taux d'emploi sur la période 1997q2-2007q1 se prolonge par la suite (uniquement pour les femmes car chez les hommes le paramètre de la tendance n'est significatif). Durant la période utilisée pour estimer le modèle, la prédiction et la valeur observée du taux d'emploi sont proches. La suite de cette section se centre exclusivement sur la période postérieure (à savoir, de 2007q2 à 2008q2).

---

1 Si on n'introduit pas les valeurs retardées de la variable taux d'emploi comme variables explicatives, les erreurs de prévision (qui représentent les écarts entre la série prédite par le modèle et la série observée) seront fortement corrélées dans le temps, ce qui entraînerait un biais dans l'écart-type des paramètres estimés (l'écart-type reflète la marge d'erreur d'un paramètre). On ne pourrait alors pas faire des tests statistiques fiables pour décider quelles sont les variables qui ont un effet statistiquement significatif sur le taux d'emploi.

2 La littérature désigne cette manière de procéder du nom de "prédictions dynamiques".

## Encadré 2. Détails de l'analyse économétrique

Avant de se lancer dans une analyse de variables observées sur des périodes relativement longues, il faut tester la «stationnarité des données» (via des tests de «racine unitaire»<sup>1</sup>). En effet, lorsque les données sont non-stationnaires et qu'elles ne sont pas cointégrées<sup>2</sup>, toute régression linéaire sur ces données est erronée (les coefficients du modèle sont biaisés). Sur base du test de racine unitaire, il apparaît que les données en niveau du taux d'emploi et du PIB national ne sont pas stationnaires. Les tests de cointégration<sup>3</sup> ne permettent pas de conclure à la présence d'une relation de cointégration entre le taux d'emploi et le PIB. Les résultats de ces tests indiquent donc que nous ne pouvons pas travailler sur le taux d'emploi et le PIB en niveau. Par contre, nous pouvons travailler sur les différences premières du taux d'emploi et du PIB étant donné qu'elles sont stationnaires sur base des tests réalisés. Ces tests révèlent aussi la présence d'une tendance linéaire. Notre modèle explique la valeur actuelle de la différence première du taux d'emploi (du genre  $g$ , du groupe d'âge  $a$ , au trimestre  $t$ ),  $\Delta E_{g,a,t}$ , par une constante, une tendance linéaire, les valeurs retardées de la différence première du taux d'emploi ( $\Delta E_{g,a,t-1}, \dots, \Delta E_{g,a,t-4}$ ), les taux de croissance actuel et passés du PIB et un terme d'erreur qui est une variable aléatoire de moyenne nulle, noté ci-dessous  $\Delta \varepsilon_{g,a,t}$ , résumant les déterminants non observés de la différence de taux d'emploi. La spécification retenue s'écrit :

$$\Delta E_{g,a,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot t + \sum_{i=1}^{i=4} \phi_i \cdot \Delta E_{g,a,t-i} + \sum_{i=0}^{i=4} \gamma_i \cdot \Delta \log(\text{PIB}_{t-i}) + \Delta \varepsilon_{g,a,t} \quad (1)$$

où les symboles indicés  $\alpha$ ,  $\phi$ ,  $\gamma$  désignent les paramètres à estimer. Pour chaque paire ( $g,a$ ), le nombre de retards des variables explicatives du modèle (dans le membre de droite de l'équation ci-dessus) sont sélectionnés automatiquement par le logiciel statistique *Oxmetrics* sur la période 1997q2-2007q1 afin d'expliquer le mieux possible le taux d'emploi tout en respectant les tests statistiques (absence d'autocorrélation dans les erreurs, homoscedasticité et normalité des erreurs). Etant donné que notre évaluation repose sur des prévisions du taux d'emploi sur la période 2007q2-2008q2, nous devons transformer les prévisions en différence première en prévisions en niveau<sup>4</sup>.

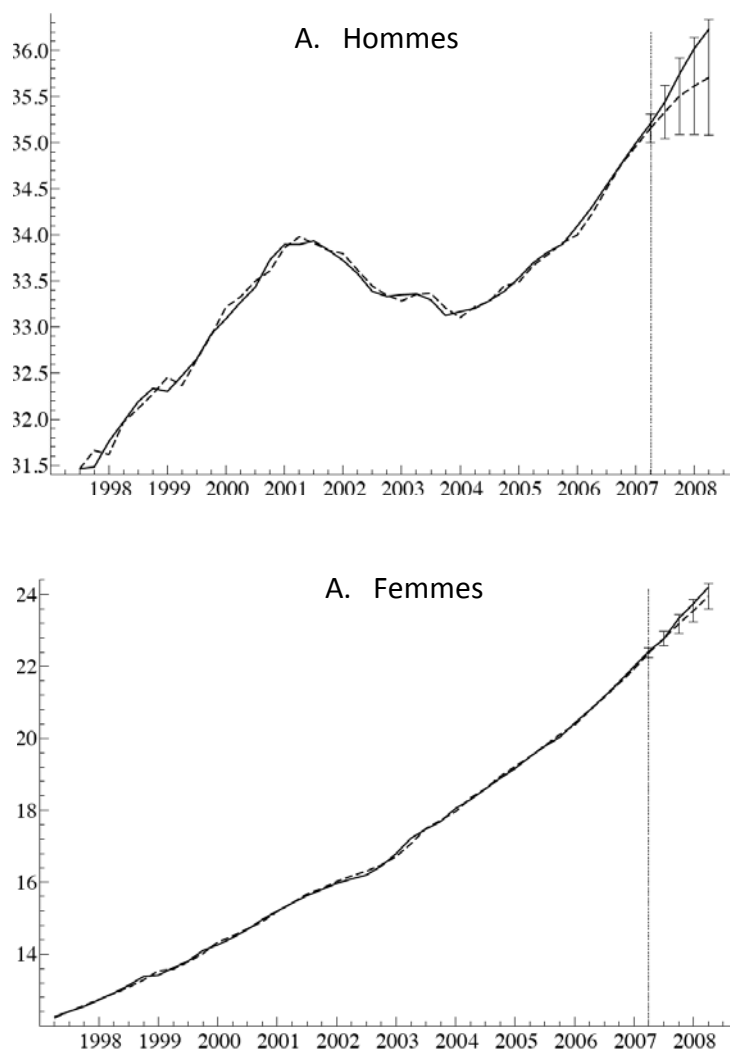
1 Le test de racine unitaire que nous utilisons est le test de Dickey-Fuller augmenté.

2 Des variables sont cointégrées s'il existe une combinaison linéaire de ces variables qui est stationnaire. Lorsque des variables non-stationnaires sont cointégrées, les régressions peuvent se faire en niveau et les coefficients sont non biaisés.

3 Nous avons utilisé deux tests de cointégration, celui d'Engle-Granger et celui de Johansen.

4 Dans ce but, nous estimons un modèle à équations simultanées par la méthode du maximum de vraisemblance. Le modèle contient deux équations, celle décrite ci-dessus et une deuxième définissant l'identité entre la différence première  $\Delta E_{g,a,t}$  et le niveau du taux d'emploi  $E_{g,a,t}$ .

**Graphique 5. Taux d'emploi salarié privé des hommes et femmes âgés entre 50 et 59 ans (en %)**



Légende : Trait continu : valeurs observées; Traits interrompus : valeurs prédites; barres verticales : intervalle de confiance autour de la prédiction (au seuil de 95 %)

Les lignes verticales qui entourent l'évolution du taux d'emploi prédit sur les graphiques représentent l'intervalle de confiance à 95 % des prévisions. L'intervalle de confiance est une estimation de l'écart entre la plus petite valeur (limite inférieure de l'intervalle) et la plus grande valeur (limite supérieure de l'intervalle) du taux d'emploi prédit par le modèle. La valeur du taux d'emploi a 95 % de chance de se trouver (et se trouve donc très probablement) à l'intérieur de cet intervalle. Plus l'intervalle est petit, plus la prédiction est précise. Comme le révèlent les graphiques ci-dessous, l'intervalle de confiance s'accroît très rapidement à mesure que l'on s'éloigne de 2007q2. Ceci s'explique par la simplicité du modèle utilisé et par la taille des écarts-types des paramètres estimés. La courte période disponible pour les estimer (1997q1-2007q1) joue ici un grand rôle. Cette limitation est malheureusement incontournable.

Si les mesures prises dans le cadre du PSG ont eu un effet positif sur le taux d'emploi des 50-59 ans, on s'attend à ce que la série observée du taux d'emploi soit au-dessus de la série prédite. Mais, si

l'intervalle de confiance des prédictions englobe l'évolution observée du taux d'emploi, la différence entre la série observée et la série prédite n'est pas significative (c'est-à-dire qu'on ne peut rejeter l'hypothèse d'une différence nulle si l'on tolère une marge d'erreur de 5 %<sup>1</sup>). Le PSG n'aurait alors pas eu d'effet *sensible* sur le taux d'emploi. Si, par contre, la série observée est au-dessus de la plus grande valeur possible de la série prédite (limite supérieure de l'intervalle de confiance), le PSG a contribué à augmenter le taux d'emploi de manière sensible, c'est-à-dire de manière significative (avec une marge d'erreur de 5 %).

### **6.1 Impact sur le groupe d'âge 50-59 ans**

Le graphique 5, relatif aux hommes (panel A) et aux femmes (panel B) entre 50 et 59 ans, nous enseigne qu'indépendamment de la mise en place du Pacte de Solidarité entre les Générations, le taux d'emploi aurait de toute façon augmenté à partir de 2007 sous l'effet d'une activité économique favorable et, dans le cas des femmes, d'une hausse tendancielle. Le taux d'emploi observé sur la période 2007q2-2008q2 est toutefois supérieur aux prévisions tant pour les hommes que pour les femmes. *Ce constat suggère que les politiques du PSG ont eu un impact positif sur le taux d'emploi dans cette tranche d'âge. Cependant, l'écart entre le taux d'emploi et les prévisions est d'une ampleur modeste et n'est pas statistiquement significatif.* En effet, le taux d'emploi observé ne sort pas de l'intervalle de confiance à 95 % autour du taux d'emploi prédit tant pour les hommes que pour les femmes. Le tableau 1 précise les effets pour un trimestre particulier (2008q2). A ce moment, le taux d'emploi salarié privé observé chez les hommes âgés était de 36,2 % et celui prédit de 35,7 %. L'écart de 0,5 point de pourcentage n'est en soi pas négligeable. Pour les femmes âgées, ces chiffres sont respectivement de 24,2 % et de 23,9 %, soit une différence plus limitée de 0,3 point de pourcentage. En nombre d'emplois salariés privés, la différence entre l'emploi observé et celui prédit est de 3.739 emplois chez les hommes (soit 2 % au-dessus du nombre d'emplois prédits) et 1.813 emplois chez les femmes (soit 1 % au-dessus du nombre d'emplois prédits). L'impact positif n'est pas d'une ampleur telle qu'on puisse rejeter l'hypothèse statistique qu'il soit nul compte tenu du degré d'incertitude entourant la prédiction. En résumé, tant chez les hommes que chez les femmes de 50 à 59 ans, on ne peut conclure à un effet sensible (statistiquement significatif) du PSG sur le taux d'emploi au cours de la période (limitée) où il est possible d'évaluer cet effet. Si la marge d'erreur passe de 5 à 10 %, les intervalles de confiance deviennent plus étroits sans remettre en question les conclusions qui précèdent (voir le tableau 2 de l'article scientifique associé à cette synthèse).

---

<sup>1</sup> Dans la littérature, la marge d'erreur est souvent fixée à ce niveau. Mais, d'autres choix (par exemple 1 ou 10 %) se rencontrent aussi.

**Tableau 1. Taux d'emploi (nombre d'emplois) observé et prédit, et écart entre les deux, en 2008q2**

	Taux d'emploi			
	Observé	Prédit	Ecart* en point de pourcentage	Part de l'observé expliqué par l'activité économique et la hausse tendancielle du taux d'emploi**
Hommes 50-59 ans <i>Intervalle de confiance à 95 %</i>	36,2 %	35,7 % [35,1 ; 36,3]	0,5 [-0,1 ; 1,1]	98,6 % [97 % ; 100 %]
Femmes 50-59 ans <i>Intervalle de confiance à 95 %</i>	24,2 %	23,9 % [23,6 ; 24,3]	0,3 [-0,1 ; 0,6]	98,9 % [97,5 % ; 100 %]
	Nombres d'emploi			
	Observé	Prédit	Ecart en nombres d'emploi*	Part de l'observé expliqué par l'activité économique et la hausse tendancielle du taux d'emploi**
Hommes 50-59 ans <i>Intervalle de confiance à 95 %</i>	258.178	254.439 [250.119 ; 258.671]	3.739 [-493 ; 8.059]	98,6 % [96,9 % ; 100 %]
Femmes 50-59 ans <i>Intervalle de confiance à 95 %</i>	172.366	170.553 [168.107 ; 173.094]	1.813 [-728 ; 4.259]	99,0 % [97,5 % ; 100 %]

\* Ecart = Observé – Prédit; \*\* Part = Prédit/Observé.

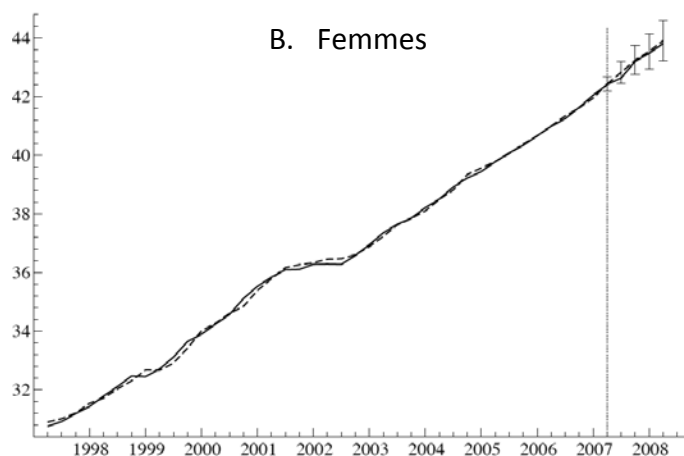
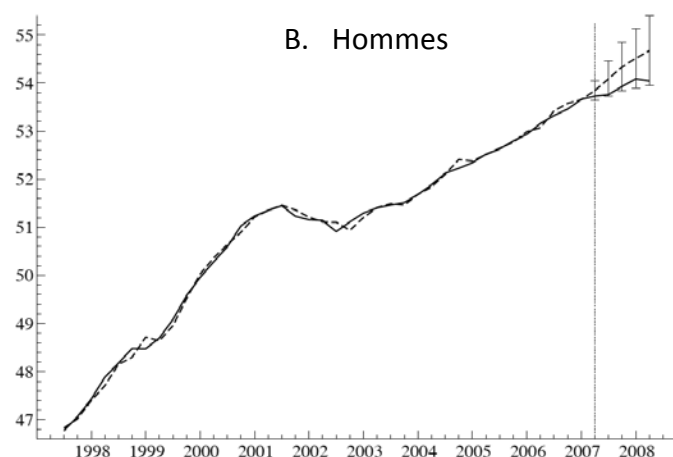
## 6.2 Impact sur le groupe d'âge 35-44 ans

Les travailleurs plus jeunes (âgés entre 35 et 44 ans) pourraient également être affectés par les politiques ciblées sur les plus âgés (on parle d'effets externes). Par exemple, il est possible que les travailleurs âgés soient embauchés au détriment des plus jeunes lorsque des subventions à l'embauche ciblent le premier groupe. Il est possible qu'au contraire les travailleurs plus jeunes bénéficient de l'amélioration des perspectives d'emploi des plus âgés s'il y a une complémentarité entre ces deux types de main d'œuvre dans le processus de production. Ci-dessous, nous utilisons également la méthode décrite à l'encadré 2 pour détecter un possible impact du PSG sur le taux d'emploi des plus jeunes. Les paramètres estimés du modèle sont présentés au tableau 2 en annexe. Nous nous limitons par la suite à l'analyse graphique.

Le graphique 6 présente les observations et les prévisions du taux d'emploi salarié privé parmi les travailleurs de 35 et 44 ans, ainsi que l'intervalle de confiance à 95 %. Chez les hommes (panel A), le taux d'emploi prédit est légèrement supérieur au taux d'emploi observé sur la période 2007q2-2008q2. *Cet effet va dans le sens d'un effet de substitution défavorable aux hommes de 35 et 44 ans. Cependant, la différence entre les prévisions et les valeurs observées de leur taux d'emploi n'est pas statistiquement significative.* Pour les femmes (panel B), il n'y a pratiquement aucune différence entre les prévisions et les valeurs observées du taux d'emploi. Tant chez les hommes que chez les femmes, l'absence d'effet de substitution significatif n'est pas étonnante puis que nous ne trouvons pas d'effet significatif sensible du PSG sur le taux d'emploi des âgés.



**Graphique 6. Taux d'emploi salarié privé des hommes et femmes âgés entre 35 et 44 ans (en %)**



Légende : voir graphique 5.

## **7. TESTS DE ROBUSTESSE**

La première analyse de sensibilité concerne le choix de la date à partir de laquelle les prévisions sont effectuées. La date de début de la période de prévision, 2007q2, a été déterminée suite à la forte hausse du nombre de participants aux politiques et des dépenses publiques directes à cette date. Cependant, le PSG a été signé en fin d'année 2005 et les premières politiques ont déjà été mises en place à partir de mars 2006. Cela a donc du sens de tester si notre analyse est robuste en développant la même analyse que décrite ci-dessus, mais en commençant les prévisions un an plus tôt, en 2006q2. Le corollaire immédiat de ce changement est que la période utilisée pour estimer les paramètres est raccourcie (elle prend fin en 2006q1). Le graphique 7 montre que les conclusions précédentes ne sont pas affectées par ce changement : l'effet positif, mais non significatif, sur l'emploi des hommes et des femmes de 50 à 59 ans est confirmé. Remarquons qu'en 2008q2, l'effet du PSG sur le taux d'emploi des 50-59 ans est proche de la significativité au seuil de 5%. L'effet défavorable, mais lui aussi non significatif, sur l'emploi des hommes de 35 à 44 ans est aussi confirmé. La quasi absence d'effet sur l'emploi des femmes de la même tranche d'âge est également confirmée.

**Graphique 7. Taux d'emploi salarié privé des hommes et femmes âgés entre 50 et 59 ans d'une part, entre 35 et 44 ans d'autre part (en %) lorsque la prédiction débute en 2006q2**

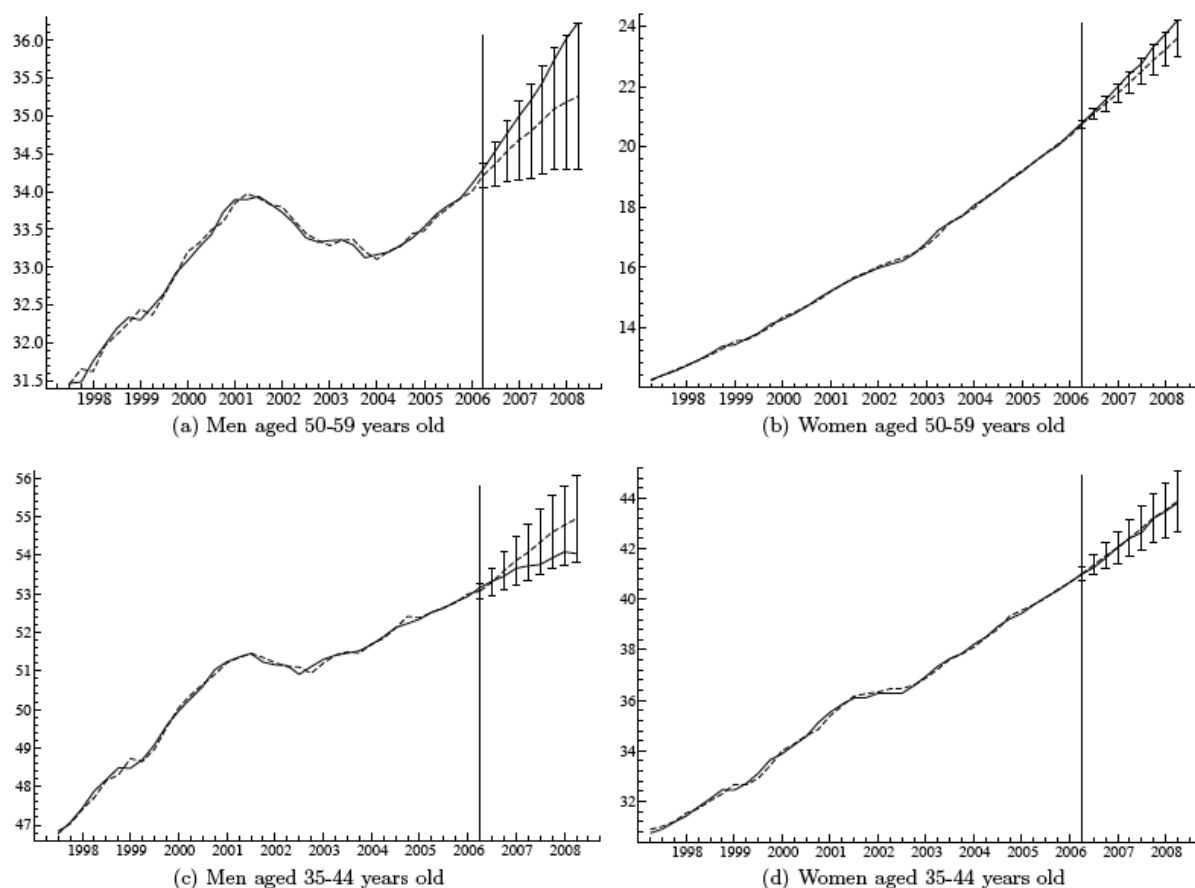


Figure 7: The quarterly salaried private employment rate (in %), 1997q2-2008q2, — observed series, - - - fitted values and forecasts from 2006q2,  $\pm$  95% CI of the forecasts.

La seconde analyse de sensibilité répond au risque de biais de simultanéité. Cette analyse est nécessaire car s'il est vrai que le PIB national détermine le taux d'emploi d'un groupe d'âge donné, ce dernier peut également avoir un impact sur le PIB mesuré le même trimestre («contemporain»). Cette causalité inverse introduit un biais dans la valeur des coefficients estimés et, par conséquent, les prévisions obtenues. Notons que ce problème ne se pose que lorsque le modèle estimé inclut le PIB courant (ou encore contemporain) comme variable explicative. C'est le cas des hommes, pas des femmes. La double analyse de sensibilité que nous évoquons brièvement est donc limitée aux hommes. D'une part, nous ré-estimons le modèle en imposant que le PIB contemporain ne peut affecter le taux d'emploi. Ensuite, sur base du nouveau modèle estimé, nous répétons l'exercice de prédiction et de comparaison avec les valeurs observées. D'autre part, nous remplaçons le PIB belge par le PIB moyen des pays voisins<sup>1</sup>. En effet, nous nous attendons à ce que le PIB belge et celui des pays voisins soient sujets aux mêmes chocs économiques sans que le taux d'emploi des

<sup>1</sup> La section 4 a précisé la mesure.

travailleurs belges d'un groupe d'âge et d'un genre donnés n'affecte le PIB des pays voisins (vu la petite taille relative du marché du travail belge). Le détail de ces analyses de robustesse est disponible dans l'article scientifique indiqué en note de bas de page associée au titre<sup>1</sup>. Les conclusions précédentes demeurent toutes inchangées.

## **8. CONCLUSION**

Ce chapitre évalue l'impact macro-économique des politiques du «Pacte de Solidarité entre les Générations» (PSG), considéré comme un tout. L'indicateur de résultat principal est le taux d'emploi salarié privé des travailleurs âgés de 50 à 59 ans. Notre évaluation porte sur la période qui s'étend du deuxième trimestre de 2007 (2007q2) au même trimestre de 2008 (2008q2). Le début de cette période est choisi sur base d'une analyse descriptive du nombre de personnes concernées par les politiques mises en place suite au PSG d'une part, des dépenses publiques associées d'autre part. Le lancement d'un ensemble de mesures visant à soutenir l'emploi en réponse au déclenchement de la crise financière nous impose l'arrêt de l'évaluation au milieu de 2008. Sans quoi, notre évaluation ne pourrait que mêler les effets des politiques du PSG et de ces mesures. Même si l'on peut souhaiter disposer d'une évaluation macroéconomique des effets des politiques du PSG au-delà du déclenchement de la crise financière, nous craignons que cet espoir soit vain.

Nous nous intéressons également à l'effet induit éventuel des mesures du PSG sur l'emploi salarié privé de travailleurs plus jeunes (en l'occurrence, âgés de 35 à 44 ans) sur la période 2007q2-2008q2. Quel que soit le groupe d'âge considéré, l'analyse est menée séparément pour les hommes et pour les femmes.

Dans un premier temps, nous estimons un modèle reliant le taux d'emploi salarié privé d'un groupe d'âge et d'un genre donnés au niveau d'activité économique et à la dynamique passée du taux d'emploi de ce même groupe. En raison de limites de disponibilité des données, la période d'observation est relativement courte : 1997q2-2007q1. Par conséquent, même si notre modèle contient peu de paramètres, ceux-ci ne sont pas tous estimés avec une grande précision. La part de la variance du taux d'emploi non expliquée par le modèle est en outre non négligeable. Par conséquent, les prévisions de ce modèle sont entourées d'une marge d'erreur qui croît rapidement avec le temps. Dans un second temps, le modèle estimé est utilisé pour prédire l'évolution du taux d'emploi des âgés sur la période 2007q2-2008q2. Cette prédiction est notre construction du contre-factuel, c'est à dire de l'évolution du taux d'emploi en l'absence de PSG. Un écart entre les valeurs observées du taux d'emploi et les valeurs prédites est interprété comme un effet du PSG. Cette affirmation repose sur l'hypothèse d'identification suivante : en l'absence du PSG, le taux d'emploi salarié aurait suivi l'évolution du PIB selon un processus dynamique dont les caractéristiques sont révélées par les données statistiques précédant 2007q2. Le modèle servant à la prédiction est fort

---

<sup>1</sup> Le tableau 4 de cet article présente les paramètres estimés et les tests réalisés. Le graphique 8 présente la comparaison entre les valeurs observées et les prédictions lorsque seules les valeurs retardées du PIB sont susceptibles d'affecter le taux d'emploi (les prévisions démarrant en 2007q2). Le graphique 9 de l'article fait de même lorsque cette fois le PIB moyen des pays voisins se substitue au PIB belge.

épuré. Plusieurs déterminants plausibles du taux d'emploi (comme le coût du travail ou le temps de travail) ne peuvent être pris en compte car leur valeur est affectée par le PSG et la construction de la valeur prise par ces autres déterminants en l'absence du PSG dépasse les limites de notre étude.

Notre analyse comprend plusieurs tests de robustesse. Nous vérifions que nos résultats se maintiennent si l'on considère que le début de la mise en œuvre des mesures du PSG se situe en 2006. Nous vérifions également que nos estimations ne sont pas biaisées par la présence d'une causalité allant du taux d'emploi des groupes d'âge vers le PIB contemporain.

Au terme de chaque analyse menée séparément pour les hommes et les femmes âgés de 50 à 59 ans, nous obtenons que le taux d'emploi observé après l'entrée en vigueur du PSG est supérieur aux prévisions. Ces résultats suggèrent que les politiques du PSG ont eu un impact positif sur le taux d'emploi de ces groupes. A la fin de la période d'évaluation (2008q2), l'impact positif sur le taux d'emploi des hommes de 50 à 59 ans est de 0,5 points de pourcentage. Pour les femmes de la même tranche d'âge, l'effet est de 0,3 points. Cependant, compte tenu de la précision des prévisions, l'écart entre le taux d'emploi et ces dernières n'est pas statistiquement significatif (autrement dit, on ne peut rejeter l'hypothèse statistique que l'effet du PSG est nul et ce, que l'on admette une marge d'erreur de 5 ou de 10 %). Nous concluons donc que la hausse du taux d'emploi des âgés (hommes et femmes) entre 2007q2 et 2008q2 est essentiellement due à la bonne croissance économique et à l'évolution tendancielle du taux d'emploi avant 2007 et que s'il y a eu des effets positifs du PSG, ceux-ci sont limités.

Pour vérifier si les travailleurs plus jeunes ont pâti (effet de substitution) ou bénéficié (par une stimulation des créations d'emploi) des politiques développées dans le cadre du PSG, nous considérons la tranche d'âge allant de 35 à 44 ans (les travailleurs âgés de 45 à 50 ans ne convenant pas car ils sont parfois visés par les mesures ciblées sur les travailleurs dits âgés). Nous concluons que le taux d'emploi des hommes de 35 à 44 ans, est affecté négativement par les mesures prises suite au PSG. L'effet est en revanche quasi nul chez les femmes. Tant pour les hommes que pour les femmes, on n'est cependant pas surpris de constater que ces effets ne sont pas statistiquement significatifs. Il est en effet difficilement concevable qu'en l'absence d'impact significatif sur les 50 – 59 ans, l'emploi des plus jeunes aient été touché de manière statistiquement significative par les politiques développées suite au PSG.

Une telle conclusion n'exclut pas que des mesures particulières prises dans la foulée du PSG aient eu des effets sensibles sur l'emploi au niveau micro-économique, c'est-à-dire sur les bénéficiaires directs de ces politiques. Les autres chapitres de ce rapport s'intéressent notamment à de telles mesures.

## **BIBLIOGRAPHIE**

Arcq, E., (2011), *Le blocage de l'évaluation du Pacte de solidarité entre les générations*, Les analyses du CRISP en ligne, 22 décembre 2011, [www.crisp.be](http://www.crisp.be).

Cataldi A., Kampelmann S. and F. Rycx, (2012), Does it pay to be productive ? The case of age groups. *International Journal of Manpower*, 22, 264-283.

Claes T., (2012), *La prépension conventionnelle (1974-2012)*, Courrier hebdomadaire du CRISP n°2154-2155.

Cockx, B., Dejemeppe, M. et Van der Linden, B., (2011), *Evaluation de l'activation du comportement de recherche d'emploi*, Gand, Société et Avenir, Academia Press.

FEB, (2011), Pacte de solidarité entre les générations : pour une information complète et non pas sélective, Memo, 20 octobre, [www.feb.be](http://www.feb.be).

Federgon, (2011), *Du Pacte des Générations au Pacte d'activité. Neuf propositions concrètes de Federgon pour un Pacte d'activité*, septembre 2011.

Jousten A., M. Lefebvre and S. Perelman (2016), Health, disability insurance, and labor force incentives in Belgium, in Wise D.A. (dir. Publ.) *Social Security Programs and Retirement around the World*, The University of Chicago Press.

Lefèvre, M. et K. Orsini, (2011), A structural model for early exit of older men in Belgium, *Empirical Economics*, 43, 379-398.

López-Novella, M. (2012), *Analysing the impact of eligibility and financial measures aiming at delaying early retirement in Belgium: a "difference-in-differences" approach using panel data*, Bureau fédéral du Plan, WORKING PAPER 14-12.

Maes, M. (2012), Financial and distributional implications of early retirement in Belgium, *Reflets et Perspectives de la Vie économique*, LI (3), 29-41.

Peeters, A., Van Pelt, A. et Sander, D., (2006), *Evaluation du régime des titres-services pour les services et emploi de proximité*, Bruxelles, Idea Consult.

Peeters, A., Van Pelt, A. et Valsamis, D., (2008), *Evaluation du régime des titres-services pour les services et emploi de proximité*, Bruxelles, Idea Consult.

Serroyen, C., (2011), Qui veut la peau du Pacte des générations ?, *Démocratie*, n°22, pp.5-7.

Stockman P. (2007), Wage and age related employers' SSC cuts and wage subsidies in the 2007 vintage of HERMES, Working paper 12-07, Federal Planning Bureau, Brussels.

Vandenberghe V., Waltenberg F., and M. Rigo (2013), Aging and employability: Evidence from Belgian firm-level data, *Productivity Analysis*, 40, 111-136.

Van Looy, D., De Preter, H. et Mortelmans, D., (2012), Arbeidsduurvermindering en pensioneringsintenties van vijftigplussers op de Vlaamse arbeidsmarkt, *Over.Werk*, 2/2012, pp.37-46.

## ANNEXES

Tableau 2. Résultats de l'estimation de l'équation 1 (encadré 2) par la méthode du maximum de vraisemblance

Dep. var.	$\Delta$ Employment rate			
	50-59 years old		35-44 years old	
	Men	Women	Men	Women
$\Delta$ Employment rate <sub>t-1</sub>	0.533*** (0.103)		0.418*** (0.117)	
$\Delta$ log[GDP] <sub>t</sub>	0.087*** (0.027)		0.127*** (0.036)	
$\Delta$ log[GDP] <sub>t-3</sub>	0.115*** (0.028)	0.048** (0.021)	0.153*** (0.039)	0.127*** (0.041)
Constant	-0.071*** (0.026)	0.066** (0.029)	-0.054 (0.036)	0.134** (0.056)
Trend		0.006*** (0.001)		0.003* (0.002)
Nbr obs.	39	40	39	40
R <sup>2</sup>	0.697	0.574	0.633	0.228
Adj. R <sup>2</sup>	0.671	0.551	0.601	0.187
Serial correlation (AR 1-3) <sup>a</sup>	F(3,32) = 1.112	F(3,34) = 0.559	F(3,32) = 0.998	F(3,34) = 1.566
Normality test	Chi <sup>2</sup> (2) = 1.3	Chi <sup>2</sup> (2) = 0.725	Chi <sup>2</sup> (2) = 1.286	Chi <sup>2</sup> (2) = 0.468
Heteroscedasticity test <sup>b</sup>	F(6,32) = 0.686	F(4,35) = 0.849	F(6,32) = 0.284	F(4,35) = 2.155

<sup>a</sup> Durbin's alternative test for serial correlation without strictly exogenous regressors. <sup>b</sup> White test for heteroscedasticity. \*\*\* significant at 1% level, \*\* 5% level, \* 10% level. The model selection is automated using Autometrics.

Les écarts-types apparaissent sous les paramètres estimés du modèle. Les tests statistiques au bas du tableau<sup>1</sup> permettent de ne rejeter aucune des hypothèses suivantes : (i) le terme d'erreur stochastique n'est pas auto-corrélé; (ii) le terme d'erreur stochastique est distribué selon une loi normale; (iii) le terme d'erreur stochastique est homoscédastique (autrement dit, sa variance est la même pour chaque observation).

<sup>1</sup> (a) Le "serial correlation (AR 1-3)" test est le test alternatif de Durbin sans régresseurs strictment exogènes. (b) Le test d'hétéroscédasticité est le test de White.

### 3. PERMANENTE LOONLASTENVERLAGINGEN VOOR OUDERE WERKNEMERS. EFFECTIEF INSTRUMENT VOOR BEHOUD VAN TEWERKSTELLING EN VOOR UITSTEL VAN BRUGPENSIOEN?<sup>1</sup>

Andrea Albanese<sup>2</sup> en Bart Cockx<sup>3</sup>

#### Samenvatting

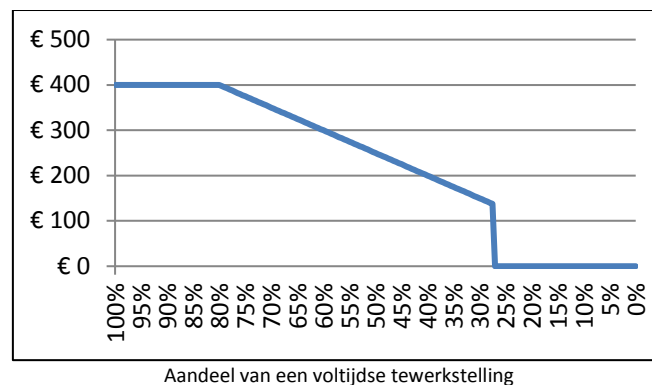
*We onderzochten de effecten van een permanente loonlastenverlaging voor oudere werknemers op (het behoud van) tewerkstelling, arbeidsduur en het uurloon. We voerden de analyse uit op een steekproef van ruim 150.000 mannen geboren tussen 1941 en 1950. We vonden kleine positieve effecten op de arbeidsduur en grotere op het behoud van tewerkstelling, maar dit enkel voor werknemers met een hoge kans op uitstroom naar brugpensioen. Het loon werd niet beïnvloed. We vonden ook evidentie dat het voordeel voor de oudere werknemers gedeeltelijk ten koste gaat van de klein beetje jongere groep die niet voor de lastenverlaging in aanmerking kwam.*

- 
- <sup>1</sup> Dit is een Nederlandstalige samenvatting van de tekst met titel : “Permanent Wage Cost Subsidies for Older Workers. An Effective Tool for Employment Retention and Postponing Early Retention”. Voor alle technische details verwijzen we naar de Engelstalige versie beschikbaar op [http://users.ugent.be/~bcockx/Albanese\\_Cockx\\_16.pdf](http://users.ugent.be/~bcockx/Albanese_Cockx_16.pdf). Dit onderzoek werd gefinancierd door Federaal Wetenschapsbeleid (BELSPO) in het Programma “Samenleving en Toekomst” (contract n° TA/00/044). Andrea Albanese werd ook gedeeltelijk gefinancierd door het Bijzonder Onderzoeksfonds van de Universiteit Gent (code 01SF3612). We danken de Kruispuntbank voor de Sociale Zekerheid voor het beschikbaar stellen van de data (verslag nr. 12/080 van het Sectoreel Comité van Sociale Zekerheid en Gezondheid, afdeling Sociale Zekerheid).
- <sup>2</sup> Luxembourg Institute of Socio-Economic Research (LISER), Universiteit Gent (SHERPPA). E-mail: [andrea.albanese@liser.lu](mailto:andrea.albanese@liser.lu). Adres: Portes des Sciences 11, L-4366 Esch-sur-Alzette, LUXEMBOURG.
- <sup>3</sup> Universiteit Gent (SHERPPA), Université Catholique de Louvain (IRES), IZA (Bonn) en CESifo (Munchen). E-mail: [bart.cockx@ugent.be](mailto:bart.cockx@ugent.be). Adres: Sint-Pietersplein 6, 9000 Gent.

## 1. VRAAGSTELLING EN VERWACHTINGEN

De dalende werkgelegenheidsgraad en de verhoogde levensverwachting, die de veroudering van de bevolking met zich meebrengen, vormen in de komende decennia samen één van de belangrijkste uitdagingen voor de economische groei en voor de Welvaartstaat in de ontwikkelde wereld. Gedeeltelijk in reactie op deze uitdaging legde de Europese Unie (EU) in juni 2010 de “2020-strategie” vast. Een van de belangrijkste doelstellingen van deze strategie is het verhogen van de werkgelegenheidsgraad van 69 % in 2010 tot 75 % tegen 2020. De verhoging van de activiteitsgraad van oudere werknemers speelt hierin een cruciale rol (Europese Commissie, 2010). In België is de werkgelegenheidsgraad voor oudere werknemers één van de laagste van de EU. In 2013 bereikte deze voor de bevolking tussen 55 en 64 jaar oud slechts 42 % tegenover 50 % in de EU27. Niettemin is er vooruitgang geboekt. Sedert 2000 heeft de Belgische federale overheid een reeks maatregelen genomen die de tewerkstelling van ouderen aanmoedigen (Dejemeppe *et al.*, 2015; Zie hoofdstuk 2 in dit rapport) en is de werkgelegenheidsgraad van oudere werknemers met 16,7 procentpunten toegenomen (Eurostat, 2015). De vraag is in welke mate deze positieve evolutie een gevolg is van het gevoerde beleid en, zo ja, welk van deze maatregelen het meest doeltreffend waren. Dit onderzoek probeert een antwoord op deze vraag te vinden. Het tracht de effecten van een loonlastenverlaging voor oudere werknemers op tewerkstelling en lonen te meten. Andere landen hebben gelijkaardige loonlastenverlagingen doorgevoerd, zodat ons onderzoek ook interesse kan opwekken bij beleidsvoerders in andere landen.<sup>1</sup>

**Figuur 1. Het bedrag per kwartaal van de loonlastenverlaging in functie van de gewerkte tijd**



In België werden vanaf het tweede kwartaal van 2002 de werkgeversbijdragen voor de Sociale Zekerheid *permanent* met €400/kwartaal verminderd voor elke werknemer in de private sector ouder dan 58 jaar met een arbeidsduur van minstens 80 % van een voltijdse. Voor

<sup>1</sup> In de OESO zijn de volgende landen hier voorbeeld van : Oostenrijk, Denemarken, Finland, Frankrijk, Duitsland, de Verenigde Staten van Amerika, Nederland, Zweden en het Verenigd Koninkrijk. Een beschrijving van deze maatregelen kan de geïnteresseerde lezer vinden in de Internet Appendix van de Engelstalige onderzoekspaper.



deeltijdse werknemers die méér dan één derde van een voltijdse tewerkgesteld waren, werd de vermindering proportioneel verlaagd. Voor deeltijdse werknemers met een lagere arbeidsduur gold de vermindering niet (zie figuur 1). Gemiddeld genomen drukte deze lastenverlaging de loonkosten van alle rechthebbenden met vier procent. Omdat het om een forfaitair bedrag ging, daalde dit aandeel met het loon. Het maximum bedroeg 13,8 %. Dit werd bereikt bij 80 % deeltijdse tewerkstelling aan het wettelijk minimumloon.

In 2004 vertegenwoordigden de uitgaven van deze lastenverlaging 0,034 % van het Bruto Binnenlands Product (BBP). Tussen 2004 en 2011 werd voor deze lastenverlagingen niet minder dan 1,3 miljard euro uitgegeven. Dit geeft het maatschappelijke belang van een degelijke evaluatie aan, te meer dat de maatregel nog steeds in voege is. De bedragen zijn intussen wel aangepast en de in aanmerking genomen leeftijdsgroepen werden eerst verruimd en vervolgens weer verengd. In 2004 werd de leeftijdsvoorwaarde tot 57 jaar verlaagd en sedert 2007 kwamen werknemers ouder dan 50 met een bruto arbeidsinkomen van minder dan €12.000/kwartaal in aanmerking voor een met de leeftijd progressief stijgende lastenverlaging (werknemers ouder dan 57 bleven gerechtigd ongeacht hun inkomen). Sedert 2013 verleent de federale overheid geen lastenverlagingen meer voor werknemers jonger dan 54 en werd de hogergenoemde inkomensvoorwaarde opgelegd voor *alle* oudere werknemers. In het kader van de zesde Staatshervorming werden de lastenverlagingen voor oudere werknemers, zoals die van andere doelgroepen, een gewestelijke bevoegdheid. Vlaanderen heeft in dat kader sedert juli 2016 de leeftijds grens van de permanente lastenverlagingen voor oudere werknemers verhoogd van 54 tot 55 jaar. Bij het schrijven van dit hoofdstuk stonden ook Brussel en Wallonië op het punt om eenzelfde leeftijdsverhoging door te voeren en een in functie van de leeftijd meer progressieve lastenverlaging dan in Vlaanderen. In Vlaanderen bestaat er bovendien niet alleen een permanente lastenverlaging voor zittende oudere werknemers, maar sedert 2006 ook een premie voor de aanwerving van oudere werklozen. Een evaluatie van deze aanwervingspremies valt buiten het bestek van deze studie.

Welke effecten kunnen we vanuit de economische theorie en van bestaande empirische studies verwachten van een lastenverlaging voor oudere werknemers? Vanuit de standaard economische theorie weten we dat in een perfect competitieve arbeidsmarkt loonlastenverlagingen de werkgelegenheid enkel kan verhogen in de mate dat zowel de arbeidsvraag als het –aanbod voldoende prijselastisch zijn (bv. Katz, 1996). Er bestaat echter naar ons weten geen enkele econometrische studie die de elasticiteit van de vraag naar oudere werknemers meet en met betrekking tot het arbeidsaanbod zijn de conclusies van bestaande studies gemengd.<sup>1</sup> Op basis van deze literatuur is het bijgevolg moeilijk om voorspellingen te maken over de effecten van loonlastenverlagingen voor oudere werknemers. Een andere groep studies evalueren rechtstreeks de effecten van lastenverlagingen voor werknemers en aan werkgevers, maar er zijn maar weinig onderzoekers die dit hebben bestudeerd voor ouderen. Ammermüller *et al.* (2006) en Brussig

---

<sup>1</sup> Zie Albanese en Cockx, 2015 voor een samenvatting van deze literatuur.

*et al.* (2006) vinden in Duitsland positieve maar statistisch niet verschillend van nul effecten van een werkbonus op de tewerkstelling van ouderen. In een andere Duitse studie rapporteren Boockmann *et al.* (2012) enkel voor oudere vrouwen in Oost-Duitsland statistisch significante positieve effecten van een aanwervingspremie. Dit zou voornamelijk het gevolg zijn van een langere subsidieduur en een hogere werkloosheid in die regio. In geval van hoge werkloosheid is er immers minder kans dat de premie geabsorbeerd wordt door hogere looneisen. De studie van Huttunen *et al.* (2013) is voor ons de meest relevante. Zij bestuderen de effecten van een tijdelijke (gedurende vijf jaar) loonlastenverlaging in Finland voor werknemers met een laag loon en ouder dan 54 jaar.<sup>1</sup> Ondanks hun resultaten met zeer grote nauwkeurigheid geschat werden, vinden deze onderzoekers zeer kleine effecten op zowel tewerkstellingskansen als op de arbeidsduur die statistisch niet van nul verschillen. Of de interventie het loon beïnvloed heeft is niet duidelijk, omdat hun analyses op dat vlak geen robuuste resultaten opleveren. Ze vinden wel kleine positieve en statistisch significante effecten op de arbeidsduur van werknemers ouder dan 58. Het feit dat deze leeftijdsgroep in aanmerking komt voor een deeltijds pensioen kan dit verklaren, want dit verhoogt de elasticiteit van het arbeidsaanbod.

Op basis van de bestaande literatuur mogen we dus geen of slechts kleine effecten van een lastenverlaging op tewerkstelling, arbeidsduur *en* loon verwachten. Deze resultaten staan haaks op de verwachtingen van de standaard economische theorie. Een klein effect op de tewerkstelling zou kunnen volgen uit een zeer inelastisch arbeidsaanbod of –vraag, maar dan zou dit moeten reflecteren in een hoger loon en dat is niet wat we vaststellen. Een mogelijke verklaring is dat oudere werknemers meer kosten dan dat ze opbrengen voor de werkgever. Men spreekt van een “loon-productiviteitswig”. Deze wig kan het gevolg zijn van leeftijdsgebonden productiviteitsdalingen, mogelijk als gevolg van de snelle technologische evolutie, voornamelijk relevant voor arbeiders in de industrie. Voor bedienden kan deze wig tot stand komen door een verloning die gebaseerd is op anciënniteit en waardoor het loon op het einde van de carrière geleidelijk de productiviteit gaat overtreffen (Lazear, 1979). In wetenschappelijk onderzoek stelt Vandenberghe *et al.* (2013, fig. 1) vast dat in België het loon de productiviteit gemiddeld genomen overstijgt vanaf 56 jaar.<sup>2</sup> Deze vaststelling werd niet alleen voor België, maar ook voor andere landen gemaakt.<sup>3</sup> Hoge afdankingskosten, anti-discriminatiewetgeving en het bewaren van sociale vrede (Claes, 2012, p. 38), verklaren waarom werkgevers deze te dure oudere werknemers niet afdanken. Een loonlastenverlaging voor deze werknemers kan in dat geval geen enkel effect hebben, omdat ze enkel het verlies verlicht van de werkgever voor het in dienst houden van deze werknemers.

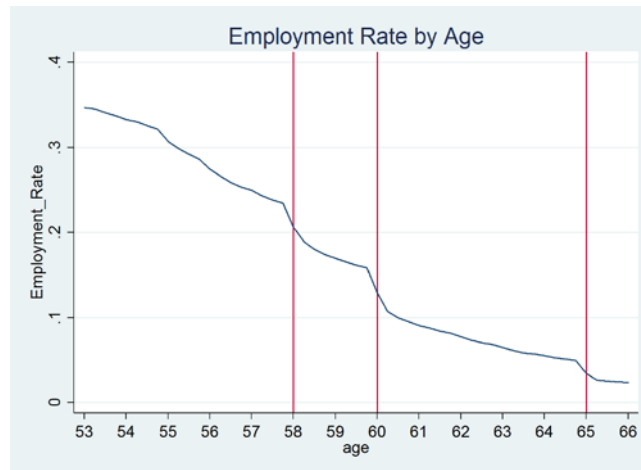
---

<sup>1</sup> In verhouding tot de loonkosten bedroeg de loonlastenverlaging in Finland maximaal 13 % en is dus vergelijkbaar met die in België.

<sup>2</sup> Zie ook Cataldi *et al.* (2012).

<sup>3</sup> In het Engelstalig werkdocument kan de lezer verwijzingen vinden naar studies die dit vaststellen.

**Figuur 2. Het verloop van de tewerkstellingskans met leeftijd**



Niettegenstaande deze loon-productiviteitswig verwachten we dat de hier bestudeerde lastenverlaging wel een specifieke groep werknemers aan het werk kan houden. Dit komt omdat de verlaging gericht is op een leeftijdsgroep, ouder dan 58, waarvoor de kans op vervroegde uittrede scherp verhoogt (zie figuur 2). Rond 2002 was er immers in vele sectoren een collectieve arbeidsovereenkomst (CAO) van kracht die een algemene afvloeiing naar brugpensioen vanaf 58 jaar mogelijk maakte. Sommige bedrijven maakten hiervan intensief gebruik om met behoud van sociale vrede hun te dure oudere werknemers te laten afvloeien. Voor de bedrijven is het op brugpensioen stellen echter niet kosteloos. Ze zullen deze kosten afwegen tegen de baten (de uitgespaarde loonproductiviteitswig tot aan het reguliere pensioen). Van zodra een werknemer de gerechtigde leeftijd heeft bereikt, zal de werkgever hem op brugpensioen stellen in de mate dat deze baten de kosten overstijgen.<sup>1</sup> Het is duidelijk dat een loonlastenverlaging deze baten verlaagt. Daarom verwachten we dat deze verlaging brugpensioengerechtigden wel langer aan het werk kan houden. Dit onderzoek bevestigt deze hypothese. Tegelijk kunnen we echter verwachten dat de positieve effecten voor deze specifieke groep gedeeltelijk ten koste gaat van de onmiddellijk jongere groep waarvoor de werkgevers geen voordeel ontvangen. Ook hiervoor vinden we evidentie, waardoor het positieve tewerkstellingseffect grotendeels teniet gedaan wordt.

We bepreken nu eerst de data die voor dit onderzoek gebruikt werden. In een volgende sectie leggen we de methode uit voor de identificatie van de effecten van de loonlastenverlaging. Er volgt dan een voorstelling en bespreking van de resultaten. Vooraleer te besluiten, bespreken we nog kort de kosten-batenanalyse die we voor dit onderzoek hebben uitgevoerd.

---

<sup>1</sup> Vóór de gerechtigde leeftijd dankt de werkgever deze werknemers niet af om de sociale vrede te bewaren.

## **2. DATA**

Voor de analyse trokken we uit het Rijksregister een endogeen gestratificeerde toevalssteekproef van de geboortecohorten 1941 tot 1950 (tussen 52 en 61 jaar oud in 2002) en koppelden die informatie aan de zogenaamde “Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming” van de Kruispuntbank voor Sociale Zekerheid. De Datawarehouse koppelt voor alle Belgische residenten informatie die beschikbaar is in de diverse Sociale Zekerheidsinstellingen. Deze administratieve data zijn heel rijk en maken het mogelijk om sedert 1998 op kwartaalbasis de gedetailleerde arbeidshistoriek en looninformatie van individuen te reconstrueren. Voor de private sector laten ze zelfs toe de beroeps carrière te beschrijven tot in 1957. In onze analyse maken we uitgebreid van deze informatie gebruik, niet alleen om de uitkomsten waarin we geïnteresseerd zijn te meten (tewerkstellingskans, kans om aan het werk te blijven, arbeidsduur, uurloon, brugpensionering en andere vervroegde uittredekanalen), maar ook om de “behandelde” groep (personen ouder dan 58 waarvoor vanaf 2002 de loonlastenverlaging van toepassing is) meer vergelijkbaar te maken met de jongere controlegroepen. Om deze vergelijkbaarheid te verhogen gebruiken we naast de informatie over de hele arbeidsgeschiedenis ook individuele en huishoudkenmerken. Een uitgebreide beschrijving van de gebruikte informatie kan de lezer terugvinden in de bijlage bij de Engelstalige onderzoekspaper.

Op deze oudere leeftijden, d.i. tussen 52 en 61 jaar in 2002, hebben in België al veel mensen de arbeidsmarkt verlaten. Deze inactieven zijn niet erg bruikbaar om de effecten van de lastenverlaging op tewerkstelling te meten, omdat het onwaarschijnlijk is dat deze maatregel ze weer massaal aan het werk zou brengen : die ageert eerder op de retentie dan op de instroom in werk. We mogen de inactieven echter niet zomaar uitsluiten van de steekproef, want dat zou leiden tot een selectiviteitsvertekening. Om de steekproef maximaal te bevolken met individuen die beïnvloed worden door de lastenverlaging, kozen we voor een endogeen gestratificeerde steekproef waarin we de inactieven rond de periode van de hervorming ondervertegenwoordigden, terwijl we diegenen oververtegenwoordigden die een overgang van of naar werk maakten. Doordat deze stratificatie gelieerd is aan de uitkomsten waarin we geïnteresseerd zijn, is dit een *endogene* steekproef. Om vertekening te vermijden dienen we de waarnemingen bij zulke endogene steekproeftrekking op gepaste wijze te wegen. In de Engelstalige versie bespreken we de details van deze wegening. Dit resulteerde uiteindelijk in een steekproef van 243.655 individuen (153.655 mannen en 90.282 vrouwen).

## **3. METHODE**

In essentie is de methode gebaseerd op de zogenaamde “verschil-in-verschillen” (ViV) schatter. Om het effect van de loonlastenverlaging te meten, vergelijken we de evolutie van een uitkomst (bv. tewerkstelling) tussen een moment dat de invoegetrede vooraf gaat (vóór 2002) en een later moment (na 2002) voor een oudere en jongere die in aanmerking komt voor de lastenverlaging en een jongere groep die niet gerechtigd is. De evolutie meet het

verschil tussen twee uitkomsten over de tijd. Als we deze verschillen tussen de twee leeftijdsgroepen van elkaar aftrekken, dan verkrijgen we de ViV schatter. De evolutie voor de oudere groep meet niet alleen het effect van de maatregel, maar ook het autonome verloop van de uitkomst over de tijd zonder de interventie. Om een zuiver effect van de interventie te meten gaat de ViV-schatter ervan uit dat de evolutie van de uitkomst voor jongere groep een goede benadering is van het autonome verloop voor de oudere groep. Onder deze veronderstelling kunnen we het effect voor de oudere groep schatten door het tweede verschil van het eerste af te trekken.

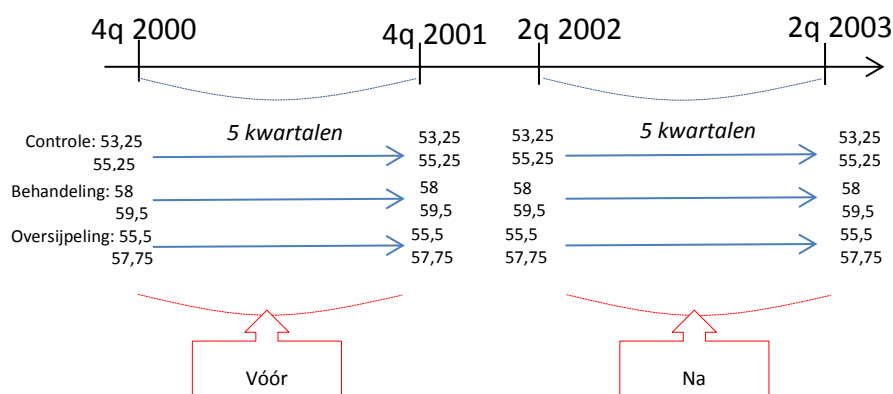
We kunnen deze methode op verscheidene manieren uitvoeren. We kunnen verschillende geboortecohorten over de tijd volgen of vaste leeftijdsgroepen op elk moment bepalen en de uitkomsten voor deze vaste leeftijdsgroepen over de tijd volgen. In de eerste methode volgt men eenzelfde individu over de tijd in een zogenaamd *panel*, terwijl in de tweede methode men op elk tijdstip een doorsnede neemt van alle individuen die tot een bepaalde leeftijdsgroep behoren en volgt men dan deze groepen over de tijd. Omdat de eerste methode gepaard gaat met een aantal complicaties waarop we hier niet ingaan, kozen we in deze studie voor de tweede optie.

Om het effect van de lastenverlaging te meten, moeten we in rekening brengen dat ze niet alleen effecten kunnen sorteren op individuen ouder dan 58 jaar, maar dat ze ook kunnen *oversijpelen* op jongeren en dit om minstens twee redenen. Ten eerste gaan de verwachte loonkosten van jongere werknemers ook omlaag, omdat voor hen de lastenverlaging ook ingaat van zodra zij 58 jaar worden. Deze *anticipatie* is belangrijker naarmate men dichter bij de leeftijdsgrens van 58 jaar is. De oversijpeling kan echter ook in omgekeerde richting gaan. Omdat jongere werknemers relatief duurder worden dan oudere, zullen werkgevers de neiging hebben om jongere werknemers sneller met brugpensioen te sturen dan ouderen. Dit is een *substitutie effect*. Zonder rekening te houden met het *anticipatie effect* is dit effect ook belangrijker naarmate men de leeftijd van 58 jaar nadert, want hoe kleiner het leeftijdsverschil, hoe meer substitueerbaar individuen zijn. Dit heeft implicaties voor de analyse, welk van deze twee effecten ook domineert. De leeftijd van de controlegroep moet dus zodanig gekozen worden dat deze oversijpelingseffecten verwaarloosbaar klein worden. In onze analyse leggen we de leeftijdsgrenzen van deze controlegroep vast tussen 53.25 en 55.25 jaar. De behandelde groep is tussen 58 en 59.5 jaar oud.<sup>1</sup> Tenslotte beschouwen we in de analyse ook de oudere controlegroep, tussen 55,5 en 57,75 jaar oud, als een “behandelde” groep. Door de evolutie in uitkomsten van deze groep met de controlegroep te vergelijken krijgen we meer inzicht in het belang van de oversijpelingseffecten.

---

<sup>1</sup> Oudere mannen komen nog wel in aanmerking voor de lastenverlaging, maar ze werden niet weerhouden in de steekproef. Bovendien zijn ze ook nog minder vergelijkbaar met de jongere controlegroep wat een correcte identificatie van het causale effect in de weg kan staan.

**Figuur 3. ViV op basis van veelvoudige doorsnedegegevens : vaste leeftijdsgroepen**



Figuur 3 probeert het onderzoeksopzet nog eens aanschouwelijk voor te stellen. We vergelijken de evolutie van de uitkomsten van een behandelde groep (58-59,5, of 55,5-57,75, wanneer we oversijpelingseffecten bestuderen) met deze van een controlegroep (53,25-55,25). We meten voor deze vaste leeftijdsgroepen de uitkomsten gedurende 5 kwartalen vóór de invoering van de lastenverlaging (tussen het 4<sup>de</sup> kwartaal van 2000 en 2001) en gedurende de 5 kwartalen die hierop volgen (tussen het 2<sup>de</sup> kwartaal van 2002 en het 2<sup>de</sup> kwartaal van 2003).<sup>1</sup>

Een aantal complicaties verhinderen dat we de standaard ViV schatter kunnen toepassen. Ten eerste verschilt de samenstelling van de jongere controle- en de oudere behandelde groepen gemiddeld genomen van elkaar. Om de vergelijkbaarheid van deze groepen te verhogen, wegen we de data met de controle variabelen vermeld in sectie 2. We doen dit op basis van de zogenaamde semi-parametrische methode van “omgekeerde kansweging” – “inverse probability weighting” (IPW). Deze weging zorgt ervoor dat de evolutie van de meeste uitkomsten vóór interventie zonder lastenverlaging voor de controle- en behandelde groepen overeenstemt. Dit is essentieel, want de ViV schatter kan het effect van de lastenverlaging enkel identificeren indien aan deze voorwaarde is voldaan. Voor twee uitkomsten – de tewerkstellingskans en de kans om te blijven werken – volstaat deze weging echter niet om deze overeenstemming te bereiken. We stellen vast dat voor de jongere groep de tewerkstellingskans en de kans om aan het werk te blijven trager afneemt met de tijd dan voor oudere groepen. De geleidelijke toename in de scholingsgraad van de jongere generaties kan dit verklaren. Onze gegevens bevatten immers geen informatie over de scholingsgraad, zodat we voor deze verschillen niet kunnen controleren. Om dit probleem op te lossen, schatten we op basis van de periode vóór 2002 het verschillend groeipad voor de verschillende leeftijdsgroepen. Vervolgens extrapoleren we deze differentiële trend in de periode na

<sup>1</sup> Het 1<sup>ste</sup> kwartaal van 2002 wordt niet meegerekend in de controleperiode vóór de interventie om ermee rekening te houden dat werkgevers de introductie van de lastenverlaging konden anticiperen.

invoering van de lastenverlaging. We tonen op basis van placebo testen<sup>1</sup> aan dat als we rekening houden met deze differentiële autonome evoluties de ViV schatter valide wordt. Voor vrouwen moesten we deze placebo testen echter verwerpen. Daarom rapporteren we enkel de resultaten voor mannen.<sup>2</sup>

#### **4. RESULTATEN**

In eerste instantie gingen we na of de loonlastenverlaging de kans op tewerkstelling voor de volledige groep mannen tussen 58 en 59,5 jaar oud verhoogt. Onze resultaten bevestigen dit, maar het effect is klein : de kans verhoogt met 0,4 procentpunten<sup>3</sup> en is niet significant verschillend van nul. Dit ligt in de lijn van de verwachtingen, want we vermeldden reeds dat er voor de meerderheid van deze oudere mannen een loon-productiviteitswig bestaat, waardoor de loonsubsidie hoogstens het verlies kan milderden dat de tewerkstelling van deze oudere werknemers met zich meebrengt. Niettemin argumenteerden we dat de loonlastenverlaging werkgevers ertoe zou kunnen aanzetten om werknemers minder snel op brugpensioen te sturen en bijgevolg langer aan het werk te houden. Om deze hypothese te toetsen zonderden we een deelpopulatie van werknemers af die zeven kwartalen vóór het moment waarop we het effect van de maatregel meten aan het werk waren<sup>4</sup> en die een meer dan gemiddelde kans hadden om op brugpensioen te gaan.<sup>5</sup> We vinden voor deze groep, helemaal in lijn van de verwachtingen, dat de lastenverlaging de kans om aan het werk te blijven op significante wijze, met 2,2 procentpunt verhoogt, en dat het tegelijkertijd de kans dat deze groep met brugpensioen gaat significant met 3.7 procentpunt verlaagt. We waarschuwen echter ook voor oversijpelings-effecten naar de jongere groep – tussen 55,5 en 57,75 jaar oud – die juist niet gerechtigd is op de loonlastenverlaging. Onze analyses tonen aan dat er inderdaad zulke effecten zijn en dat substitutie belangrijker is dan anticipatie. Hierdoor lijkt het positieve tewerkstellingseffect gedeeltelijk teniet gedaan. Voor deze jongere groep vinden we immers dat de kans om aan het werk te blijven met 1,0 procentpunt daalt

- 
- 1 In een placebo test bakent men deelperiodes af in de periode die de lastenverlaging voorafgaat en past men de methode toe op deze deelperiodes. Aangezien de maatregel nog niet in voege is, gaat men dus geen echte interventie evalueren, maar een “placebo”. Indien men dan toch een significant effect van deze placebo interventie vindt, dan is het twijfelachtig dat de veronderstellingen waarop de methode gebaseerd is valide zijn.
  - 2 Kwalitatief verschillen de resultaten voor vrouwen niet van deze voor mannen, maar aangezien de placebo testen verworpen worden, zijn ze mogelijk vertekend en is er dus geen wetenschappelijke basis om ze te rapporteren.
  - 3 Omdat op die leeftijd er minder dan 20 % mannen werken (zie figuur 1), is het relatieve effect bijna zesmaal groter, maar nog steeds klein : 2,3 %.
  - 4 De keuze van zeven kwartalen vóór de meting zorgt ervoor dat deze deelgroepen niet aan het werk kunnen zijn als gevolg van de loonlastenverlaging, aangezien we de behandelde groep niet langer dan zes maanden volgen. Deze keuze vermijdt bijgevolg dat de samenstelling van de deelpopulaties door de maatregel beïnvloed zouden worden en vermijdt op die wijze vertekening in het geschatte effect.
  - 5 We kiezen werknemers die verbonden zijn met een paritair comité waarvoor in de periode vóór de lastenverlaging de kans om rond 58 jaar uit werk te stromen hoger dan gemiddeld was. Omdat op die leeftijd veel werknemers op brugpensioen gaan, bepalen we op die wijze een groep met hoog risico op brugpensioen.

terwijl de kans om op brugpensioen met 1,9 procentpunt stijgt. Hoewel enkel het tweede effect statistisch significant van nul verschilt, kunnen we statistisch niet uitsluiten dat de twee effecten in absolute waarde aan elkaar gelijk zijn. Dit laatste ligt opnieuw in lijn met de theoretische verwachting dat de lastenverlaging en de netto kosten voor brugpensioen communicerende vaten zijn. We stellen bovendien vast dat voor de groep met lage kans op brugpensioen (de 55,5 tot 57,5 jarigen) de effecten dicht bij nul zijn en dat er geen enkel hiervan significant van nul verschilt. Daarnaast bevestigen een aantal gevoeligheidsanalyses deze resultaten. We meten bijvoorbeeld zeer gelijkaardige effecten voor een deelpopulatie van werknemers die zeven kwartalen vóór de meting in de industrie tewerkgesteld waren. Dit is niet verassend, want het is welbekend dat de industriële sector intensief gebruik maakt van brugpensionering.

Omdat de loonlastenverlaging forfaitair is, is het voordeel voor de werkgever verhoudingsgewijs hoger voor werknemers met lage lonen en kunnen we daarom een hoger effect van de lastenverlaging voor deze groep verwachten. We vinden hiervoor echter geen evidentie. Mogelijk is dit omdat in onze steekproef een belangrijk deel van de lage loontrekkers niet in aanmerking komen om met brugpensioen te gaan, terwijl dit de enige groep is waarvoor de lastenverlaging werkt.<sup>1</sup> We gingen ook na of het effect verschilde tussen arbeiders en bedienden en tussen grote en kleine bedrijven, maar voor geen enkel van deze deelgroepen was het effect statistisch verschillende van nul.

Om een beter inzicht te verwerven in de werking van onze methode illustreren we aan de hand van twee figuren hoe onze analyse hogergenoemde effecten identificeert. We beperken deze illustratie tot de deelpopulatie met een hoge kans op brugpensioen, omdat we enkel voor deze groep significante effecten vonden. In figuur 4 geven de twee bovenste, bijna samenvallende, stippellijnen de tijdsevolutie weer van het aandeel van de jongste controlegroep (tussen 53,25 en 55,25 jaar oud) dat na 7 kwartalen nog aan het werk is. Er worden twee evoluties weergegeven omdat we eerst deze controlegroep in waarneembare kenmerken vergelijkbaar moeten maken met de twee behandelde groepen, de groep ouder dan 58, die in aanmerking komt voor de loonlastenverlaging ( $X=58-59,5$ ), en de oudere controlegroep (tussen 55,5 en 57,75 jaar oud) waarvoor we de oversijpelingeffecten meten ( $X=55,5-57,75$ ). Bovendien werden de tijdsevoluties in de figuur gecorrigeerd voor de differentiële trend die er tussen deze leeftijdsgroepen bestaat. De onderste ononderbroken lijn geeft de tijdsevolutie van hogergenoemd aandeel weer voor de behandelde groep, tussen 58 en 59,5 jaar oud. Aangezien deze oudere werknemers versneld stoppen met werken (zie figuur 1) is het aandeel dat aan het werk is veel lager dan de jongste controlegroep. De evolutie van dit aandeel is echter vóór 2002 heel gelijkaardig voor deze twee leeftijdsgroepen. Nadien loopt de evolutie echter duidelijk uiteen. Om dit te illustreren toont de onderste groene stippellijn vanaf 2002 de evolutie van het aandeel voor de vergelijkbare jongste

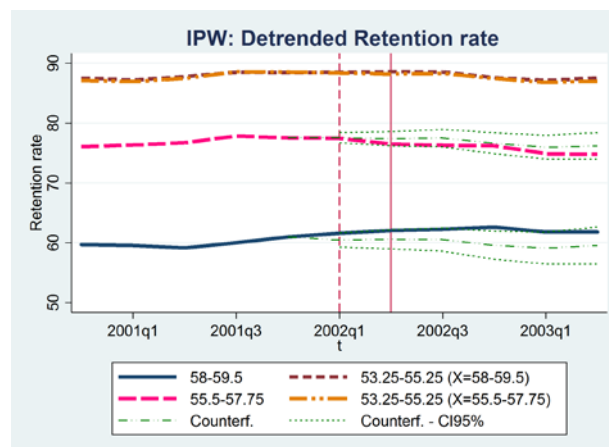
---

<sup>1</sup> We konden echter niet nagaan of *binnen* de groep werknemers met een bovengemiddeld risico op brugpensioen het effect van de loonlastenverlaging groter was voor de groep met een laag loon dan voor die met een hoog loon. Daarvoor was de steekproef te klein om met voldoende precisie deze schattingen te kunnen uitvoeren.



controlegroep weer en de stippeltjes lijnen eromheen het 95 % betrouwbaarheidsinterval hiervan.<sup>1</sup> Het verschil tussen de ononderbroken blauwe lijn en de groene stippellijn geeft de puntschatting weer van de lastenverlaging. Deze is dus duidelijk positief. Bovendien kan men vaststellen dat de bovenste grens van het betrouwbaarheidsinterval ongeveer samenvalt met de ononderbroken lijn. Dit illustreert dat het significantieniveau van het effect ongeveer 5 % bedraagt.

**Figuur 4. Effect van de loonlastenverlaging op de kans om aan het werk te blijven – werknemers met een hoog risico op brugpensioen**

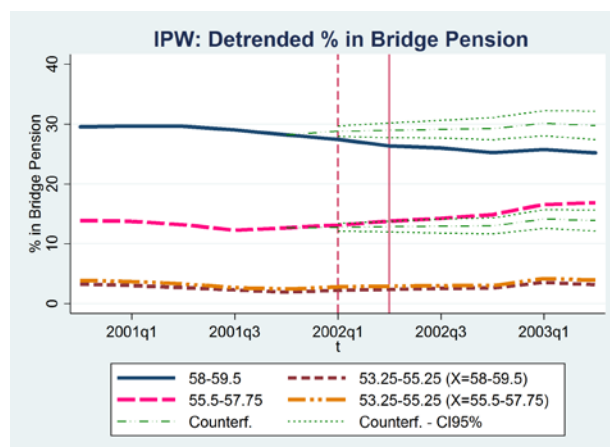


De roze stippellijn in het midden van figuur 3 geeft de evolutie weer van de oudste controlegroep en de groene stippellijn, vanaf 2002, die van de jongste controlegroep. Aangezien de groene stippellijn meestal uitstijgt boven de roze, geeft dit aan dat de lastenverlaging niet alleen de oudere groep, die voor de verlaging in aanmerking komt, langer aan het werk houdt, maar dat ze tegelijkertijd de retentie van de onmiddellijk jongere groep verlaagt : dit suggereert gedeeltelijke substitutie. Het betrouwbaarheidsinterval omvat echter de roze stippellijn. Dit impliceert dat het negatieve effect niet statistisch significant is.

Figuur 5 toont met een vergelijkbare grafische analyse de effecten op de transitie naar brugpensioen. We kunnen hier duidelijk waarnemen dat de lastenverlaging de overgang naar brugpensioen voor de oudste groep verlaagt, terwijl het die overgang voor de oudste controlegroep duidelijk verhoogt.

<sup>1</sup> Omdat deze evoluties op basis van steekproefgegevens worden bepaald, is er een zekere foutenmarge. Het 95 % betrouwbaarheidsinterval geeft het interval aan waarbinnen de werkelijke evolutie voor de populatie zich bevindt met 95 % kans.

**Figuur 5. Effect van de loonlastenverlaging op de kans om een brugpensioen op te nemen – werknemers met een hoog risico op brugpensioen**



Tenslotte onderzochten ook nog de effecten op de arbeidsduur en op het loon. Ongeacht de kans op overgang naar brugpensioen, vonden we een statistisch significant positief effect van de lastenverlaging op de arbeidsduur. Het effect was echter klein. De elasticiteit bedroeg slechts 0,13. Dit wil zeggen dat een lastenverlaging ten bedrage van 10 % van de loonkost de arbeidsduur slechts met 1,3 % doet toenemen. Deze toename is bijna volledig het gevolg van een afname van het aandeel dat minder dan 30 % van een voltijds uurrooster werkt. Dit is logisch, want deze groep kwam niet in aanmerking voor de lastenverlaging. Dit aandeel zakte ten gevolge van de maatregel met 13 %, maar omdat er slechts weinig mannen in deze categorie vallen, is het globaal effect op de arbeidsduur klein.

Het effect van de lastenverlaging op het uurloon wordt in elke specificatie zeer dicht bij nul geschat en is nooit statistisch significant. Dit is compatibel met de hypothese van een loon-productiviteitswig voor deze oudere werknemers. Dit maakt het voor de werknemers zeer moeilijk om zich een deel van de loonlastenverlaging via een stijging van een hoger onderhandeld loon toe te eigenen.

## **5. KOSTEN-BATENANALYSE**

Om een idee te krijgen van de netto maatschappelijke baat of kost van deze loonlastenverlaging voerden we een kosten-batenanalyse uit. Hiervoor berekenden we de effecten van de maatregel op drie indicatoren, telkens gemeten per gecreëerde job :

- (i) *De bruto budgettaire kost* : Dit is de gemiddelde kost voor de overheid van de lastenverlaging zonder rekening te houden met de gedragseffecten van de maatregel;

- (ii) *De netto budgettaire kost* : Dit is de gemiddelde netto kost voor de overheid van de lastenverlaging, nadat de baten werden afgetrokken, d.i. de belastingsinkomsten en sociale bijdragen die de gecreëerde jobs genereren en de uitkeringen (grotendeels onder de vorm van werkloosheidsuitkeringen voor vervroegde pensioneringen) die de overheid had moeten betalen indien deze extra banen niet waren gecreëerd;
- (iii) *De netto maatschappelijk baat (of kost)* : Dit is de extra productiewaarde die deze jobcreatie genereert,<sup>1</sup> verminderd met de opportuniteitskost van werk<sup>2</sup> en de efficiëntiekosten die de belastinginning voor de financiering van de netto budgettaire kost met zich meebrengt.<sup>3</sup>

De netto budgettaire kost wordt vaak als criterium in kosten-batenanalyses gebruikt. Nochtans is dit enkel correct vanuit het standpunt van de overheid. Vanuit een maatschappelijk standpunt is dit enkel een transfers van de ene burger naar de andere. Vanuit een efficiëntiestandpunt is de maatregel enkel zinvol indien ze toelaat om met dezelfde middelen netto meer te produceren. Dit verantwoordt de keuze van ons derde criterium. Dit criterium heeft echter ook beperkingen, niet in het minst omdat het geen rekening houdt hoe deze extra productiewaarde over de burgers verdeeld wordt. Met de beschikbare gegevens was de berekening van zulke verdeling echter niet mogelijk.

We gingen in deze kosten-batenanalyse van twee scenario's uit. In een eerste scenario kenden we de lastenverlaging toe aan, zoals in werkelijkheid, de volledige populatie ouder dan 58 jaar. In het tweede scenario richtten we de subsidie enkel op de deelpopulatie met een hoge kans op brugpensioen. In het eerste scenario is de lastenverlaging een dure en ongewenste maatregel die duidelijk negatief scoort op alle drie indicatoren. Elke jobcreatie heeft de overheid bruto per maand €6.693 en netto €3.992 gekost, terwijl de maatschappelijke kostprijs op €2.776 geschat wordt. Indien we de lastenverlaging daarentegen hadden kunnen richten op de populatie met hoge kans op brugpensioen, dan zou de maatschappelijke kost veel lager geweest zijn. De bruto en netto kost zouden dan maar, respectievelijk, €3.252 en €659 bedragen hebben, terwijl de gerichte maatregel netto per extra job €353 zou opbrengen. Deze kosten-batenanalyse is echter te rooskleurig. Ze houdt er geen rekening mee dat het positieve tewerkstellingseffect gedeeltelijk ongedaan gemaakt wordt een negatief tewerkstellingseffect op de ietsjes jongere groep. De kost van dit negatieve effect werd niet berekend, maar men kan ervanuit gaan dat hierdoor zelfs een gerichte lastenverlaging dan een netto negatief resultaat voor de maatschappij zou opleveren.

Deze kosten-batenanalyse is echter maar een ruwe schatting. Bij een gebrek aan informatie dienden we een aantal vereenvoudigende veronderstellingen te maken. Om de robuustheid van deze resultaten te kunnen beoordelen, voerden we daarom ook een gevoeligheidsanalyse

---

<sup>1</sup> Deze waarde wordt benaderd door de loonkost verminderd met de loon-productiviteitswig.

<sup>2</sup> In de basissimulatie wordt die in de lijn met de literatuur gelijkgesteld aan de helft van het nettoloon vermeerderd met de bijdragen aan de Sociale Zekerheid.

<sup>3</sup> Hogere belastingen kosten aan de maatschappij omdat mensen hierdoor minder gaan werken en sparen.

uit met een set van alternatieve hypothesen. Hieruit blijkt dat de resultaten in het eerste scenario kwalitatief robuust zijn. In het tweede scenario vinden we echter dat de maatschappelijke netto baat in een heel aantal alternatieven (zelfs zonder rekening te houden met de hogergenoemde substitutie effecten) omslaat in een netto kost.

## **6. BESLUIT**

In dit onderzoek bestudeerden we het effect op tewerkstelling en lonen van een loonlastenverlaging van €400 per kwartaal die de Belgische overheid in 2002 voor werknemers ouder dan 58 jaar invoerde. Op dit ogenblik besteedt de overheid nog steeds aanzienlijke middelen aan zulke *permanente* loonlastenverlagingen voor oudere werknemers. Hierdoor blijft deze onderzoeksvraag uiterst beleidsrelevant.

Er bestaat slechts heel beperkt internationaal wetenschappelijk onderzoek dat zich over deze onderzoeksvraag heeft gebogen, maar datgene dat dit deed, rapporteert zeer kleine, statistisch niet-significante effecten van zulke maatregelen. Onze onderzoeksresultaten bevestigen deze bevindingen en bieden hiervoor een verklaring. In vele landen, inclusief het onze, overstijgen de lonen van oudere werknemers de productiviteit. Werkgevers maken dus verlies met het in dienst houden van deze groep. Ze danken deze werknemers niet af omdat ontslagvergoedingen te hoog zijn en/of om de sociale vrede te behouden. Een loonlastenverlaging is dus niet nodig om deze werknemers aan het werk te houden. Dit verandert van het moment dat deze werknemers in aanmerking komen voor brugpensioen. Het brugpensioen laat werkgevers immers toe om zonder sociaal conflict hun te dure oudere werknemers te laten afvloeien. Vanaf dat moment kan een loonlastenverlaging deze uitstroom uit de arbeidsmarkt vertragen, omdat ze het voor de werkgever voordeliger maakt om de werknemer te behouden. We stellen inderdaad vast dat de lastenverlaging van 2002 de kans dat werknemers met een hoog risico op brugpensioen aan het werk blijven significant met 2.2 procentpunten verhoogt en vinden tegelijkertijd dat de kans op instroom in brugpensioen met een gelijkaardig percentage daalt. Maar zelfs al vinden we een beduidend positief effect van de lastenverlaging op de tewerkstelling van deze groep, toch is het netto effect op de totale tewerkstelling klein. We vonden immers evidentie dat het positieve tewerkstellingseffect voor de groep die in aanmerking komt voor de lastenverlaging gedeeltelijk ongedaan gemaakt wordt door het verlies van tewerkstelling voor de iets jongere groep.

Op basis van een kosten-batenanalyse concluderen we dat per gecreëerde baan en per maand de maatschappelijke kosten de baten van de loonlastenverlaging met ongeveer €2.800 overtroffen. Indien de overheid de maatregel zou kunnen richten op werknemers met een hoge kans op brugpensioen, dan lijkt de maatregel op het eerste zich wél een netto voordeel voor de samenleving te kunnen opleveren. Maar dit is schijn, omdat dit geen rekening houdt met de hogergenoemde negatieve substitutie effecten voor de groep die juist te jong is om in aanmerking te komen voor een lastenverlaging.

Op basis van onze analyse kunnen we dus duidelijk besluiten dat een lastenverlaging gericht op oudere werknemers deze groep nauwelijks langer aan het werk houdt en dat dit netto meer kost voor de maatschappij dan dat dit opbrengt. Leeftijd is dus geen zinvol criterium om lastenverlagingen op doelgroepen te richten. Dit wil niet zeggen dat lastenverlagingen geen efficiënt instrument kunnen zijn om de tewerkstelling te bevorderen. In voorgaand onderzoek (bv. Cockx et al., 2005; Dejemeppe en Van der Linden, 2015) hebben we herhaaldelijk aangetoond dat substantiële en permanente loonlastenverlagingen voor voldoende lage lonen wel belangrijke positieve tewerkstellingseffecten kunnen genereren. Het is dus een kwestie van dit instrument op de juiste manier te richten.

Deze resultaten doen de vraag rijzen op hoe we ouderen dan wél langer aan het werk houden. Eén optie is de verhoging van de brugpensioenleeftijd. Dit lijkt een maatregel die veel goedkoper en effectiever is dan een loonlastenverlaging. Niettemin veronderstelt dit dat werkgevers werknemers tot aan deze hogere leeftijd in dienst houden en niet vroeger ontslaan of laten afvloeien naar ziekte- of invaliditeitsuitkeringen. De recente verhogingen van de brugpensioenleeftijd lijkt inderdaad gepaard te zijn gegaan met een aanzienlijke toename van deze uitkeringen (Nationale Bank van België, 2016). Dit verband is echter niet noodzakelijk causaal. Recent internationaal onderzoek heeft echter zulke oorzakelijke verbanden al vaak bevestigd. Niettemin dient zulke negatieve effecten, als ze zouden bestaan, afgewogen worden tegen andere. Om de sociale vrede te behouden zouden werkgevers door de verhoging van de brugpensioenleeftijd in de plaats van meer werknemers te laten afvloeien er ook toe kunnen worden aangezet om meer te investeren in opleidingen van hun werknemers, d.i. in productiviteitsverhogingen. Daarnaast lijkt het ook onvermijdelijk dat dit meer druk zal zetten op de anciënniteitsvergoedingen en dat dit zal leiden naar een ander loonbeleid. In dit geval zou de loon-productiviteitswig op een directe wijze afgebouwd worden in de plaats van indirect via loonsubsidies. Verder onderzoek is nodig om hierover duidelijkheid te verschaffen.

## **BIBLIOGRAFIE**

Albanese, A., Cockx, B., 2015. Permanent Wage Cost Subsidies for Older Workers: An Effective Tool for Increasing Working Time and Postponing Early Retirement? . IZA Discussion Paper No. 8988, IZA, Bonn.

Ammermüller, A., Boockmann, B., Maier, M., Zwick, T., 2006. Eingliederungszuschüsse und Entgeltsicherung für Ältere: Analysen auf Basis natürlicher Experimente. Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung / Quarterly Journal of Economic Research 75(3), 49–66.

Boockmann, B., Zwick, T., Ammermüller, A., Maier, M., 2012. Do Hiring Subsidies Reduce Unemployment Among Older Workers? Evidence from Natural Experiments. Journal of the European Economic Association 10(4), 735–764.

Brussig, M., Bernhard, S., Jaenichen, U., Zwick, T., 2006. Zielstellung, Förderstrukturen Und Effekte Der „entgeltsicherung “–Erfahrungen Mit Einem Kombilohn Für Ältere Arbeitnehmerinnen Und Arbeitnehmer. Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung 39(3/4), 491–504.

Cataldi, A., Kampelmann, S. and Rycx, F., 2012. Does it pay to be productive? The case of age groups. International Journal of Manpower 33, 264-283.

Cockx, B., H. Sneessens, B. Van der Linden, A. Batyra, G. Cardullo, M. Dejemeppe, M. Denni, C. Goebel, E. Moreno (2005), *Evaluations micro- et macro-économiques des allègements de la parafiscalité en Belgique*, Politique scientifique fédérale et Academia Press, Gent.

Claes, T., 2012. La Prépension Conventionnelle (1974-2012). Courrier hebdomadaire du CRISP 2154(29), 5–94.

Dejemeppe, M., C. Smith, C., B. Van der Linden, 2015. Did the Intergenerational Solidarity Pact increase the employment rate of the elderly in Belgium? A macro-econometric evaluation. mimeo, IRES, Université catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve.

Dejemeppe, M., B. Van der Linden, 2015. “Réductions des cotisations patronales : tout miser sur les bas salaires. Regards économiques 118 ([www.regards-economiques.be](http://www.regards-economiques.be)).

Europese Commissie, 2010. Europe 2020. a Strategy for Smart, Sustainable and Inclusive Growth. Communication from the Commission. COM (2010) 2020 final, 3 March 2010.

Eurostat, 2015. Employment rates by sex, age and nationality: lfsa\_ergan.

Huttunen, K., Pirttilä, J., Uusitalo, R., 2013. The Employment Effects of Low-Wage Subsidies. Journal of Public Economics 97(C), 49–60.

Katz, L., 1996. Wage Subsidies for the Disadvantaged. NBER Working Paper No. 5679.

Lazear, E., 1979. Why Is There Mandatory Retirement? Journal of Political Economy 87, 1261–84.

Nationale Bank van België, 2016. Jaarverslag.

Vandenberghe, V., Waltenberg, F., Rigo, M., 2013. Ageing and Employability. Evidence from Belgian Firm-Level Data. Journal of Productivity Analysis 40(1), 111–136.

## 4. HET TIJDSKREDIET EINDELOOPBAAN. VERLENGT HET DE BEROEPSLOOPBAAN?<sup>1</sup>

Andrea Albanese<sup>2</sup>, Bart Cockx<sup>3</sup> en Yannick Thuy<sup>4</sup>

### Samenvatting

*In deze studie onderzoeken we de effecten op de kans om aan het werk te blijven van deeltijds werk in het kader van het tijdskrediet eindeloopbaan in de private sector. We houden rekening met aselecte deelname aan het tijdskrediet door te controleren voor een uitgebreide set van individuele kenmerken en indicatoren van de volledige arbeidsgeschiedenis van werknemers. We vinden dat deelname aan het tijdskrediet de kans om aan het werk te blijven gedurende de eerste twee (vier) jaar significant verhoogt. Wanneer deelnemers echter recht krijgen op een vervroegd pensioen, keert dit positieve effect en treden ze vroeger uit de arbeidsmarkt dan wanneer ze geen tijdskrediet hadden opgenomen. Deze resultaten suggereren dat het tijdskrediet initieel de balans tussen werk en vrije tijd herstelt, maar dat het uiteindelijk de hechting met de arbeidsmarkt doet verliezen. De gelijkstelling van de pensioenrechten van deze deeltijdse werknemers aan deze van voltijdse werknemers versterkt laatstgenoemde proces. Deeltijds gaan werken op het einde van de loopbaan verlaagt ook licht de kans op ziekteverzuim, maar dit effect is niet statistisch significant verschillend van nul. Een kosten-baten analyse geeft aan dat de maatschappelijke kosten over het algemeen groter zijn de baten voor de samenleving.*

- 
- <sup>1</sup> Dit is een Nederlandstalige samenvatting van de tekst met titel: "Working Time Reductions at the End of the Career. Do They Prolong the Time Spent in Employment?". Voor alle technische details verwijzen we naar de Engelstalige versie beschikbaar op [http://users.ugent.be/~bcockx/Albanese\\_Cockx\\_Thuy\\_16.pdf](http://users.ugent.be/~bcockx/Albanese_Cockx_Thuy_16.pdf). Dit onderzoek werd gefinancierd door Federaal Wetenschapsbeleid (BELSPO) in het Programma "Samenleving en Toekomst" (contract n° TA/00/044). Andrea Albanese werd ook gedeeltelijk gefinancierd door het Bijzonder Onderzoeksfonds van de Universiteit Gent (code 01SF3612). We danken de Kruispuntbank voor de Sociale Zekerheid voor het beschikbaar stellen van de data (verslag nr. 12/080 van het Sectoreel Comité van Sociale Zekerheid en Gezondheid, afdeling Sociale Zekerheid).
  - <sup>2</sup> Luxembourg Institute of Socio-Economic Research (LISER), Universiteit Gent (SHERPPA). E-mail: [andrea.albanese@liser.lu](mailto:andrea.albanese@liser.lu). Adres: Portes des Sciences 11, L-4366 Esch-sur-Alzette, LUXEMBOURG.
  - <sup>3</sup> Universiteit Gent (SHERPPA), Université Catholique de Louvain (IRES), IZA (Bonn) en CESifo (München). E-mail: [bart.cockx@ugent.be](mailto:bart.cockx@ugent.be). Adres: Sint-Pietersplein 6, 9000 Gent.
  - <sup>4</sup> Federaal Planbureau en Universiteit Gent (SHERPPA). E-mail: [yt@plan.be](mailto:yt@plan.be). Adres: Kunstlaan 47-49, 1000 Brussel.

## 1. PROBLEEMSTELLING

De veroudering van de bevolking zet een enorme druk op de sociale zekerheidsvoorzieningen van vele ontwikkelde landen. Om deze druk af te wenden is het essentieel dat mensen langer gaan werken. In groep van 15 kernlanden van de Europese Unie (EU-15) was de activiteitsgraad van de 55 tot 64 jarigen 29 procentpunten onder die van de 25 tot 54 jarigen (OESO, 2015). Dit verschil liep in België zelfs op tot 41(!) procentpunten. Waarnemers stellen dat werknemers op het einde van hun carrière vaak vervroegd uittreden omdat ze, al dan niet omwille van gezondheidsproblemen, het werkritme niet meer aankunnen, omdat ze in die fase van het leven meer zorgtaken voor partner, kleinkinderen of andere naasten wensen op te nemen, of omdat ze gewoon meer nood hebben om na een inspannende beroeps carrière de balans tussen werk en vrije tijd te herstellen. Een geleidelijke arbeidsduurverkorting op het einde van de carrière zou deze vervroegde uittrede kunnen voorkomen, omdat dit zou toelaten om het werkritme aan deze nieuwe omstandigheden en noden aan te passen (Schmid, 1998; Ahn, 2016; Gielen, 2009; Van Looy et al., 2014). Anderen betwisten dit voordeel echter. Werkgevers zouden gesubsidieerd deeltijds werk op het einde van de loopbaan kunnen gebruiken als een goedkope manier om zich geleidelijk te kunnen ontdoen van hun oudere werknemers, die meer kosten dan dat ze opleveren. Het deeltijdse werk zou dan gewoon een brug zijn naar een volledige vervroegde pensionering van zodra de deeltijdse werknemer hiervoor de gerechtigde leeftijd bereikt (Graf et al., 2011). In dit onderzoek trachten we meer klaarheid in deze controverse te brengen. Dit gebeurt op basis van een evaluatie van het tijdskrediet eindloopbaan in België.

In België hebben oudere werknemers in de private sector<sup>1</sup> op het einde van de loopbaan tot aan hun pensioen recht op een gesubsidieerde arbeidsduurvermindering van 20% of 50%. In de analyseperiode voor dit onderzoek (2003-2011) kon dit onder bepaalde voorwaarden vanaf de leeftijd van 50 jaar. De huidige regering heeft deze leeftijdsvoorwaarde in 2015 opgetrokken. Op dit ogenblik heeft iedereen met minstens 25 jaar werkervaring dit recht vanaf 60 jaar, maar mensen die een zwaar beroep uitoefenen, in een onderneming in herstructurering werken of minstens 35 jaar gewerkt hebben, kunnen al instappen vanaf 55 jaar.<sup>2</sup> We bestuderen hier of dit systeem werknemers langer aan het werk kan houden en of deelname het uittredekanal (ziekte en aard van de vervroegde pensionering) beïnvloedt. We volgen werknemers tot acht jaar na hun instroom in het systeem op. Deze relatief lange-termijn impliceert dat we per definitie niet de effecten van het systeem onder de huidige modaliteiten kunnen onderzoeken: we beschouwen enkel individuen die in de periode 2003-2004 het tijdskrediet eindloopbaan opnamen. In het besluit bespreken we kort onze conclusies in het licht van de recente hervormingen.

---

<sup>1</sup> In de publieke sector bestaat dit recht ook, maar daar wordt het "loopbaanonderbreking" genoemd. Dit onderzoek bestudeert enkel het systeem van het tijdskrediet in de private sector.

<sup>2</sup> Men heeft recht om 5 jaar eerder, vanaf 55 of 50 jaar, deeltijds te gaan werken, maar dan zonder vergoeding.



Dit hoofdstuk is verder als volgt gestructureerd. Eerst vatten we de lessen samen die we uit de buitenlandse literatuur kunnen trekken. Daarna leveren we een beknopt overzicht van de institutionele context. Dan volgt een bespreking van de data, de methode, de resultaten en van de kosten-batenanalyse die we uitvoerden. We eindigen met een samenvatting en met beleidsaanbevelingen in het licht van de recente hervormingen.

## **2. WAT WE AL WETEN<sup>1</sup>**

Verschillende landen in de EU hebben systemen van graduele pensionering ingesteld.<sup>2</sup> Deze nemen verschillende vormen aan. In Zweden, Finland en Denemarken kunnen werknemers op het einde van hun carrière hun arbeidsduur verkorten en tegelijkertijd vroegtijdig gedeeltelijk hun pensioenrechten opnemen. In Duitsland en Oostenrijk subsidieert de overheid, zoals in ons land, deeltijds werk via uitkeringen. In deze landen bestaat er echter ook de mogelijkheid om de arbeidsduurverkorting in blok gedurende de laatste jaren vóór pensionering op te nemen, waardoor het systeem meer gaat lijken op een vervroegde pensionering.<sup>3</sup> Tenslotte bestond er ook nog in Nederland tot in 2012 een systeem waarbij werknemers in het begin van hun carrière tijd konden opsparen. Deze tijd kon dan op het einde van hun carrière in arbeidsduurvermindering omgezet worden.

Ondanks de redelijk wijde verspreiding van het stelsel van graduele pensionering, bestaat er weinig wetenschappelijke evidentie of dit al dan niet uittrede uit de arbeidsmarkt beïnvloedt. Hier volgt een beknopte samenvatting van studies die de *causale* effecten van zulke stelsels trachten te schatten. Graf et al. (2011) and Huber et al. (2016) bestuderen respectievelijk het Oostenrijkse en het Duitse systeem. Beide studies vinden dat graduele pensionering de kans op werkloosheid verlaagt, maar dit impliceert niet dat werknemers langer aan het werk blijven. Velen maken immers gebruik van het “blokmodel”, waarin ze officieel als werknemers geregistreerd worden, daar in de feiten vroegtijdig uit de arbeidsmarkt zijn getreden. Niettemin vinden beide studies dat gedurende de eerste twee jaren het aantal gewerkte uren toenam<sup>4</sup> en dat er pas vanaf het derde jaar na instroom minder gewerkt werd dan zonder de optie van arbeidsduurverkorting. Berg et al. (2015) evalueren eveneens het Duitse stelsel. Zij stellen vast dat de beroepsloopbaan voornamelijk verlengd werd in perioden dat men het blokmodel minder intensief gebruikte. Tenslotte onderzochten Elsayed et al. (2015) op basis van een vignette studie<sup>5</sup> de effecten van verschillende hypothetische pensioenhervormingen

---

1 Zie Eurofound (2016) voor een recente samenvatting van de internationale literatuur.

2 Zie tabel A.1 in de bijlage van de Engelstalige onderzoekspaper voor een overzicht hiervan.

3 Vóór de hervorming in 2015 was het ook mogelijk om in België voor een beperkte periode voltijds tijdskrediet op te nemen. Aangezien dit veel minder voordelig was dan een vervroegd pensioen, had dit echter weinig succes.

4 In Oost-Duitsland werden zulke positieve effecten niet vastgesteld. De auteurs wijten dit aan de slechtere staat van de arbeidsmarkt in Oost-Duitsland.

5 In een vignettestudie wordt aan deelnemers een aantal hypothetische situaties voorgelegd die ze moeten evalueren. De onderzoeker kan zulke evaluaties gebruiken om diverse onderzoeksvragen te beantwoorden.

in Nederland, waaronder de introductie van een graduele pensionering. Volgens deze studie zou zulke hervorming werknemers ertoe aanzetten om gemiddeld genomen één jaar later met pensioen te gaan, maar de totale gewerkte tijd zou met 3,4 maanden afnemen.

### **3. GRADUELE PENSIONERING IN BELGIË: HET TIJDSKREDIET EINDELOOPBAAN**

We bestuderen de effecten van oudere werknemers die in de jaren 2003 en 2004 in het tijdskrediet eindeloopbaan instroomden. Daarom beperken we ons tot een beschrijving van de regelgeving die op dat moment van toepassing was. In het besluit bespreken we kort een aantal implicaties van de recente hervormingen van het systeem.

Werknemers ouder dan 50 jaar en tewerkgesteld in de private sector hadden het recht om onder de volgende voorwaarden hun arbeidsduur met 20% of 50% in te korten in het kader van het tijdskrediet eindeloopbaan: zij moesten

1. gedurende minstens één jaar vóór ingang van het 20% (50%) tijdskredietsregime voltijds (minstens 75% van een voltijdse job) gewerkt hebben;
2. minstens gedurende 5 voorgaande jaren in dezelfde onderneming tewerkgesteld geweest zijn;
3. minstens 20 jaar werkervaring hebben;
4. toestemming hebben van hun werkgever indien deze ten hoogste 10 werknemers in dienst heeft; indien dit aantal hoger was, dan was deze toestemming enkel vereist indien er meer dan 5%<sup>1</sup> van alle werknemers reeds tijdskrediet opnamen;
5. de werkgever minstens drie maanden vóór ingang van het tijdskrediet informeren.

Indien aan deze voorwaarden voldaan was, had de werknemer recht op een maandelijkse forfaitaire uitkering (i) van €224 voor alleenstaanden met of zonder kinderen ten laste in het 20%-regime en van €186 voor andere huishoudtypes, en (ii) van €400 voor alle huishoudtypes in het 50%-regime. In de hieronder beschreven steekproef, resulteren deze uitkeringen samen met het deeltijds inkomen uit werk in een gemiddelde vervangingsratio van 83% (57%) van het voltijds brutoloon voor diegenen die hun arbeidsduur tot 80% (50%) verminderen.<sup>2</sup> Ter vergelijking, dit is lager dan in Duitsland en Oostenrijk, waar in het eerste land deze ratio voor een halftijdse werknemer 70% bedroeg, terwijl dit 75% was voor een werknemer die tussen 40% en 60% van een voltijdse werkt in Oostenrijk.

---

<sup>1</sup> Hiervan mocht afgeweken per Collectieve Arbeidsovereenkomst (CAO).

<sup>2</sup> Noteer dat deze ratio afhangt van het de hoogte van het loon. Bijvoorbeeld, voor de 10% laagste lonen in onze steekproef steeg deze ratio tot 96% (75%) en was dus hoger dan in Duitsland of Oostenrijk.

Het voordeel van het tijdskrediet beperkt zich echter niet tot deze maandelijkse uitkering. Deeltijdse werknemers in tijdskrediet worden voor de bepaling van pensioenrechten en werkloosheidsuitkering gelijkgesteld met voltijdse werknemers. Omdat hierdoor verhoudingsgewijs de beloning voor de gepresteerde arbeidsuren afneemt, zet dit deeltijdse werknemers in tijdskrediet aan om te stoppen met werken, zeker vanaf de leeftijd dat ze in aanmerking komen voor een vervroegd pensioen.<sup>1</sup> Onze analyse bevestigt dit. Deze gelijkstelling geldt echter niet voor het conventioneel brugpensioen.<sup>2</sup> In dit stelsel hadden werknemers vanaf 58 jaar<sup>3</sup> het recht om tot aan hun pensioenleeftijd van een werkloosheidsuitkering te genieten aangevuld met een door de werkgever gedragen supplement. Dit supplement bedroeg de helft van het verschil tussen de uitkering en het loon. Hoewel werknemers in tijdskrediet wel in aanmerking komen voor de werkloosheidsuitkering van een voltijdse werknemer, geldt deze gelijkstelling echter niet voor het supplement. Dit wil zeggen dat het supplement slechts de helft van het verschil bedraagt tussen de voltijdse werkloosheidsuitkering en het *deeltijdse* loon. Halftijdse werknemers verliezen hierdoor vaak het recht op dit supplement. Door deze regeling hebben werknemers in tijdskrediet veel minder incentieven dan voltijdse werknemers om brugpensioen op te nemen. Onze econometrische analyse bevestigt inderdaad dat werknemers in tijdskrediet veel minder dan andere werknemers de arbeidsmarkt vroegtijdig via het kanaal van het brugpensioen verlaten. Zij stromen eerder uit via het vervroegd wettelijk rustpensioen, wat mogelijk is vanaf 60 jaar.

#### 4. DATA EN METHODE

In de econometrische analyse maken we gebruik van dezelfde data als voor de evaluatie van de loonlastenverlaging voor oudere werknemers in 2002 (zie hoofdstuk 3). Voor een beknopte beschrijving en verantwoording van de steekproeftrekking en de beschikbare variabelen verwijzen we dan ook naar de relevante sectie van dat hoofdstuk. Deze trekking resulteerde

---

<sup>1</sup> Een voorbeeld kan dit verduidelijken. Stel dat een voltijdse werknemer bruto maandelijks €2000 verdient en dat een voltijds pensioen recht geeft op 60% van dit bedrag, namelijk op €1200. Een halftijdse werknemer in tijdskrediet verdient €1000 euro plus €400 uitkering, samen €1400. Deze werknemer blijft echter recht hebben op een pensioen van een voltijdse werknemer, namelijk op €1200. De verhouding van het pensioen tot het arbeidsinkomen (de zogenaamde “vervangingsratio”) stijgt hierdoor van 60% naar ongeveer 86% =  $(1200/1400) \cdot 100\%$ . In vergelijking met een voltijdse werknemer heeft de werknemer in tijdskrediet bijgevolg relatief een groter financieel voordeel om te stoppen met werken en op pensioen te gaan dan een voltijdse werknemer. Het is niet moeilijk om aan tonen dat dit voorbeeld algemeen geldt, ook als men de belastingen in rekening brengt en de *netto* in plaats van *bruto* vervangingsratio's beschouwt.

<sup>2</sup> De huidige benaming voor het conventioneel brugpensioen is SWT: het stelsel van werkloosheid met bedrijfstoeslag. Omdat er geen publieke informatie over beschikbaar is, is het moeilijk te achterhalen of de regeling voor de SWT ook geldt voor de zogenaamde informele “Canada Dry” regelingen, waarbij werkgevers dezelfde voordelen toekennen als in het stelsel van de brugpensioenen, maar dit zonder zich aan de officiële regels – zoals de leeftijdsvoorwaarde – te hoeven houden.

<sup>3</sup> Voor zware beroepen of ondernemingen in moeilijkheden kan dit, afhankelijk van de sector, zelfs op jongere leeftijd, maar nooit vóór de leeftijd van 50 jaar. Sinds 2015 is deze leeftijd opgetrokken tot 62 jaar, weliswaar met gelijkaardige uitzonderingen als voordien.

in een steekproef van 243.655 individuen (153.655 mannen en 90.282 vrouwen) geboren tussen 1941 en 1950, dit wil zeggen tussen 53 en 62 jaar oud in 2003, bij de start van onze analyse. Voor de evaluatie van het tijdskrediet eindeloopbaan is echter slechts een kleine subset hiervan relevant.

We beogen in dit onderzoek het effect van deelname aan het tijdskrediet eindeloopbaan op de “overlevingskans” in werk te meten en dit tot acht jaar na instroom.<sup>1</sup> Het tijdskrediet verving in 2002 het stelsel van de loopbaanonderbreking in de private sector. Niettemin starten we onze analyse pas vanaf 2003 en dit om twee redenen. Ten eerste willen we het stelsel niet op het moment van introductie evalueren, wanneer potentiële deelnemers nog niet goed op de hoogte zijn van de aanpassingen in de regelgeving en wanneer er nog overgangsregelingen van toepassing zijn. Daarnaast is het onze bedoeling om ook het effect van tijdskrediet op ziekteverzuim te meten. Deze informatie is pas vanaf 2003 beschikbaar in de gebruikte administratieve data.

We selecteren voor de analyse twee cohorten, één die in 2003 in het tijdskrediet eindeloopbaan instroomde en een andere die dit in 2004 deed. De analyse voor deze twee groepen gebeurde afzonderlijk, maar om de nauwkeurigheid van de schattingen te verhogen rapporteren we de gemiddelde effecten van deze twee groepen. In principe hadden we ook de instroom in tijdskrediet in latere jaren kunnen beschouwen, maar dit zou het niet meer mogelijk maken om lange-termijneffecten te identificeren, waarin we in het bijzonder geïnteresseerd zijn. Het einde van de observatieperiode ligt voor onze data immers in 2011. Op die wijze selecteerden we een deelsteekproef van 1.227 mannen en 762 vrouwen.

Daarnaast dienden we nog een controlegroep te trekken. Om voor een maximale vergelijkbaarheid te zorgen, legden we dezelfde selectiecriteria op waaraan rechthebbenden op het tijdskrediet moesten voldoen. Deze selectiecriteria beschreven we in het begin van Sectie 3. Nadat we deze criteria opleggen, reduceert de vergelijkingsgroep tot 29.791 mannen en 9.658 vrouwen.

Hoewel deze criteria de vergelijkbaarheid tussen controle- en behandelde groepen sterk verhoogt, toch blijven er verschillen bestaan. In de Engelstalige onderzoekspaper tonen we in tabel 1 aan dat samenstelling van de twee groepen, zowel voor vrouwen als voor mannen, in veel van de weerhouden controlevariabelen nog significant van elkaar verschillen. Daarom maken we gebruik van geavanceerde semi-parametrische technieken om deze vergelijkbaarheid nog verder op te drijven. De methode is gebaseerd op de veronderstelling dat, na conditionering op deze controlevariabelen, deelname aan het tijdskrediet nog enkel afhangt van toevallige factoren die geen verband houden met de kans om aan het werk te blijven. In de onderzoekspaper verantwoorden we uitgebreid waarom we denken dat er aan deze veronderstelling voldaan is. Het meest belangrijke argument is dat de data niet alleen

---

<sup>1</sup> De “overlevingskans” in werk is de kans dat men aan het werk blijft. We gebruiken het concept “overlevingskans” omdat we ons baseren op statistische methoden die demografen en artsen gebruiken om de kans om in leven te blijven te beschrijven.

informatie bevatten over individuele kenmerken, gezins- en enkele cruciale bedrijfskenmerken (zoals de hun grootte en sector waartoe ze behoren), maar ook van de bijna volledige loopbaangeschiedenis van werknemers. Deze loopbaangeschiedenis is een goede voorspeller van zelfs mogelijk tijdsconstante *niet*-waargenomen determinanten van de “overlevingskans” in werk<sup>1</sup> en van het opnemen van een tijdscrediet.

Een complicatie bij de toepassing van deze methode is dat werknemers op elk moment in tijdscrediet kunnen instappen. Individuen die op één moment tot de controlegroep behoren kunnen bijgevolg op het volgende in “behandeling” zijn. Als men hiermee geen rekening houdt en op dezelfde wijze tewerk gaat als voor een statisch evaluatieprobleem, dan kan dit het geschatte effect in belangrijke mate vertekenen (Fredriksson and Johansson, 2008). Vikström (2014) heeft recent de methodologie die met deze complicatie rekening te houdt verder verfijnd. We volgen in dit onderzoek deze benadering, die door middel van inverse kansweging (“inverse probability weighting”) de vergelijkbaarheid tussen de controle- en behandelde groep op elk moment verzekert.

## **5. RESULTATEN EN KOSTEN-BATENANALYSE**

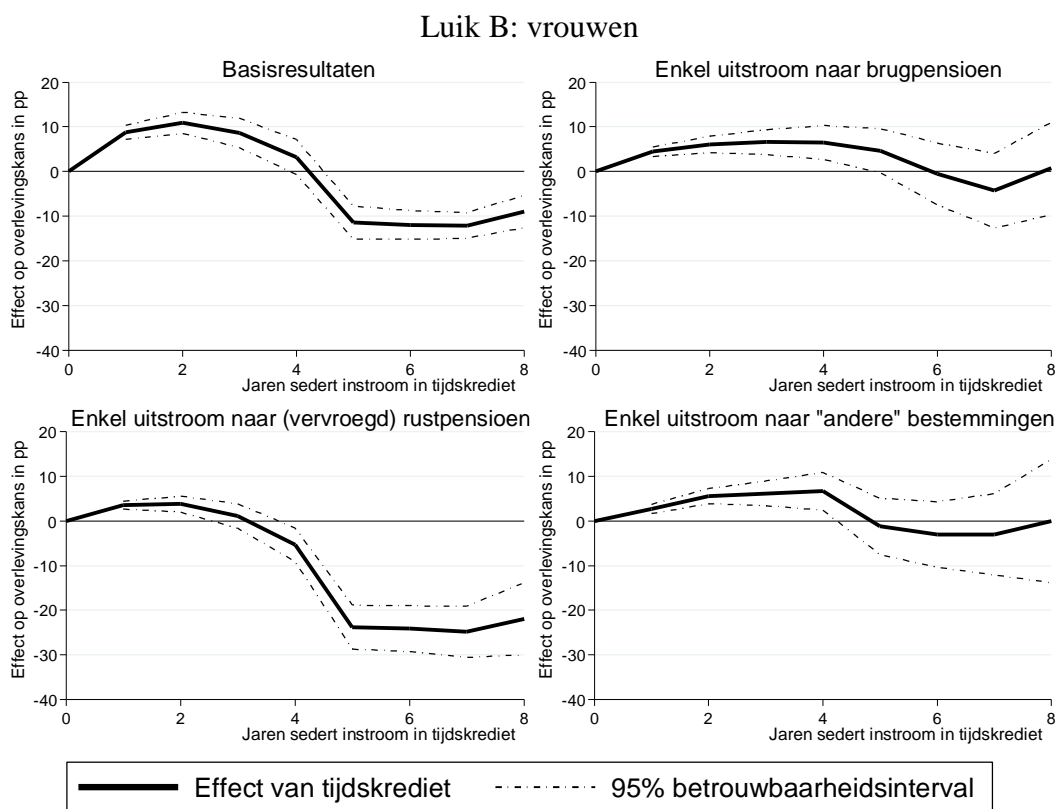
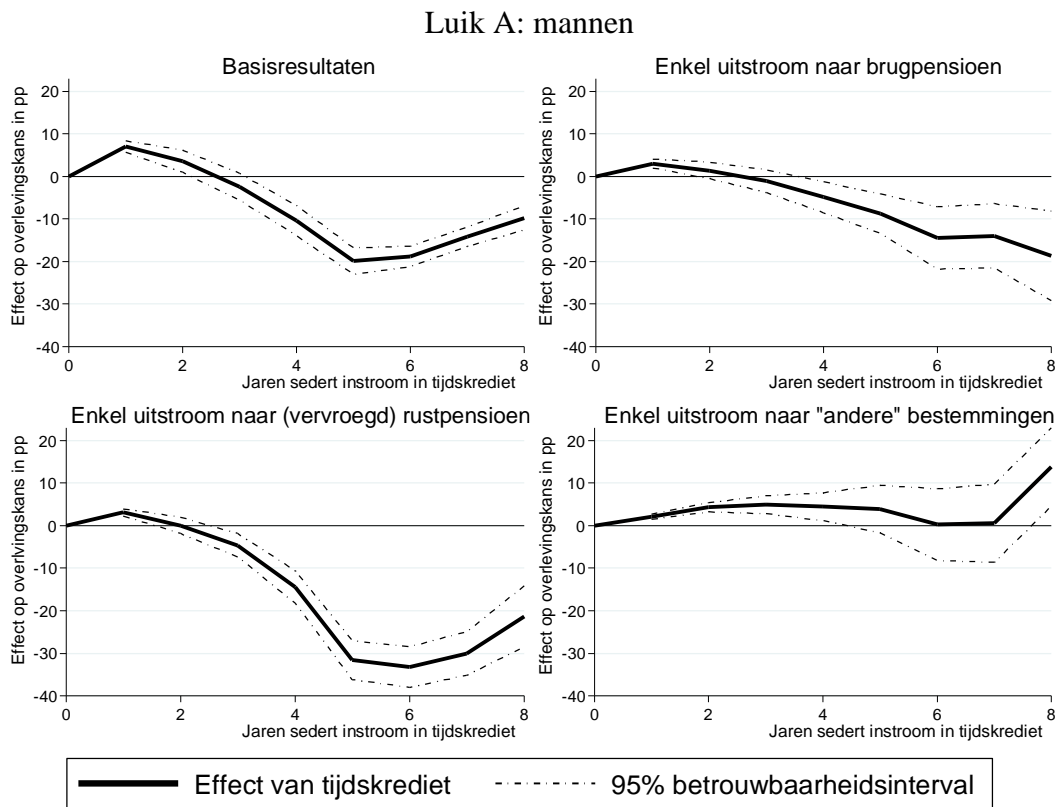
### **5.1. Overlevingskans in werk**

Figuur 1 vat de belangrijkste resultaten van onze analyses samen. Het bovenste luik (A) rapporteert die voor mannen en het onderste (B) voor vrouwen. Het noordwestelijk paneel toont telkens de basisresultaten van het effect van deelname aan het tijdscrediet op de overlevingskans in werk. Gedurende de eerste twee jaren verhoogt deeltijdse tewerkstelling in het kader van tijdscrediet de kans dat werknemers langer aan het werk blijven: in het eerste jaar verhoogt deze kans voor mannen met 7 procentpunten (pp) en in het tweede met 3,5 pp; beide effecten zijn significant verschillend van nul. Voor vrouwen is er een groter positief effect en het duurt ook langer, tot vier jaar na instroom in

---

<sup>1</sup> De terminologie “overlevingskans” in werk verwijst naar de kans om aan het werk te blijven. Deze terminologie wordt ontleend van de demografie en de geneeskunde waarin men met de statistische methode waarvan we gebruik maken, d.i. “duuranalyse”, de kans berekent dat een persoon in leven blijft.

**Figuur 1. Effect van het tijdskrediet op de overlevingskans in werk<sup>1</sup>**



<sup>1</sup> De basisresultaten (noordwestelijk paneel) geven het effect van deelname aan het tijdskrediet op de overlevingskans in werk weer voor de 8 jaren volgend op de instroom in dit stelsel. De andere panelen rapporteren een opsplitsing van dit effect wanneer de uitstroom uit werk tot één van de drie vermelde bestemmingen beperkt wordt. "pp" = procentpunten.

het tijdskrediet: + 8.8 pp in jaar 1, + 10.9 pp in jaar 2, + 8.6 pp in jaar 3 en + 3.2 pp in jaar 4. In de volgende jaren draait het teken van het effect om: na ongeveer vijf jaar tijdskrediet is de kans om nog steeds aan het werk te zijn voor mannen 20 pp en voor vrouwen 12 pp *lager* dan zonder tijdskrediet.

Naar het einde van de periode tendeert het effect weer naar nul. Dat komt omdat *alle* werknemers uiteindelijk op pensioen gaan, ongeacht ze al dan niet tijdskrediet opnemen.

Deze effecten zijn vergelijkbaar met deze van Graf et al. (2011) voor Oostenrijk en van Huber et al. (2016) voor Duitsland. Daar waar dat dit in Oostenrijk voornamelijk aan factoren aan de vraagzijde ligt, lijkt dit in België en Duitsland echter eerder te maken hebben met het arbeidsaanbod. Het positieve effect gedurende de eerste jaren lijkt suggereert dat in laatstgenoemde landen het deeltijds werk in de eerste fase werknemers op het einde van hun carrière toelaat om een betere balans te vinden tussen werkritme en vrije tijd en/of zorgtaken (Gielen, 2009; Van Looy et al., 2014). Gezondheidsproblemen spelen hierin slechts een marginale rol (zie bespreking hieronder). Na verloop van tijd lijken deze positieve effecten echter uitgespeeld. Door deeltijds te gaan werken, verliezen werknemers geleidelijk hun hechting met de arbeidsmarkt en/of interpreteert de werkgever hun keuze voor deeltijds werk mogelijk als een signaal dat ze de arbeidsmarkt vervroegd wensen te verlaten (Machado and Portela, 2012). Dit betekent dat wanneer ze op basis van hun leeftijd in aanmerking komen voor vervroegd pensioen, ze dit ook sneller doen dan wanneer ze geen tijdskrediet hadden opgenomen. Voor ons land is het minder waarschijnlijk dat deze nonmonotone evolutie van het effect ligt aan factoren aan de vraagzijde. Graf et al. (2011) argumenteren dat arbeidsduurvermindering voor werkgevers een manier kan zijn om, in afwachting van het brugpensioen, zich geleidelijk van te dure oudere werknemers te ontdoen. Al kan dit verklaren waarom, zoals in Oostenrijk, werknemers in tijdskrediet minder uren werken dan zonder tijdskrediet, dan legt dit nog niet uit waarom ze gedurende de eerste jaren langer aan het werk blijven. Een mogelijke verklaring is dat werknemers zonder tijdskrediet meer kans hebben om ontslagen te worden, maar dit is zeer onwaarschijnlijk, gegeven de strikte ontslagbescherming in België voor ervaren (oudere) werknemers.

## **5.2. Invloed op de uitstroom naar verschillende uittredekanalen**

In de andere panelen van figuur 1 illustreren we hoe het effect van tijdskrediet op de overlevingskans in werk verschilt naargelang de aard van de uittredebestemming. Het zuidwestelijk paneel geeft het effect op de overlevingskans weer voor het geval dat enkel uitstroom naar het vervroegd wettelijk rustpensioen deze kans kan beïnvloeden. De uitstroom naar andere bestemmingen worden dan niet in rekening gebracht. In het noordoostelijk paneel beschouwen we het effect op de overlevingskans als die enkel door uitstroom naar brugpensioen beïnvloed kan worden, en, tenslotte, in het zuidoostelijk paneel enkel door de uitstroom naar “andere bestemmingen”. In deze figuren valt het op dat het negatieve effect (na 2 jaar voor mannen en na 4 jaar voor vrouwen) bijna volledig verklaard wordt door de

uitstroom naar het vervroegd wettelijk rustpensioen en dat het effect van het tijdskrediet op de overlevingskans voor de andere uitstroombestemmingen bijna over de hele periode positief blijft. Uitzondering voor laatstgenoemde positieve effect is de uitstroom naar brugpensioen voor mannen. Deze uitzondering is echter volledig voor rekening van mannen die in het 20%-regime zijn ingestapt. Als we ons beperken tot mannen die halftijds zijn gaan werken, dan is het effect van het tijdskrediet ook voor deze bestemming bijna over de hele lijn positief.<sup>1</sup>

Deze patronen in de effecten volgens uitstroombestemming zijn volledig te verklaren vanuit de institutionele context die we in Sectie 3 uiteenzetten. We gaven daar aan dat werknemers in tijdskrediet voor hun recht op het wettelijk rustpensioen gelijkgesteld werden aan voltijdse werknemers, maar dat dit niet het geval was voor het recht op brugpensioen. De vaststelling dat het negatieve effect op de overlevingskans in werk vooral te wijten is aan een hogere uitstroom naar het vervroegde wettelijk rustpensioen is in overeenstemming met deze verschillen in financiële incentieven. We vermeldde daarenboven dat het ontbreken van deze gelijkstelling voor het brugpensioen vooral gold voor halftijdse werknemers en minder voor hen die hun werktijd met slechts 20% inkortten. Dat stemt overeen met de bevinding dat, als we ons beperken tot mannen in het halftijds regime, het effect van het tijdskrediet op de overlevingskans over de hele periode positief wordt indien enkel de uitstroom naar brugpensioen beschouwd wordt.

### **5.3. Heterogeniteit van het effect**

In de Engelstalige onderzoekspaper rapporteren we voor de geïnteresseerde lezer ook nog de effecten van deelname aan het tijdskrediet volgens het regime (20% of 50%) in figuur C.2 en de leeftijd in figuur C.3. Voor diegenen die voor het halftijds tijdskrediet kozen vinden meer uitgesproken positieve maar ook negatieve effecten, en is de uitstroom naar vervroegde pensionering belangrijker dan in het 20% regime, omdat de financiële voordelen om via dit kanaal uit te treden groter zijn. We verwachten dat het positieve effect op de kans om aan het werk te blijven voor jongere deelnemers aan het tijdskrediet groter is dan voor oudere deelnemers, omdat zij op jongere leeftijd nog niet in aanmerking komen om op vervroegd pensioen of brugpensioen te gaan. Dit wordt ook bevestigd. We onderzochten ook er een differentieel effect was volgens de hoogte van het arbeidsinkomen. Omdat er een sterke correlatie is tussen de hoogte van het inkomen en het regime – twee derden van de hoge inkomens die tijdskrediet opnamen deden dit in het 50% regime – zijn de resultaten waarbij de opdeling gebeurt volgens inkomen heel gelijkaardig aan deze volgens regime. Deze resultaten worden niet gerapporteerd, maar kunnen opgevraagd bij de auteurs.

#### *Impact op het ziekteverzuim*

Eén van de argumenten om een systeem van graduele pensionering in te stellen is dat het beter is voor de gezondheid en dat hierdoor oudere werknemers minder snel zullen stoppen

---

<sup>1</sup> Zie hiervoor figuur C.2 in de bijlage van de Engelstalige onderzoekspaper.



met werken omwille van ziekte (Ahn, 2016). Om dit na te gaan onderzochten we of werknemers in tijdskrediet minder het werk onderbreken omwille van ziekte. Omdat ziekteuitkeringen gedurende de eerste maand ten laste blijven van de werkgever, identificeren we in de administratieve data ziekteperiodes enkel indien ze langer dan één maand duren, dit wil zeggen van zodra de werknemers in aanmerking komen voor een uitkering van de ziekenkas. Deze analyse leert ons dat werknemers in tijdskrediet inderdaad iets minder kans hebben op ziekteverzuim, maar het effect is klein en statistisch niet significant. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat in de periode 2003-4 enkel relatief gezonde mensen in aanmerking kwamen voor het tijdskrediet. Ze moesten immers gedurende de laatste 5 jaar ononderbroken bij dezelfde werkgever tewerkgesteld zijn en gedurende het laatste jaar voltijds (of 75% in geval van het 50%-regime (Sectie 3)).

#### **5.4. Kosten-batenanalyse**

Tenslotte voerden we nog een kosten-batenanalyse uit. Dit gebeurt op dezelfde wijze als in het voorgaande hoofdstuk. Voor de methode verwijzen we de lezer naar dat hoofdstuk. Uit deze analyse blijkt dat het tijdskrediet voor de maatschappij meestal meer kost dan het opbrengt. Enkel gedurende de eerste twee (vier) jaar voor mannen (vrouwen) kunnen baten en kosten in evenwicht komen, maar alleen onder de extreme veronderstelling dat werkgevers de arbeidsduurvermindering van diegenen die het tijdskrediet opnemen volledig compenseren via de aanwerving van andere werknemers, en dat deze aanwervingen niets kosten aan de maatschappij. In werkelijkheid gebeurt zulke compensatie maar gedeeltelijk. In dit geval is de netto maatschappelijke kost van het tijdskrediet systematisch positief. De voornaamste redenen zijn de volgende. Zelfs al vertraagt het tijdskrediet initieel de uittrede uit werk, toch doet dit niet *globaal* het aantal gewerkte uren toenemen. Dit komt omdat de verhoging van het aantal gewerkte uren ten gevolge van het langer werken kleiner is dan de afname hiervan ten gevolge van het deeltijds werk. Verder vindt het positieve effect voornamelijk op relatief jongere leeftijd plaats, vóór 60 jaar wanneer men nog geen recht heeft op een vervroegd pensioen. Op deze relatief jonge leeftijd is het werken aan een vertraagd ritme nog niet zozeer een noodzaak als op oudere leeftijd: zelfs indien men voltijds blijft werken is de kans op vroegtijdige uitstroom nog niet zo hoog. Dit verandert naarmate men ouder wordt. Dit bevestigt dat de huidige regering er goed aan heeft gedaan om de leeftijd vanaf wanneer men het recht op tijdskrediet eindeloopbaan opent te verhogen tot 60 jaar (met uitzondering voor werknemers in zware beroepen). Maar dit is niet voldoende. Men zou er tegelijk moeten voor zorgen dat de averechtse incentieven die personen met een tijdskrediet recht geven op een voltijds vervroegd pensioen afgebouwd worden, eerder dan het stelsel van tijdskrediet eindeloopbaan volledig af te bouwen.

Tenslotte benadrukken we ook de beperkingen van deze kosten-batenanalyse. Bij gebrek aan gegevens moesten we immers een heel aantal vereenvoudigende veronderstellingen maken, niet in het minst over de waarde van vrije tijd en van zorgtaken die dank zij het tijdskrediet

weer mogelijk worden,<sup>1</sup> en konden we de baten van de, weliswaar beperkte, verminderde gezondheidskosten niet in rekening brengen. In de internet appendix van de Engelstalige onderzoekspaper kan de geïnteresseerde lezer er de volledige methodologie op nalezen.

## **6. BESLUIT EN BELEIDSAANBEVELINGEN**

We onderzochten of het tijdskrediet eindloopbaan in de private sector een effectief instrument is om oudere werknemers langer aan het werk te houden. Hiervoor volgden we gedurende acht jaar 1.227 mannen en 762 vrouwen die in 2003 en 2004 dit tijdskrediet opnamen en vergeleken de kans dat deze groep aan het werk bleef met een vergelijkbare controlegroep die geen tijdskrediet opnam. Uit onze analyse concluderen we dat het tijdskrediet in een eerste fase (twee jaar voor mannen en vier jaar voor vrouwen) de kans om aan het werk te blijven verhoogt. Na die eerste fase verlaten ze echter de arbeidsmarkt sneller dan als ze voltijds hadden blijven werken. Een verklaring voor deze evolutie is de volgende. In een eerste fase laat het deeltijds werken toe om een betere balans te vinden tussen het werkritme en vrije tijd en/of zorgtaken. Dit oefent ook een positieve invloed uit op de gezondheid van deze oudere werknemers, maar in onze analyse vonden we dat een lager ziekteverzuim slecht een marginale bijdrage leverde aan de verlenging van de beroepsloopbaan. We argumenteerden dat dit mogelijk komt omdat in de periode van het onderzoek enkel relatief gezonde mensen in aanmerking kwamen voor het tijdskrediet. Men moest immers kunnen aantonen dat men gedurende de laatste vijf jaar ononderbroken bij dezelfde werkgever tewerkgesteld was en gedurende het laatste jaar voltijds (of minstens 75% in het 50%-regime). Na verloop van tijd lijken deeltijdse werknemers echter minder aan hun werk gehecht te raken dan wanneer ze voltijds hadden blijven werken en/of interpreteert de werkgever hun keuze voor deeltijds werk mogelijk als een signaal dat ze de arbeidsmarkt vervroegd wensen te verlaten. Op het moment dat hun leeftijd recht geeft op een vervroegd pensioen, lijken ze dit dan ook te verkiezen. Deze uittrede wordt in de hand gewerkt door het systeem van gelijkstelling, waardoor een deeltijdse werknemer in tijdskrediet recht blijft hebben op een werkloosheidsuitkering en pensioen van een voltijdse. Op basis van onze analyse konden we aantonen dat deze financiële incentieven wel degelijk belangrijk zijn. Deze gelijkstelling geldt immers niet voor het conventionele brugpensioen, waardoor het minder voordelig wordt om een brugpensioen op te nemen dan het vervroegde wettelijk rustpensioen. In lijn hiermee stelden we vast dat werknemers in tijdskrediet veel meer dan de controlegroep naar dit vervroegd rustpensioen uitstroomden. Dit gebeurt vooral voor de groep die halftijds werkt, aangezien voor deze groep het relatieve voordeel van het vervroegd rustpensioen groter was. Bovendien stelden we vast dat het negatieve effect op de kans om aan het werk te blijven voornamelijk het gevolg was van de verhoogde uitstroom naar het vervroegde rustpensioen. Dit suggereert dat zonder deze averechtse financiële incentieven het tijdskrediet de loopbaan wel persistent had kunnen verlengen.

---

<sup>1</sup> Zoals in het vorige hoofdstuk en in lijn met de literatuur waarderen we de vrije tijd aan de helft van het uurloon.

Vanuit bovenstaande redenering is het mogelijk dat, wanneer de overheid deze averechtse incentieven zou elimineren, het tijdskrediet ook na deze initiële fase de loopbaan van oudere werknemers kan verlengen. Dit lijkt ook wat de huidige regering heeft gedaan. Immers, tussen 2012 en 2019 wordt de leeftijd van het vervroegd wettelijk rustpensioen geleidelijk van 60 naar 63 jaar verhoogd, terwijl de leeftijd van het conventioneel brugpensioen van 58 jaar op 62 jaar werd gebracht, met weliswaar een aantal uitzonderingen. Bovendien dienen oudere werklozen sedert 2015 ook veel langer voor de arbeidsmarkt beschikbaar te blijven, in principe tot 65 jaar, maar weliswaar zonder dat het zoekgedrag actief opgevolgd wordt vanaf 60 jaar. Dit volstaat echter niet. Ondanks de bevinding dat het tijdskrediet mensen initieel (vooral de negatieve incentieven een rol spelen) langer aan het werk houdt, concluderen we uit onze kosten-batenanalyse dat zelfs in deze initiële periode de maatschappelijke kosten te hoog zijn om een tijdskrediet te verantwoorden. We argumenteerden dat dit negatieve effect mogelijk omkeert indien het tijdskrediet op later leeftijd wordt opgenomen. Ook deze voorwaarde lijkt de overheid vervuld te hebben, aangezien ze in 2015 de gerechtigde leeftijd van het tijdskrediet heeft verhoogd tot 60 jaar.<sup>1</sup> De averechtse incentieven blijven echter wel bestaan voor werknemers in tijdskrediet vanaf 60 jaar. Het is onze aanbeveling dat men deze averechtse incentieven afbouwt, eerder dan het systeem van het tijdskrediet eindeloopbaan volledig af te schaffen, zoals men volgens recente berichten lijkt te overwegen.

## **BIBLIOGRAFIE**

Ahn, T., 2016. Reduction of Working Time: Does It Lead to a Healthy Lifestyle?: Working Time and Health Behaviors. *Health Economics* 25(8), 969–983.

Berg, P.B., Hamman, M.K., Piszczek, M., Ruhm, C., 2015. Can Policy Facilitate Partial Retirement? Evidence from Germany . IZA Discussion Paper No. 9266, IZA, Bonn.

Elsayed, A., de Grip, A., Fouarge, D., Montizaan, R., 2015. Gradual Retirement, Financial Incentives, and Labour Supply of Older Workers: Evidence from a Stated Preference Analysis . IZA Discussion Paper No. 9430, IZA, Bonn.

Eurofound, 2016. Extending working lives through flexible retirement schemes: Partial retirement, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

Fredriksson, P., Johansson, P., 2008. Dynamic Treatment Assignment: The Consequences for Evaluations Using Observational Data. *Journal of Business & Economic Statistics* 26(4), 435–445.

---

<sup>1</sup> Tot 55 jaar voor bepaalde uitzonderingen, maar ook voor deze groepen wordt de leeftijd vanaf 2016 geleidelijk verhoogd tot 60 jaar in 2019.

Gielen, A., 2009. Working hours flexibility and older workers' labor supply. *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press 61(2), 240–274.

Graf, N., Hofer, H., Winter-Ebmer, R., 2011. Labor supply effects of a subsidized old-age part-time scheme in Austria. *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung - Journal for Labour Market Research* 44(3), 217–229.

Huber, M., Lechner, M., Wunsch, C., 2016. The Effect of Firms' Phased Retirement Policies on the Labor Market Outcomes of Their Employees. *Industrial and Labor Relations Review*.

Machado, C.S., Portela, M., 2012. Hours of Work and Retirement Behavior . IZA Discussion Paper No. 6270, IZA, Bonn.

OESO, 2015. OECD.StatExtracts. Geraadpleegd op 4 februari 2015 via [www.stats.oecd.org](http://www.stats.oecd.org).

Van Looy, P., Kovalenko, M., Mortelmans, D., De Preter, H., 2014. Working hours-reduction in the move to full retirement: How does this affect retirement preferences of 50+ individuals in Flanders? Leuven: Steunpunt WSE/Antwerpen: CELLO, Universiteit Antwerpen.

Vikström, J., 2014. IPW estimation and related estimators for evaluation of active labor market policies in a dynamic setting. Working Paper Series from IFAU - Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy, No 2014:1, Uppsala

## 5. AUGMENTER L'ÂGE LÉGAL DE LA RETRAITE : UN MOYEN EFFICACE POUR AUGMENTER L'EMPLOI ? L'EXPÉRIENCE DU REPORT DE L'ÂGE LÉGAL DE 63 À 64 ANS POUR LES FEMMES<sup>1</sup>

Bart Cockx<sup>2</sup>, Muriel Dejemeppe<sup>3</sup>, Corinna Ghirelli<sup>4</sup>, Yannick Thuy<sup>5</sup> et Bruno Van der Linden<sup>6</sup>

### Résumé

*Au 1<sup>er</sup> janvier 2006, l'âge légal du départ à la retraite des femmes passait de 63 à 64 ans en Belgique. Cette étude démontre que les femmes âgées de 63 ans qui occupaient encore un emploi lors du report de l'âge légal ont choisi de travailler une année de plus plutôt que de se retirer prématurément du marché du travail sous l'effet de ce changement législatif. La voie d'accès à la retraite légale pour ces femmes -à savoir l'emploi- n'a donc pas été modifiée par le report d'un an de l'âge de départ à la retraite, contrairement à ce qu'on aurait pu s'attendre compte tenu de la prise en compte de multiples périodes assimilées au travail dans le calcul de la pension. Sans surprise par contre, les femmes, beaucoup plus nombreuses, qui étaient dans une formule de cessation anticipée d'activité au moment du recul de l'âge légal n'ont pas repris une activité professionnelle sous l'effet de la réforme. Globalement, le recul du départ de l'âge à la retraite à 64 ans pour les femmes n'a donc pas eu d'effet sensible sur les voies d'accès à la retraite légale. Par ailleurs, nous n'avons pas décelé d'effets d'anticipation de la réforme au sens où les femmes affectées par le report de l'âge légal au 1<sup>er</sup> janvier 2006 auraient eu davantage recours aux mécanismes de retrait anticipé dans les mois qui ont précédé.*

- 
- <sup>1</sup> Ce chapitre synthétise le document de travail provisoire suivant : "How does higher full retirement age affect careers? Evidence from an increase in the full retirement age in Belgium" qui est disponible sur [http://perso.uclouvain.be/muriel.dejemeppe/DraftPaper\\_2017\\_01\\_03.pdf](http://perso.uclouvain.be/muriel.dejemeppe/DraftPaper_2017_01_03.pdf). Les auteurs remercient la Banque Carrefour de Sécurité Sociale pour sa collaboration au niveau de la mise à disposition des données.
  - <sup>2</sup> Universiteit Gent (SHERPPA), Université Catholique de Louvain (IRES), IZA (Bonn) et CESifo (Munche). Email: [bart.cockx@ugent.be](mailto:bart.cockx@ugent.be).
  - <sup>3</sup> IRES, Economic School of Louvain, Université catholique de Louvain. Email: [Muriel.dejemeppe@uclouvain.be](mailto:Muriel.dejemeppe@uclouvain.be).
  - <sup>4</sup> European Commission, DG Joint Research Centre. Email: [corinna.ghirelli@gmail.com](mailto:corinna.ghirelli@gmail.com).
  - <sup>5</sup> Federaal Planbureau en Universiteit Gent (SHERPPA). Email: [yt@plan.be](mailto:yt@plan.be).
  - <sup>6</sup> Fonds de la Recherche Scientifique-FNRS et IRES, Economic School of Louvain, Université catholique de Louvain. Email: [Bruno.vanderlinden@uclouvain.be](mailto:Bruno.vanderlinden@uclouvain.be).

## **1. INTRODUCTION**

En novembre 1942, dans une Belgique occupée par l'Allemagne et sous une température moyenne de 5,3 degrés, naissaient Marie T. et quelques autres 4.000 petites filles; quelques jours plus tard, en décembre 1942, sous une température moyenne de 4,4 degrés, naissaient Lilyane V. et quelques autres 4.000 petites filles. Ces femmes nées en décembre 1942 vont connaître 63 ans plus tard un changement législatif majeur que ne connaîtront pas celles nées en novembre 1942 à quelques jours d'intervalle et dans un environnement semblable. Au 1<sup>er</sup> janvier 2006, l'âge légal de départ à la retraite des femmes nées après le mois de novembre 1942 est en effet passé de 63 à 64 ans. C'est l'impact de ce changement législatif que cette étude propose d'évaluer.

Depuis 1997, l'âge légal de départ à la retraite des femmes, qui était de 60 ans à l'époque, s'est progressivement ajusté à celui des hommes (65 ans) en cinq étapes de trois ans prenant cours le 1<sup>er</sup> juillet 1997 et s'achevant au 1<sup>er</sup> janvier 2009. Il en fut de même pour le calcul de la pension légale des femmes qui est passé, sur la même période, d'un calcul en quarantièmes à un calcul en quarante-cinquièmes. Depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2009, les femmes doivent donc désormais justifier d'une carrière professionnelle de 45 ans pour bénéficier d'une retraite à taux plein.

Dans la décennie qui a suivi, la Belgique a connu plusieurs réformes de son système de pensions mais aucune d'elle n'a modifié l'âge légal de la pension fixé à 65 ans pour tous les travailleurs. Le gouvernement actuel a décidé de porter l'âge légal de la pension à 66 ans en 2025 (prise de cours en février 2025) et à 67 ans en 2030 (prise de cours en février 2030). Notre étude peut dès lors apporter des enseignements utiles quant aux effets attendus de telles réformes.

Puisqu'il est allé de pair avec un changement dans le calcul du montant de la pension, le recul progressif de l'âge légal de départ à la retraite des femmes a créé, à première vue, des incitations financières à l'allongement des carrières professionnelles des femmes. La prise en compte de périodes assimilées au travail dans le calcul de la pension en réduit la portée. Pour les femmes qui se trouvent dans une formule de cessation anticipée d'activité (comme la prépension conventionnelle), le relèvement de l'âge légal peut signifier une simple prolongation de la période durant laquelle la personne bénéficie d'un dispositif (souvent plus généreux) que la retraite légale. Dans ce contexte, les incitations financières induites par le report de l'âge légal ne jouent un rôle central que pour les femmes qui ont fait le choix de travailler jusqu'à un âge élevé. Or, dans les années qui ont marqué le relèvement progressif

de l'âge légal de la retraite des femmes, le taux d'emploi des femmes âgées de 60 ans et plus<sup>1</sup> n'a jamais guère dépassé les 10 % en Belgique.<sup>2</sup>

L'objectif de notre étude est de vérifier, au plan empirique, si le report de l'âge légal de la retraite des femmes, en particulier son passage de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006, a effectivement eu peu d'impact sur les décisions d'offre de travail des femmes en fin de carrière. La première section de ce texte rappelle le contexte institutionnel de la réforme de 1997 et ses composantes majeures. La deuxième section décrit les données utilisées, les critères d'évaluation retenus et la méthode statistique mobilisée pour répondre à notre question empirique. La troisième section présente les résultats principaux de notre étude sous forme d'analyses graphiques et la dernière conclut.

## **2. LE RELÈVEMENT DE L'ÂGE LÉGAL DE LA PENSION DES FEMMES : CONTEXTE**

Nous nous limitons ici au cadre légal régissant les conditions de départ à la retraite des salariés du secteur privé et des indépendants. Ce sont en effet les travailleuses de ces secteurs qui ont vu l'âge légal de leur pension passer de 60 à 65 ans entre 1997 et 2009. L'âge légal de la pension des travailleuses du secteur public avait déjà été porté à 65 ans dans les années nonante. Par ailleurs, seul le régime légal des pensions (à savoir le «premier pilier») est évoqué. Ce premier pilier reprend les pensions légales qui sont financées par les cotisations sociales prélevées auprès des employeurs et des travailleurs.

Jusqu'en 1990, l'âge de la retraite était fixé à 60 ans pour les femmes contre 65 ans pour les hommes, une année de carrière ouvrant le droit à 1/40<sup>e</sup> d'une pension complète pour les femmes contre 1/45<sup>e</sup> pour les hommes. Pour obtenir une retraite à taux plein (sans pénalité), les femmes devaient donc travailler 40 ans alors que les hommes devaient travailler 45 ans.

Un nouveau régime mis en place en 1990 a permis aux travailleurs masculins de prendre leur retraite dès l'âge de 60 ans via le système de pension anticipée,<sup>3</sup> sans toutefois modifier le calcul en quarante-cinquièmes de leur pension. La Belgique s'est dès lors mise en porte à faux avec une directive européenne (96/7/CEE) relative à l'égalité de traitement en matière de sécurité sociale. Cette directive<sup>4</sup> s'oppose en effet «à ce qu'une réglementation nationale, qui autorise les travailleurs masculins et les travailleurs féminins à prendre leur retraite à partir d'un âge identique, maintienne dans le mode de calcul de la pension une différence suivant le

---

1 Le taux d'emploi des femmes est le rapport entre le nombre de femmes en emploi et la population féminine totale. Pour calculer le taux d'emploi des femmes d'une classe d'âge donnée, le numérateur et le dénominateur du taux sont restreints à cette classe d'âge.

2 Le taux d'emploi moyen des femmes âgées de 60 à 64 ans était de 8,9 % sur la période 2000-2009, passant de 6,6 % en 2000 à 13 % en 2009 (source : <http://stats.oecd.org/>).

3 «à condition de prouver une certaine durée de carrière qui était de 20 années en 1997 et depuis 2002, de 30 années» (OCDE, 2003, p. 65).

4 En particulier, ses articles 4, § 1<sup>er</sup> et 7, § 1<sup>er</sup>.

sexe, elle-même liée à la différence de l'âge de la retraite qui existait selon la réglementation précédente»<sup>1</sup>. Un arrêt de la Cour européenne de justice du 1<sup>er</sup> juillet 1993 a condamné la Belgique pour le non-respect de la directive européenne.<sup>2</sup>

C'est dans ce contexte qu'un arrêté royal de pouvoirs spéciaux du 23 décembre 1996<sup>3</sup> a programmé le relèvement graduel de l'âge légal de la retraite des femmes jusqu'à l'âge de 65 ans et le passage d'un calcul de leur pension en quarantièmes à un calcul en quarante-cinquièmes. C'est ce même arrêté royal qui a été modifié l'été dernier pour programmer le relèvement de l'âge légal de la retraite, pour les hommes comme pour les femmes, à 66 ans (prise de cours en février 2025) puis à 67 ans (prise de cours en février 2030).

L'alignement de la situation des femmes sur celles des hommes s'est fait graduellement sur une période de 13 ans, en cinq étapes de trois ans selon un calendrier décrit dans la deuxième colonne du tableau 1. Cette étude porte sur les effets de la réforme prenant cours le 1<sup>er</sup> janvier 2006 (l'étape 4), à savoir le report de l'âge légal de 63 à 64 ans et de la condition de carrière de 43 à 44 ans.<sup>4</sup> Il importe de souligner que les personnes qui ont une durée de carrière égale ou supérieure à ce seuil de carrière peuvent prétendre à une pension complète avant d'avoir atteint l'âge légal. Toutefois, la plupart des femmes dans la soixantaine n'atteignent pas anticipativement ce seuil de carrière et doivent donc attendre d'atteindre l'âge légal pour bénéficier de leur pension légale.

---

1 Source : <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/FR/TXT/?uri=CELEX%3A61996CJ0377>.

2 Il s'agit de l'Arrêt Van Cant - affaire C-154/92.

3 Consultable sur :

[http://www.ejustice.just.fgov.be/cgi\\_loi/arch\\_a1.pl?sql=\(text+contains+\(""\)\)&rech=1&language=fr&tri=dd+AS+RANK&v alue=&table\\_name=loi&F=&cn=1996122347&caller=archive&fromtab=loi&la=F&ver\\_arch=009#LNK0004](http://www.ejustice.just.fgov.be/cgi_loi/arch_a1.pl?sql=(text+contains+()

4 Les données administratives individuelles dont nous disposons ne permettent pas d'évaluer les effets des étapes 1 à 3 de la réforme de l'âge légal de départ à la retraite des femmes. Dans une étude ultérieure, nous évaluerons les effets de la réforme du 1<sup>er</sup> janvier 2009 qui a porté l'âge légal de la retraite des femmes de 64 à 65 ans.



**Tableau 1. Relèvement de l'âge légal de retraite des femmes de 60 à 65 ans**

Etape	Date calendrier	Age légal de la pension	Condition de carrière pour une pension à taux plein	Cohortes de naissance concernées
	< 1 <sup>er</sup> juillet 1997	60	40	< 1 <sup>er</sup> juin 1937
1	≥ 1 <sup>er</sup> juillet 1997	61	41	≥ 1 <sup>er</sup> juin 1937
2	≥ 1 <sup>er</sup> janvier 2000	62	42	≥ 1 <sup>er</sup> décembre 1938
3	≥ 1 <sup>er</sup> janvier 2003	63	43	≥ 1 <sup>er</sup> décembre 1940
4	≥ 1 <sup>er</sup> janvier 2006	64	44	≥ 1 <sup>er</sup> décembre 1942
5	≥ 1 <sup>er</sup> janvier 2009	65	45	≥ 1 <sup>er</sup> décembre 1944

La dernière colonne du tableau précise les cohortes de naissance concernées par chacune des étapes de la réforme. Les personnes qui ont une durée de carrière inférieure au seuil légal ne peuvent bénéficier de leurs droits à la pension complète qu'un mois après avoir atteint l'âge légal. Les premières femmes affectées par la réforme de 2006 sont donc celles nées en décembre 1942. Bien qu'elles aient fêté leur 63<sup>e</sup> anniversaire en décembre 2005, ce n'est qu'en janvier 2006 que l'Office des pensions vérifie si les conditions du droit à la pension complète sont remplies. Or, en janvier 2006, l'âge légal de départ à la retraite n'était plus de 63 ans mais de 64 ans. Pour autant que la durée de leur carrière n'ait pas atteint le seuil requis (44 ans), les femmes nées en décembre 1942 n'ont dès lors pu bénéficier de leur pension légale qu'à partir de janvier 2007 (à l'âge de 64 ans). Par contre, les femmes nées le mois précédent (en novembre 1942) ont fêté leurs 63 ans en novembre 2005 ce qui leur a permis de bénéficier de leur pension légale dès décembre 2005 (à l'âge de 63 ans).

### **3. LE RELÈVEMENT DE L'ÂGE LÉgal DE LA PENSION : EFFETS ATTENDUS SUR L'EMPLOI**

Avant d'aborder l'analyse des effets du report de l'âge légal de départ à la retraite de 63 à 64 ans pour les femmes au 1<sup>er</sup> janvier 2006, évoquons brièvement les effets attendus sur le taux d'emploi d'un relèvement de l'âge légal de la pension. Même si ce n'était pas la motivation première de la réforme de 1996, un report de l'âge légal de départ à la retraite veut inciter les travailleurs âgés à demeurer plus longtemps en emploi, et donc à augmenter l'âge effectif de départ à la retraite.

### **3.1. Absence d'anticipation de la réforme**

Envisageons d'abord le cas où ce report n'est pas anticipé par les travailleurs. Dans notre contexte, cela signifie que les femmes nées en décembre 1942 découvrent en janvier 2006 (à l'âge de 63 ans) qu'elles ne pourront bénéficier d'une pension légale qu'en janvier 2007 (à l'âge de 64 ans). Il faut ensuite distinguer le cas des personnes qui occupent encore une activité professionnelle rémunérée au moment du report de celles qui sont, temporairement ou non, retirées du marché du travail.

#### *Cas des femmes retirées (temporairement ou non) du marché du travail*

Il importe en premier lieu de souligner que le report de l'âge légal à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006 n'a pas affecté la situation des femmes nées après le mois de novembre 1942 et qui bénéficiaient d'une pension anticipée au moment de la réforme (sans cumul d'un emploi). En effet, le passage d'un calcul de la pension en 44<sup>ème</sup> plutôt qu'en 43<sup>ème</sup> au 1<sup>er</sup> janvier 2006 ne concernait que celles dont «la pension de retraite prend cours effectivement et pour la première fois et au plus tôt le 1<sup>er</sup> janvier 2006» (cf. Art. 6. § 1., Arrêté royal de pouvoirs spéciaux du 23 décembre 1996).

Pour les autres femmes qui étaient retirées (temporairement ou non) du marché du travail au moment du report de l'âge légal en janvier 2006, on peut raisonnablement supposer l'absence d'effet sur l'emploi de l'augmentation de l'âge légal, les transitions du chômage ou de l'inactivité vers l'emploi étant quasiment nulles au-delà de 60 ans.

Même si des opportunités d'emploi étaient disponibles, les incitants financiers pour une reprise d'activité professionnelle étaient faibles pour les femmes qui étaient dans une forme d'inactivité indemnisée, c'est-à-dire qui bénéficiaient d'une allocation d'un organisme de la sécurité sociale, autre qu'une allocation de retraite, couplée ou non avec une indemnité à charge du dernier employeur. Cela tient à la prise compte de périodes assimilées au travail dans le calcul de la pension légale. Parmi ces périodes assimilées figurent différentes formules de cessation anticipée d'activité comme la prépension conventionnelle à temps plein ou le crédit-temps de fin de carrière.<sup>1</sup> Il importe de préciser qu'en même temps que l'âge légal de la retraite des femmes augmentait d'un an, le bénéfice des dispositifs de retrait anticipé du marché du travail était étendu d'un an. Il était par exemple impossible pour les femmes nées en novembre 1942 de bénéficier d'une prépension jusqu'à l'âge de 64 ans alors que celles nées en décembre 1942 ont obtenu ce droit. Pour ces dernières, l'extension de la prépension permise par le report de l'âge légal a créé des incitations négatives à la reprise d'une activité professionnelle. En effet, outre le fait que les périodes de prépension n'engendrent pas une décote lors du calcul de la pension, elles sont aussi associées à des indemnités souvent bien plus généreuses que l'allocation de retraite. Tous les dispositifs indemnisés de retrait anticipé

---

<sup>1</sup> Les périodes passées dans ces régimes particuliers sont assimilées à une période de travail, de sorte que celles-ci sont également prises en considération lors du calcul de l'allocation de retraite. On leur attribue une rémunération fictive qui est basée sur les rémunérations réelles que le travailleur a perçues avant l'entrée dans la période assimilée.

du marché du travail n'atteignent cependant pas le même niveau de générosité. On pense en particulier au chômage indemnisé, au crédit-temps à temps plein<sup>1</sup> ou encore à l'invalidité. Toutefois, même si le recul de l'âge légal provoque à court terme une perte de revenu, la valorisation des périodes occupées dans ces régimes pour le calcul des revenus de pensions futurs limite les effets positifs sur l'offre de travail en fin de carrière que l'on pourrait attendre d'une telle réforme.

Pour le groupe non négligeable de femmes (cf. infra) qui étaient retirées du marché du travail sans bénéficier d'une indemnité d'un organisme de la sécurité sociale au moment du report de l'âge légal en janvier 2006, le report d'un an du bénéfice de la pension légale a par contre pu créer des incitants financiers substantiels à la reprise de travail. Toutefois, vu l'âge avancé de ces femmes, leur concrétisation en perspectives d'emploi réelles a sans doute été vaine.

### *Cas des femmes exerçant une activité professionnelle*

Analysons à présent le cas des femmes nées après le mois de novembre 1942 et qui occupaient un emploi (sans toucher de pension de retraite) au moment du report de l'âge légal au 1<sup>er</sup> janvier 2006. Le recul de l'âge légal de 63 à 64 ans a créé des incitations financières à prolonger d'une année leur activité professionnelle en raison de deux facteurs importants qu'on analyse en contrastant la situation des femmes nées en décembre 1942 à celle des femmes nées le mois précédent. Primo, si les femmes nées en décembre 1942 décidaient de prendre anticipativement leur pension<sup>2</sup>, leur allocation de pension mensuelle était réduite d'environ 2 %, la durée de leur carrière restant inchangée mais le dénominateur de la fraction servant de base au calcul de la pension des femmes étant fixé en 44<sup>e</sup> plutôt qu'en 43<sup>e</sup> pour les femmes nées en novembre 1942.<sup>3</sup> Secundo, les femmes nées en décembre 1942 ont pu continuer à travailler entre 63 et 64 ans sans qu'elles en soient financièrement pénalisées dans le calcul de leur pension.<sup>4</sup> Par contre, les femmes nées en novembre 1942 qui décidaient de cumuler leur pension de retraite et des revenus professionnels au-delà de l'âge (légal) de

---

<sup>1</sup> L'allocation octroyée dans le cadre d'un crédit-temps à temps plein est environ deux fois moins élevée que la pension minimum garantie pour une carrière complète, ce qui explique sans doute que ce dispositif soit très peu utilisé.

<sup>2</sup> En 2006, un âge d'au moins 60 ans et une carrière de 35 ans étaient nécessaires pour ouvrir le droit à la pension anticipée.

<sup>3</sup> En terme absolu, la rémunération totale cumulée au cours de la carrière qui sert de base au calcul de la pension légale dans le secteur privé doit être relativement élevée pour que la décote de 2 % représente un montant substantiel. Dans les années 2000, une majorité des femmes éligibles à la pension légale avait une carrière relativement courte. La pénalité moyenne imposée par la réforme du 1<sup>er</sup> janvier 2006 au retrait anticipé est sans doute moins élevée que celle imposée par des réformes semblables à l'avenir lorsque les carrières seront plus longues.

<sup>4</sup> Par ailleurs, si les barèmes salariaux incluent une progression avec l'ancienneté, la pension mensuelle des femmes poursuivant leur activité professionnelle jusque l'âge de 64 ans pouvait même être plus élevée qu'en l'absence de réforme.

63 ans, perdaient partiellement ou totalement le bénéfice de leur pension au-delà d'un certain plafond de revenus.<sup>1</sup>

La prise en compte de périodes assimilées au travail dans le calcul de la pension légale est toutefois susceptible d'atténuer les effets potentiellement positifs du report de l'âge légal sur la poursuite d'une activité professionnelle en fin de carrière. Pour les femmes nées en décembre 1942, et contrairement à celles nées le mois précédent, prépension, crédit-temps, invalidité étaient d'autres voies possibles que l'emploi pour faire face au report d'un an de l'âge légal de la retraite. La question de savoir si les incitations financières présentes dans la réforme de 2006 ont effectivement eu pour effet d'allonger la durée de carrière professionnelle des femmes est donc de nature empirique.

### **3.2. Anticipation de la réforme**

Les analyses qui précèdent ne tiennent pas compte du fait que le report de l'âge légal de départ à la retraite de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006 n'est pas arrivé par surprise. Comme nous l'avons déjà souligné, il avait été prévu dix ans auparavant dans le cadre d'un arrêté royal de pouvoirs spéciaux du 23 décembre 1996. Dès l'âge 54 ans, les femmes nées en décembre 1942 étaient donc censées savoir que l'âge légal de leur retraite était porté à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006. Afin de conserver des forces dans la perspective de prester une année de travail supplémentaire au moment de la réforme, il est probable que certaines femmes aient eu davantage recours aux formules de réduction indemnisée du temps de travail (le crédit-temps de fin de carrière par exemple) dans les mois (années) qui ont précédé la réforme. Comme les personnes en crédit-temps de fin de carrière accèdent davantage à la retraite anticipée (voir, à ce propos, l'étude de Albanese, Cockx et Thuy, 2015 résumée dans le chapitre 4), la réforme de 2006 est dès lors susceptible d'avoir affecté le taux d'emploi bien avant 2006.

Par ailleurs, comme le passage d'un calcul de la pension en 44<sup>e</sup> plutôt qu'en 43<sup>e</sup> ne concernait pas les femmes nées après le mois de novembre 1942 et qui avaient pris leur pension de manière anticipée (cf. supra), il est possible que cette perspective ait induit certaines femmes visées par la réforme de 2006 à anticiper leur mise à la retraite.

En résumé, en raison du taux d'embauche très faible aux alentours de 63 ans, des effets positifs sur l'emploi sont très peu probables pour les femmes qui, avant la réforme, avaient déjà fait le choix de se retirer prématurément du marché du travail, que ce choix soit lié ou non à l'anticipation d'un relèvement de l'âge légal de la retraite. Par contre, les incitations financières au travail induites par le report de l'âge légal de retraite de 63 à 64 ans sont

---

<sup>1</sup> Depuis 2015, les plus de 65 ans peuvent cumuler sans restriction leur pension (d'indépendant ou de salarié) et des revenus professionnels, comme indépendant ou salarié. En 2007, le plafond annuel brut de revenus professionnels autorisés après avoir atteint l'âge légal de retraite était de 17.149,20 euros (pour une personne ne touchant pas d'allocations familiales).

susceptibles de jouer un rôle plus important pour les femmes qui étaient encore en emploi au moment du recul de l'âge légal de la pension (et donc à l'âge de 63 ans). L'objet de notre étude est de vérifier empiriquement ces hypothèses.

#### **4. DONNÉES ET CRITÈRES D'ÉVALUATION**

L'analyse empirique s'appuie sur des données administratives individuelles fournies par la Banque Carrefour de Sécurité Sociale (BCSS)<sup>1</sup> qui sont les mêmes que celles exploitées dans le chapitre 3 (Albanese et Cockx, 2015) ainsi que le chapitre 4 (Albanese, Cockx et Thuy, 2015). Notre étude porte sur un échantillon représentatif de l'ensemble de la population de femmes belges nées entre avril 1941 et juillet 1944, soit 40 cohortes de naissance caractérisées par un mois et une année de naissance particuliers. L'échantillon compte 24.751 femmes représentant 165.428 femmes dans la population belge.

Pour chacune des femmes de notre échantillon et pour chaque trimestre des années 2003 à 2011, nous disposons d'une variable qui renseigne la position qu'occupe la personne sur le marché du travail au dernier jour du trimestre considéré, pour autant que cette position soit renseignée dans une des institutions de sécurité sociale (ONEM, ONSS, INASTI, ONP, etc.). La position «socio-économique» permet notamment de savoir si la personne occupe un emploi(s) salarié, si elle est occupée en tant qu'indépendant, si elle est demandeuse d'emploi avec allocation de chômage, si elle est en crédit-temps ou en prépension, si elle est en incapacité de travail ou encore si elle est bénéficiaire d'une pension sans emploi. Les critères d'évaluation qui sont utilisés dans notre étude sont construits à partir de cette variable.

Déployer une évaluation d'impact d'une politique particulière implique d'adopter un critère d'évaluation (le taux d'emploi par exemple), en fonction duquel l'effet qui sera mesuré va être jugé positif ou non. Dans le cadre de notre étude, nous avons retenu quatre critères d'évaluation principaux :

1. Le taux de bénéficiaires d'une pension légale sans cumul d'un emploi : à la fin d'un trimestre particulier, il mesure la fraction des femmes d'une cohorte de naissance particulière qui est bénéficiaire d'une pension légale sans emploi. Comme les femmes peuvent prendre une retraite anticipée à l'âge de 60 ans (sous condition de carrière de 35 ans) ou avoir atteint une carrière complète avant l'âge légal, ce taux est positif pour les cohortes de naissance qui ont atteint l'âge de 60 ans à la fin du trimestre concerné.
2. Le taux d'emploi : à la fin d'un trimestre particulier, il mesure la fraction des femmes d'une cohorte de naissance particulière qui est en emploi. La notion d'emploi que nous avons retenue dans cette étude inclut l'emploi salarié privé, l'emploi salarié public (statutaire et contractuel) et l'emploi indépendant.

---

<sup>1</sup> <https://www.ksz-bcss.fgov.be/fr>.

3. Le taux d'inactivité hors pension légale : à la fin d'un trimestre particulier, il mesure la fraction des femmes d'une cohorte de naissance particulière qui est en situation d'inactivité non indemnisée ou indemnisée, mais hors pension légale. Le chômage indemnisé est ici considéré comme une forme d'inactivité indemnisée vu la rareté des sorties du chômage vers l'emploi aux alentours de 63 ans. Une partie des femmes en chômage indemnisé est d'ailleurs enregistrée sous le statut de «chômeurs âgés non demandeurs d'emploi».
4. Le taux de retraitées (à partir de l'âge légal et donc excluant les retraites anticipées) *après une transition directe de l'emploi* : à la fin d'un trimestre particulier, il mesure la fraction des femmes d'une cohorte de naissance particulière qui est bénéficiaire d'une pension légale (sans emploi) *obtenue à partir de l'âge légal de la retraite et qui était en emploi le trimestre précédent*. Par définition, ce taux est nul pour les cohortes de naissance qui n'ont pas atteint l'âge légal de la retraite à la fin du trimestre concerné. Le critère complémentaire à celui-ci est donc le taux de retraitées (à partir de l'âge légal) *après une transition directe du non-emploi*.

Dans un premier temps, nous vérifions que le taux de bénéficiaires d'une pension sans emploi (1<sup>er</sup> critère) a bien diminué en 2006 sous l'effet du relèvement de l'âge de la retraite de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006, comme prévu par la législation. C'est la condition sine qua non pour qu'on puisse mesurer un impact de la réforme sur les autres critères d'évaluation.

Dans un deuxième temps, nous mesurons l'impact du report de l'âge légal de 63 à 64 ans sur le taux d'emploi (2<sup>e</sup> critère) et le taux d'inactivité hors pension légale (3<sup>e</sup> critère) au cours de l'année 2006. En effet, si les femmes de 63 ans qui occupaient encore un emploi au moment de la réforme ont réagi positivement aux incitations financières (cf. supra) induites par le relèvement de l'âge légal, on devrait observer une hausse sensible du taux d'emploi au cours de l'année 2006. Si l'effet dominant de la réforme est par ailleurs de figer les situations d'inactivité atteintes à l'âge de 63 ans dans l'attente du nouvel âge d'accès à la retraite, on s'attend à une hausse sensible du taux d'inactivité hors pension légale en 2006.

Ensuite, nous vérifions si le relèvement de l'âge légal de retraite de 63 à 64 ans a modifié les voies d'accès à la retraite légale (4<sup>e</sup> critère). En particulier, y a-t-il davantage de femmes qui accèdent à la retraite légale après une situation de non emploi sous l'effet du report de l'âge légal d'un an ? Afin de répondre à cette question, un recul temporel suffisant est nécessaire. Il faut en particulier que toutes les femmes éligibles à la pension légale soient bénéficiaires d'une allocation de pension sans cumul avec un emploi. C'est la raison pour laquelle nous évaluons l'effet de la réforme de 2006 sur le 4<sup>e</sup> critère d'évaluation à la fin de l'année 2011 (la dernière année disponible de notre base de données).

Enfin, il importe en effet de vérifier si le report de l'âge légal de départ à la retraite de 63 à 64 ans a incité de manière anticipative les femmes à se retirer du marché du travail. Nous

mesurons dès lors l'impact du report de l'âge légal de 63 à 64 sur le taux d'emploi (2<sup>e</sup> critère) au cours de l'année 2005.<sup>1</sup>

## **5. MÉTHODE D'ÉVALUATION**

Cette section présente la méthode que nous avons utilisée pour évaluer l'impact du relèvement de 63 à 64 ans de l'âge légal de départ à retraite des femmes sur les différents critères d'évaluation que nous venons de définir. Méthodologiquement, pour savoir si ce report a induit une hausse sensible du taux d'emploi (ou tout autre critère d'évaluation) des femmes concernées, il faut chercher à répondre à une question contrefactuelle du type suivant :

*en quoi le taux d'emploi des femmes nées après le mois de novembre 1942 est-il différent, en moyenne, de ce qu'il aurait été si l'âge légal de départ à la retraite n'avait pas augmenté ?*

Dans l'absolu, seule la comparaison entre ces deux situations permet de savoir si le relèvement de l'âge légal a réellement fait une différence en matière d'emploi. En pratique, une telle comparaison est bien sûr impossible, puisque des âges légaux de retraite différents ne peuvent jamais s'appliquer simultanément, et c'est de cette impossibilité que découle toute la difficulté d'évaluer sérieusement l'efficacité de toute politique (ou projet) d'initiative publique ou privée.

Une méthode abondamment utilisée est celle des groupes de contrôle, qui consiste à identifier un groupe de non-bénéficiaires de la politique (ou d'un changement de politique) présentant des caractéristiques analogues à celles des bénéficiaires – pour leur part appelé «groupe témoin» ou «groupe test». On peut alors comparer la réalisation du critère d'évaluation retenu (le taux d'emploi par exemple) dans les deux groupes après le changement de politique et formuler un constat à propos de l'efficacité de la politique pour des personnes qui ont des caractéristiques similaires.

Comme nous l'avons souligné à plusieurs reprises, le report de l'âge légal de départ à la retraite de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006 n'a concerné que les femmes nées en décembre 1942 et après, alors que les femmes nées en novembre 1942 et avant n'ont pas été affectées par ce changement législatif (leur âge légal de départ à la retraite est resté de 63 ans). Les femmes nées avant le mois de décembre 1942 constituent donc un groupe de contrôle possible pour évaluer l'effet du relèvement de l'âge légal sur le taux d'emploi des femmes concernées. C'est toutefois sans compter sur l'effet de l'âge sur le taux d'emploi : les femmes qui ont été affectées par le changement législatif sont plus jeunes que celles qui ne l'ont pas été. Par conséquent, un taux d'emploi plus élevé parmi les femmes nées après le mois de novembre 1942 pourrait refléter, non pas d'abord l'effet propre du changement législatif,

---

<sup>1</sup> Entre le 4<sup>e</sup> trimestre de 2004 et le 3<sup>e</sup> trimestre de 2005 plus précisément.

mais surtout le fait qu'en raison de leur plus jeune âge, ces femmes ont de meilleures perspectives d'emploi que celles dont l'âge légal n'a pas été modifié.

Supposons alors que nous ne comparions que le taux d'emploi des femmes nées en décembre 1942 et celui des femmes nées en novembre 1942 : il n'y a en effet pas de raisons qu'il y ait des disparités systématiques entre ces deux sous-populations hormis le fait que les dernières n'ont pas été affectées par le report de l'âge légal de 63 à 64 ans. En particulier, la différence d'âge entre ces deux groupes de femmes n'est que de quelques jours. Si le relèvement de l'âge légal de départ à la retraite de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006 a incité les femmes à rester plus longtemps en emploi ou à entamer une nouvelle expérience de travail (après une situation de chômage ou d'inactivité), on devrait observer, en 2006, un écart positif sensible entre le taux d'emploi des femmes nées en décembre 1942 et celui des femmes nées en novembre 1942. C'est précisément cette stratégie que nous exploitons pour évaluer l'impact du relèvement de 63 à 64 ans de l'âge légal de départ à retraite des femmes sur les différents critères d'évaluation retenus.

En théorie, on pourrait n'utiliser que ces deux cohortes de naissance (novembre et décembre 1942) pour estimer les effets du report d'un an de l'âge légal. Néanmoins, les résultats risquent alors de manquer de précision étant donné le faible nombre de femmes qui sont nées en novembre et décembre 1942 dans notre échantillon. Afin d'augmenter la précision de nos mesures d'impact, nous avons inclus dans notre analyse, d'une part le groupe des cohortes nées entre le mois d'avril 1941 et le mois de novembre 1942 et, d'autre part, le groupe des cohortes nées entre le mois de décembre 1942 et le mois de juillet 1944, soit 40 cohortes de naissance au total.

On spécifie alors un modèle économétrique qui suppose que, dans chaque groupe de cohortes, le mois de naissance ne peut influencer le taux d'emploi (ou tout autre critère d'évaluation) que graduellement, c'est-à-dire de façon «continue». On peut, par exemple, faire dépendre le taux d'emploi du mois de naissance d'une façon linéaire dans chacun des deux groupes (en 2006, le taux d'emploi de la cohorte née en avril 1941 devrait être inférieur à celui de la cohorte née en mai 1941, qui devrait être lui-même inférieur à celui de la cohorte née en juin 1941, etc.; par ailleurs, le taux d'emploi de la cohorte née en décembre 1942 devrait être inférieur à celui de la cohorte née en janvier 1943, qui devrait être lui-même inférieur à celui de la cohorte née en février 1943, etc.). Dans ce cas, un changement brutal, c'est-à-dire «discontinu», du taux d'emploi lorsqu'on passe de la cohorte née en novembre 1942 (la dernière du 1<sup>er</sup> groupe) à la cohorte née en décembre 1942 (la première du 2<sup>e</sup> groupe) doit dès lors refléter, pour les raisons évoquées plus haut, l'effet propre du report de 63 à 64 ans de l'âge légal de retraite des femmes. Dans le modèle économétrique, l'effet de la politique est donc identifié par une variable binaire qui est égale à 1 pour les cohortes nées en décembre 1942 et après (= 0 autrement).

Cette méthode d'évaluation de l'impact d'une politique a pour nom la méthode de régression par discontinuité. Elle a récemment été mise en œuvre par Lalive et Staubli (2015) ainsi que



Manoli et Weber (2016) pour évaluer les effets du relèvement de l'âge légal de la retraite en Suisse et en Autriche.

## 6. RÉSULTATS

Dans cette section, nous présentons les résultats principaux de notre analyse sous forme graphique pour les trois critères d'évaluation retenus. Pour une présentation détaillée des résultats de nos estimations, nous renvoyons le lecteur à Cockx et al. (2017).

Avant d'aborder l'analyse des effets du report de l'âge légal de départ à la retraite de 63 à 64 ans pour les femmes au 1<sup>er</sup> janvier 2006, il est utile de prendre une photographie de la situation sur le marché du travail au 31 décembre 2005 (soit le jour précédent la mise en œuvre de la réforme) des femmes nées en décembre 1942, c'est-à-dire celles qui ont été les premières concernées par la réforme de 2006.

**Tableau 2. Position occupée sur le marché du travail au 31 décembre 2005**

	Femmes nées en décembre 1942
Emploi <sup>1</sup>	10,0 %
<i>Indépendant</i>	5,0 %
<i>Salarié public</i>	0,0 %
<i>Salarié privé</i>	5,0 %
<i>Salarié privé ETP<sup>2</sup></i>	3,3 %
«Inactivité» indemnisée <sup>3</sup>	54,0 %
<i>Pension anticipée</i>	33,0 %
<i>Prépension</i>	4,9 %
<i>Chômage</i>	10,0 %
<i>Invalidité</i>	5,4 %
<i>Autres<sup>4</sup></i>	0,8 %
«Inactivité» non indemnisée	36,0 %
Total	100 %

Notes :

<sup>1</sup> Potentiellement couplé à une indemnité de l'ONEm (prépension ou crédit-temps à temps partiel, allocation de garantie de revenu, etc.).

<sup>2</sup> En Equivalent Temps Plein.

<sup>3</sup> Sans aucune activité professionnelle.

<sup>4</sup> Revenu d'intégration.

Le tableau 2 renseigne la fraction d'entre elles qui sont soit en emploi, soit dans une forme d'inactivité indemnisée<sup>1</sup>, soit dans une inactivité non indemnisée, à la fin de l'année 2005. On y apprend que seules 10 % sont en emploi. La moitié d'entre elles travaillent comme indépendantes et l'autre moitié comme salariées du secteur privé pour un temps de travail moyen de 66 % ( $=3,3/5*100$ ). A la fin de l'année 2005, 90 % des femmes nées en décembre 1942 sont inactives. Parmi ces dernières, 3/5 (33 % de toute la population née en décembre 1942) touchent une allocation payée par un organisme de la sécurité sociale, la majorité d'entre elles bénéficiant déjà d'une pension de retraite obtenue anticipativement (et sans cumul d'un emploi). Rappelons que, pour ces dernières, le report de l'âge légal de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006 n'a pas eu d'incidence sur le montant de leur pension. Parmi les femmes inactives, 2/5 (36 % de toute la population née en décembre 1942) ne touchent aucune allocation. Pour ces femmes sans allocations, en l'absence de réelles perspectives d'embauche, le report d'un an des droits à une pension de retraite est susceptible de peser significativement sur leur budget.

### **6.1. Le taux de retraitées sans emploi en 2006 : baisse très sensible**

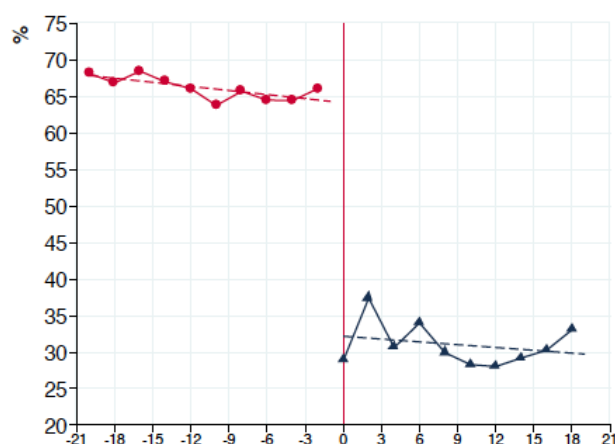
Le graphique 1 montre, sur l'axe vertical, la fraction moyenne des femmes nées au cours d'un mois particulier dans les années 40 qui sont bénéficiaires d'une pension (sans emploi) en 2006. Le mois de décembre 1942 est représenté par le chiffre 0 sur l'axe horizontal, tandis que le chiffre 3 (respectivement -3) représente le mois de mars 1943 (respectivement septembre 1942). La ligne bleue en trait continu constituée de triangles représente, sur et à la droite de la ligne verticale rouge, les valeurs observées du taux de retraitées en 2006 pour les femmes nées entre décembre 1942 et juillet 1944 (et donc affectées par le report de l'âge légal de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006). La ligne rouge en trait continu constituée de ronds représente, à la gauche de la ligne verticale rouge, les valeurs observées du taux de retraitées en 2006 pour les femmes nées entre avril 1941 et novembre 1942 (et donc non affectées par le report de l'âge légal de 63 à 65 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006). Les lignes en trait discontinu représentent l'effet estimé du mois de naissance sur le taux de retraitées.<sup>2</sup> Comme on pouvait s'y attendre, plus le mois de naissance est ancien, plus la probabilité d'être retraitée augmente.

---

1 Pour les raisons évoquées dans la définition du 3<sup>e</sup> critère d'évaluation à la section 3, le chômage indemnisé est ici considéré comme une forme d'inactivité.

2 La relation estimée entre le taux de retraitées et le mois de naissance est ici linéaire et supposée différente pour les deux groupes de cohortes de naissance (à gauche et à droite de la ligne verticale rouge).

**Graphique 1. Le taux moyen de bénéficiaires d'une pension sans emploi par cohorte de naissance en 2006**



Malgré le fait qu'en 2006, les femmes nées en novembre 1942 et avant sont toutes âgées de 63 ans et plus, le taux de retraitées sans emploi dans ce groupe n'atteint jamais les 100 %. Il y a deux explications à cela. D'une part, une part significative d'entre elles n'ont jamais travaillé et ne peuvent donc pas prétendre à une pension légale. D'autre part, certaines d'entre elles cumulent une pension de retraite et les revenus d'une activité professionnelle. Elles ne sont donc pas retraitées «sans emploi». Par ailleurs, malgré le fait qu'en 2006, les femmes nées en décembre 1942 et après n'ont pas encore atteint 64 ans, le taux de retraitées sans emploi dans ce groupe est strictement positif (aux alentours de 30 %, cf. aussi tableau 2) en raison de la possibilité de prendre une pension anticipée à partir de l'âge de 60 ans (sous certaines conditions de carrière).

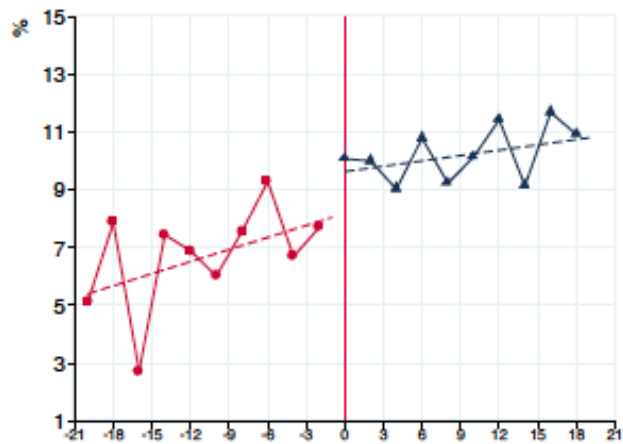
Le graphique illustre de façon très évidente que le relèvement de l'âge légal de 63 à 64 ans a eu pour effet de diminuer la fraction de femmes bénéficiaires d'une pension sans emploi en 2006. On constate en effet que le taux de retraitées sans emploi diminue abruptement pour les cohortes de naissance qui ont été affectées par la réforme de 2006. Le graphique nous apprend ainsi qu'en moyenne, 65 % des femmes nées en novembre 1942 bénéficiaient d'une pension légale en 2006, contre seulement 30 % des femmes nées en décembre 1942. Cet écart d'environ 35 points de pourcentage témoigne que le report d'un an de l'âge légal a eu pour effet de diminuer de manière très sensible le taux de retraitées sans emploi en 2006.

## **6.2. Le taux d'emploi en 2006 : hausse sensible**

Le graphique 2 montre, sur l'axe vertical, la fraction moyenne des femmes nées au cours d'un mois particulier dans les années 40 qui sont en emploi (tout secteur confondu) en 2006. Comme pour le graphique 1, le mois de décembre 1942 est représenté par le chiffre 0 sur l'axe horizontal, tandis que le chiffre 3 (respectivement -3) représente le mois de mars 1943 (respectivement septembre 1942). Un enseignement important de ce graphique est que le taux d'emploi n'est pas nul en 2006 pour les femmes qui ont dépassé l'âge légal de la retraite

(à la gauche de la ligne verticale rouge). En particulier, près de 8 % des femmes nées en novembre 1942 occupaient encore un emploi en 2006, c'est-à-dire dans leur 64<sup>e</sup> année.

**Graphique 2. Le taux d'emploi moyen par cohorte de naissance en 2006**



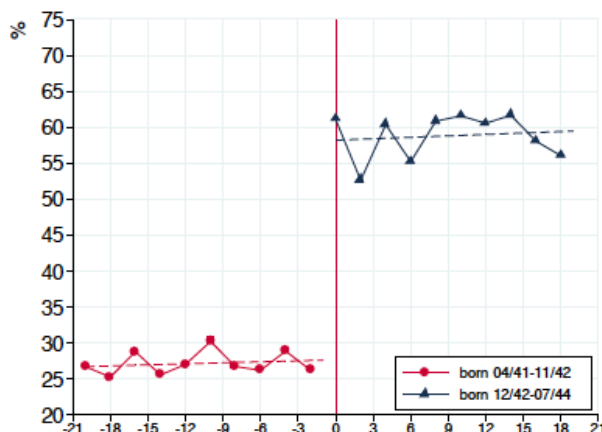
Le graphique nous apprend ensuite que le taux d'emploi augmente avec le mois de naissance, ce qui signifie que le taux d'emploi est d'autant plus élevé que les femmes concernées sont jeunes. La relation entre le mois de naissance et le taux d'emploi montre toutefois une rupture franche au moment où l'on passe des cohortes qui n'ont pas été affectées par le report de l'âge légal de 63 à 64 ans à celles qui l'ont été. En moyenne, 8 % des femmes nées en novembre 1942 occupaient un emploi en 2006, contre 10 % des femmes nées en décembre 1942. L'écart estimé par notre modèle est de l'ordre de 2 points de pourcentage. Cet écart représente une augmentation du taux d'emploi d'environ 25 %.

Le report d'un an de l'âge légal a donc incité des femmes à poursuivre leur activité professionnelle en 2006 plutôt qu'à se retirer du marché du travail. Il semblerait par ailleurs que cet effet positif concerne tant l'emploi salarié privé que l'emploi indépendant. En ce qui concerne l'emploi salarié privé, pour lequel les données nous renseignent sur le temps de travail, il y a des indications que l'effet positif sur l'emploi soit allé de pair avec un léger allongement du temps de travail. Cet effet n'est toutefois pas sensible sur le plan statistique.

### **6.3. Le taux d'inactivité hors pension légale en 2006 : hausse très sensible**

Le graphique 3 représente, sur l'axe vertical, la fraction moyenne des femmes nées au cours d'un mois particulier dans les années 40 qui sont dans une situation d'inactivité hors pension légale en 2006. Comme pour les graphiques 1 et 2, le mois de décembre 1942 est représenté par le chiffre 0 sur l'axe horizontal, tandis que le chiffre 3 (respectivement -3) représente le mois de mars 1943 (respectivement septembre 1942).

**Graphique 3. Le taux d'inactivité (hors pension légale) moyen par cohorte de naissance en 2006**



D'après le graphique 3, le report de l'âge légal de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006 a contribué à relever de manière importante la fraction de femmes en situation d'inactivité hors pension légale en 2006. Le taux d'inactivité hors pension légale augmente en effet abruptement pour les cohortes de naissance qui ont été affectées par la réforme de 2006. En moyenne, 26 % des femmes nées en novembre 1942 (et donc non affectées par le report de l'âge légal) étaient dans une situation d'inactivité hors pension légale en 2006. Comme ces dernières ont dépassé l'âge légal de la retraite en 2006 (elles sont toutes âgées de plus de 63 ans), il s'agit essentiellement de femmes qui sont dans une situation d'inactivité non indemnisée. En ce qui concerne les femmes nées en décembre 1942, 59 % étaient dans une situation d'inactivité hors pension légale en 2006. L'écart d'environ 33 points de pourcentage témoigne que le report d'un an de l'âge légal a eu pour effet d'augmenter de manière très sensible le taux d'inactivité hors pension légale en 2006.

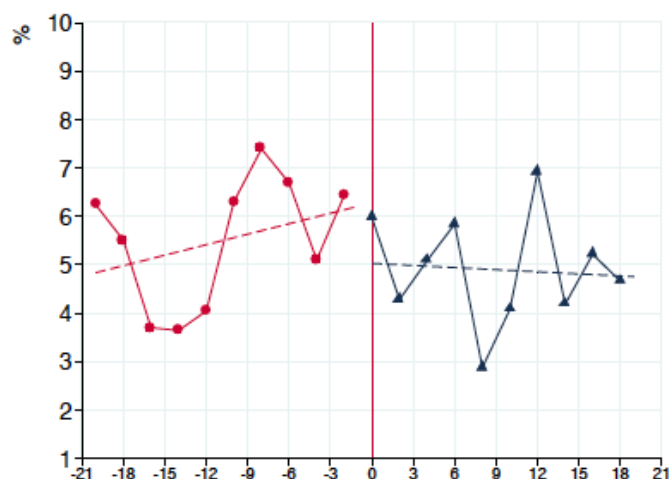
En conclusion, sous l'effet du relèvement de l'âge légal de 63 à 64 ans, le taux de retraitées sans emploi a diminué de façon marquée en 2006 (- 35 points de pourcentage) au profit d'une hausse sensible mais limitée du taux d'emploi (+ 2 points de pourcentage) et d'une hausse très nette du taux d'inactivité hors pension légale (+ 33 points de pourcentage).

#### **6.4. Le taux de retraitées (à partir de l'âge légal) après une transition directe de l'emploi en 2011 : absence d'effet**

Sur l'axe vertical, le graphique 4 montre, au quatrième trimestre 2011, la fraction des femmes d'une cohorte de naissance particulière qui ont obtenu une pension légale (à partir de l'âge légal) après une transition directe de l'emploi. Au quatrième trimestre 2011, les femmes dont il est question sont âgées entre 67 et 70 ans et ont vraisemblablement toutes fait valoir leurs droits à une pension légale. Comme pour les autres graphiques, le mois de décembre 1942 est

représenté par le chiffre 0 sur l'axe horizontal, tandis que le chiffre 3 (respectivement -3) représente le mois de mars 1943 (respectivement septembre 1942).

**Graphique 4. Le taux de retraitées (à partir de l'âge légal) après une transition directe de l'emploi par cohorte de naissance en 2011 (4<sup>ème</sup> trimestre)**



Le graphique 4 nous apprend que la fraction des femmes qui ont obtenu leur pension à partir de l'âge légal de retraite (63 ans pour les femmes nées en novembre 1942 et avant; 64 ans pour les autres) et après une transition directe de l'emploi est relativement stable et tourne autour des 5 % seulement. Cela signifie que la très grande majorité des femmes de notre échantillon (95 %) accèdent à la pension légale par d'autres voies que l'emploi (prépension, pension anticipée, crédit-temps, incapacité de travail, etc.). Ce résultat n'est pas étonnant vu que l'âge effectif de départ à la retraite pour les femmes en Belgique ne dépassait guère 59 ans dans les années 2004-2009.<sup>1</sup>

L'analyse du graphique 4 révèle que, contrairement aux graphiques 1, 2 et 3, la relation entre le mois de naissance et le taux de retraitées (à partir de l'âge légal) après une transition directe de l'emploi ou du non emploi ne montre pas de rupture franche au moment où l'on passe de la dernière cohorte non affectée par le relèvement de l'âge légal de 63 à 64 ans à la première cohorte affectée par ce changement législatif. Cela témoigne du fait que le recul du départ de l'âge à la retraite à 64 ans pour les femmes n'a donc pas eu d'effet sensible sur les voies d'accès à la retraite légale.

Ce résultat est riche d'enseignements. En effet, il nous permet de conclure trois points essentiels :

---

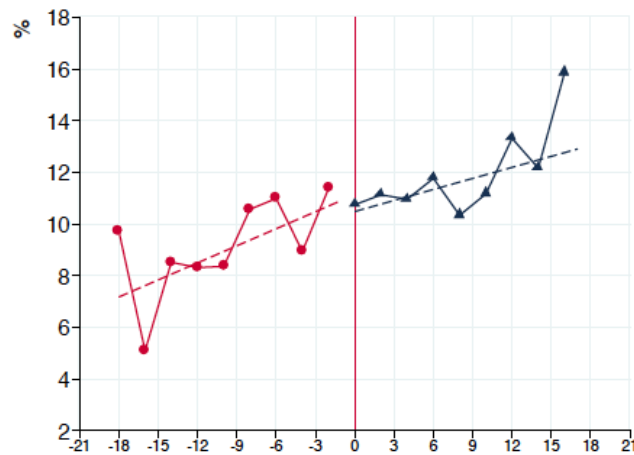
<sup>1</sup> Etudes économiques de l'OCDE 2011/13 (n° 13).

1. Les femmes âgées de 63 ans qui occupaient encore un emploi lors du report de l'âge légal à 64 ans ont choisi de travailler une année de plus plutôt que de se retirer prématurément du marché du travail. Autrement, on aurait dû observer une baisse sensible du taux de femmes qui accèdent à la retraite légale après une transition directe de l'emploi (graphique 3) en passant de la cohorte née en novembre 1942 à celle née en décembre 1942.
2. Les femmes de 63 ans, beaucoup plus nombreuses, qui étaient dans une formule de cessation précoce d'activité (autre que la pension anticipée) ou dans une situation d'inactivité non indemnisée au moment du recul de l'âge légal n'ont pas repris une activité professionnelle sous l'effet de la réforme de janvier 2006. La réforme a donc contribué à figer les situations d'inactivité atteintes à l'âge de 63 ans dans l'attente du nouvel âge d'accès à la retraite.
3. Cela signifie que l'impact positif de la réforme sur le taux d'emploi en 2006 résulte de la poursuite de l'activité professionnelle des femmes qui étaient en emploi au moment du report d'un an de l'âge légal de départ à la retraite.

### **6.5 Le taux d'emploi en 2005**

Le graphique 5 montre, sur l'axe vertical, la fraction moyenne des femmes nées au cours d'un mois particulier dans les années 40 qui sont en emploi en 2005, soit l'année qui a précédé le report de l'âge légal de la retraite des femmes de 63 à 64 ans. L'analyse de ce graphique indique que la relation entre le mois de naissance et le taux d'emploi ne montre aucune rupture au moment où l'on passe de la dernière cohorte non affectée par le relèvement de l'âge légal de 63 à 64 ans à la première cohorte affectée par ce changement législatif. Les femmes affectées par le report de l'âge légal au 1<sup>er</sup> janvier 2006 ne semblent donc pas avoir choisi de se retirer prématurément du marché du travail dans l'année qui a précédé. Par ailleurs, nos résultats ne mettent pas en évidence de diminution du temps de travail sous l'effet de la réforme pour les femmes qui étaient occupées dans un emploi salarié privé en 2005.

**Graphique 5. Le taux d'emploi moyen par cohorte de naissance en 2005**



## **7. CONCLUSION**

L'analyse du relèvement de l'âge de la retraite des femmes de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006 montre que le très petit nombre d'entre elles encore en emploi à 63 ans continue à occuper un emploi lorsqu'une année supplémentaire est requise pour accéder à la retraite. Pour environ 25 % d'entre elles, ceci est la conséquence de la réforme. De manière concrète, 8 % des femmes auraient continué à travailler au-delà de 63 ans, même en l'absence de la réforme. Suite à la réforme, elles sont 10 % à le faire, soit une hausse relative de 25 %. Les femmes, nombreuses, qui occupaient d'autres statuts que l'emploi au moment de la réforme (prépension, chômage indemnisé, invalidité ou encore une situation d'inactivité non indemnisée) prolongent aussi la période en cours sous l'effet du report de l'âge légal. Globalement, le recul de l'âge de départ à la retraite de 63 à 64 ans pour les femmes n'a donc pas eu d'effet sensible sur les voies d'accès à la retraite légale. A l'époque, seules 5 % y accédaient après une transition directe de l'emploi contre 95 % après un passage par une forme d'inactivité (indemnisée ou non).

Le relèvement de l'âge de la retraite des femmes de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006 était annoncé bien à l'avance. Notre évaluation n'a pas mis en évidence de comportements d'anticipation (sous forme de retrait précoce du marché du travail ou de réduction du temps de travail ou) dans l'année qui a précédé cette réforme.

## **BIBLIOGRAPHIE**

Albanese, Andrea et Bart Cockx (2015), "Permanent Wage Cost Subsidies for Older Workers. An Effective Tool for Increasing Working Time and Postponing Early Retirement?", [Working paper 2015/902](#) Sherppa, Faculty of Economics and Business Administration, Ghent University, [IZA-8988](#), [CESifo 5301](#), [IRES 2015-06](#).



Albanese, Andrea, Bart Cockx et Yannick Thuy (2015), "Working Time Reductions at the End of the Career. Do They Prolong the Time Spent in Employment?", Working paper [2015/916](#), Sherppa, Faculty of Economics and Business Administration, Ghent University, [IZA-9619](#), [CESifo 5695](#), [IRES 2015-24](#).

Cockx, Bart, Muriel Dejemeppe, Corinna Ghirelli, Yannick Thuy et Bruno Van der Linden (2017), "How does higher full retirement age affect careers? Evidence from an increase in the full retirement age in Belgium", Mimeo.

Lalive, R. et S. Staubli (2015), "How does raising women's full retirement age affect labor supply, income, and mortality?", Mimeo, University of Lausanne and University of Calgary.

Manoli, D. et A. Weber (2016), "The effects of increasing the early retirement age on employment of older workers". Mimeo.

OCDE (2003), Vieillissement et politiques de l'emploi/Ageing and Employment Policies : Belgique 2003, Paris.

## 6. RÉSUMÉ ET ENSEIGNEMENTS

Bart Cockx<sup>1</sup>, Muriel Dejemeppe<sup>2</sup> et Bruno Van der Linden<sup>3</sup>

Après un bref état des lieux des performances comparées de la Belgique en matière de taux d'emploi, ce chapitre évoque brièvement les facteurs institutionnels à prendre en compte, en particulier les changements de réglementation survenus récemment. Par la suite, nous résumons les conclusions des évaluations que nous avons menées (renvoyant aux chapitres précédents pour davantage de détails) et tirons quelques enseignements dans le contexte actuel.

### 1. EVOLUTION DU TAUX D'EMPLOI DES TRAVAILLEURS ÂGÉS EN BELGIQUE

Cette section propose une brève comparaison internationale et interrégionale de l'évolution du taux d'emploi de travailleurs âgés entre 2000 et l'année la plus récente disponible, 2015. Il s'agit seulement d'une description des faits, sans aucune prétention à évaluer les effets des politiques menées en Belgique. La synthèse d'évaluations de certains dispositifs publics est reportée aux sections ultérieures.

Rappelons que le taux d'emploi au sein d'une classe d'âge est le rapport entre le nombre de personnes en emploi et le nombre total de personnes résidentes, nombres mesurés à chaque fois au sein de cette classe. Soulignons que le nombre de personnes n'est pas pondéré par leur temps de travail. Ainsi, une personne travaillant à mi-temps compte autant qu'une personne à temps plein. Ajoutons que, dans un souci de comparabilité internationale, toutes les informations sont issues des enquêtes européennes sur les forces de travail menées auprès de la population. Est dès lors en emploi toute personne qui, durant la semaine de référence, a travaillé au moins une heure contre rémunération.<sup>4</sup> Le taux d'emploi au sein d'un groupe d'âge est élevé lorsque la participation au marché du travail y est fréquente et le taux de chômage faible.

Le relèvement du taux d'emploi des travailleurs âgés n'est pas un objectif absolu car il peut engendrer une perte de «bien-être» avant l'âge légal de la retraite (songeons aux «métiers pénibles»). Ce relèvement est justifié de la manière suivante. Il est vu comme une des conditions nécessaires au maintien d'un système soutenable de sécurité sociale en général et de pension de retraite en particulier. Comme le rappelle le rapport 2014 de la Commission de

---

<sup>1</sup> Universiteit Gent (SHERPPA), Université Catholique de Louvain (IRES), IZA (Bonn) en CESifo (Munchen). Email: [bart.cockx@ugent.be](mailto:bart.cockx@ugent.be)

<sup>2</sup> IRES, Economic School of Louvain, Université catholique de Louvain. Email: [Muriel.dejemeppe@uclouvain.be](mailto:Muriel.dejemeppe@uclouvain.be)

<sup>3</sup> Fonds de la Recherche Scientifique-FNRS et IRES, Economic School of Louvain, Université catholique de Louvain. Email: [Bruno.vanderlinden@uclouvain.be](mailto:Bruno.vanderlinden@uclouvain.be)

<sup>4</sup> Une définition plus précise est disponible sur le site [http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Labour\\_market\\_statistics\\_at\\_regional\\_level/fr](http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Labour_market_statistics_at_regional_level/fr)

réforme des pensions 2020-2040, «un taux d'emploi structurellement plus élevé crée une marge supplémentaire pour soutenir la qualité des pensions à long terme» (p. 168). Le report de l'âge de la retraite décidé par le gouvernement fédéral actuel accentue encore le rôle du taux d'emploi des âgés : «*les réformes des pensions et la politique relative à l'emploi sont non seulement complémentaires, mais interdépendantes. Si le taux d'emploi dans le groupe d'âge avant 65 ans ne croît pas, un report forcé de l'âge de la pension engendrera inévitablement une dépense supplémentaire substantielle pour les autres allocations sociales.*» (en italiques dans le même rapport, p. 182).

Tant chez les hommes que chez les femmes, le taux d'emploi est en 2000 généralement<sup>1</sup> plus faible en Belgique que dans ses trois principaux pays voisins et qu'en moyenne dans l'Union européenne des 15 (voir tableau 1). Comparée aux deux autres Régions, Bruxelles se singularise par un taux d'emploi nettement plus élevé en 2000. Entre 2000 et 2015, la hausse du taux d'emploi est importante en Belgique et dans ses trois Régions (la Flandre comblant l'écart initial vis-à-vis de Bruxelles et la Wallonie le réduisant nettement). La hausse observée en Belgique est du même ordre de grandeur que dans l'Union européenne des 15. Mais, dans les pays voisins considérés au tableau 1, la hausse du taux d'emploi est généralement<sup>2</sup> plus importante qu'en Belgique. Dès lors, l'écart de taux d'emploi entre l'Allemagne et la Belgique (respectivement, les Pays-Bas et la Belgique) augmente entre 2000 et 2015. Vis-à-vis de la France et de la moyenne au sein de l'Union des 15, l'écart s'accroît chez les hommes et se réduit chez les femmes.

**Tableau 1. Taux d'emploi des résidents âgés de 55-64 ans (%)**

Pays	Hommes			Femmes		
	2000 (1)	2015 (2)	Ecart absolu (2) – (1)	2000 (a)	2015 (b)	Ecart absolu (b) – (a)
Allemagne	46,1	71,3	25,2	28,6	61,2	32,6
Belgique	36,4	48,9	12,5	16,6	39,3	22,7
Bruxelles	45,1	51,3	6,2	24,8	40,5	15,7
Flandre	34,2	50,0	15,8	13,9	41,0	27,1
Wallonie	34,2	46,2	12,0	15,6	35,8	20,2
France	33,7	50,8	17,1	26,6	47,0	20,4
Pays-Bas	50,2	71,1	20,9	26,1	52,4	26,3
Europe des 15	47,9	61,6	13,7	28,0	49,4	21,4

Source : Eurostat (tableaux lfsi\_emp\_a et lfst\_r\_lfe2emprt)

<sup>1</sup> Le taux d'emploi masculin français est la seule exception.

<sup>2</sup> Le taux d'emploi féminin français est la seule exception.

## **2. FACTEURS INSTITUTIONNELS**

### **2.1 Stratégie européenne**

«En 2001, un objectif d'emploi des travailleurs âgés avait été fixé à Stockholm : le taux d'emploi des personnes âgées de 55 à 64 ans devait, en 2010, s'élever à 50 % dans l'Union européenne prise dans son ensemble. La Belgique, comme l'Union, est restée bien en deçà de cet objectif : en effet, en Belgique le taux d'emploi des personnes âgées de 55 à 64 ans ne s'élevait encore qu'à 38,7 % en 2011» (Conseil Supérieur de l'Emploi, 2012, p. 99). En 2010, l'Union européenne a proposé de nouveaux objectifs à l'horizon 2020.<sup>1</sup> A cet horizon, la Belgique a notamment l'ambition d'atteindre un taux d'emploi de 50 % parmi les 55 à 64 ans. En 2015, ce taux est de 44 %, soit 5 points de pourcentage de plus qu'en 2011.

### **2.2 Politique des gouvernements actuels**

Les politiques évaluées dont nous traitons plus loin portent sur les années 2000. Or, depuis, la réglementation a été modifiée dans de nombreux domaines concernant les travailleurs âgés et les retraites. Nous en donnons ci-dessous un rapide aperçu.

«En matière de pension, il s'agit du relèvement progressif des conditions d'accès à la pension anticipée dans les trois régimes de pension; du relèvement de l'âge légal de la retraite à 66 ans en 2025 et à 67 ans en 2030 dans les trois régimes de pension; du relèvement progressif de l'âge minimum pour bénéficier d'une pension de survie; de la suppression de la bonification pour diplôme dans le calcul de la condition de carrière pour un départ anticipé à la retraite (dans le régime de pensions de la fonction publique) et de la suppression du bonus de pension dans les trois régimes de pension» (Bureau fédéral du Plan, 2015, p. 11). Ajoutons que des modalités spécifiques sont en cours de négociation au sein du Comité National des Pensions en ce qui concerne les métiers jugés pénibles, que certains régimes spéciaux de pension seront progressivement alignés sur le régime ordinaire des travailleurs salariés et que certaines périodes assimilées (certaines périodes de chômage indemnisé et le crédit-temps de fin de carrière notamment) ne comptent plus sur base du dernier salaire mais sur base d'un salaire minimum. «Il faut par ailleurs ajouter que le gouvernement [fédéral] aura consacré, en 2015 et 2016, plus d'un demi-milliard d'euros à la revalorisation des pensions les plus faibles» (Note de politique générale. Pensions. Chambre des représentants de Belgique, 27 octobre 2016).

«Dans le régime de chômage avec complément d'entreprise (RCC)<sup>2</sup>, les mesures ont trait au renforcement progressif des conditions d'accès au chômage avec complément d'entreprise et à la disponibilité des chômeurs avec complément d'entreprise sur le marché du travail. (...) Les allocataires du RCC doivent rester disponibles sur le marché du travail de manière adaptée

---

<sup>1</sup> Pour plus de détails, le lecteur peut notamment consulter la page <http://www.emploi.belgique.be/defaultTab.aspx?id=15594>

<sup>2</sup> Nouvelle appellation pour les systèmes de prépension.

jusque 65 ans mais (...) des dispenses à cette disponibilité adaptée sont possibles» (Bureau fédéral du Plan, 2015, p. 11 et 12).

Dans le cadre de l'assurance-chômage, le gouvernement a, sauf exceptions, supprimé en janvier 2015 le complément d'ancienneté octroyé après un an de chômage aux chômeurs âgés d'au moins 50 ans ayant une carrière de vingt années au moins. Abstraction faite de dispositions transitoires, à partir de l'âge de 60 ans, les chômeurs sont soumis à une obligation de disponibilité adaptée (l'exigence de recherche active d'emploi cesse). La politique d'activation du comportement de recherche d'emploi, initialement limitée au moins de 50 ans, a successivement été étendue jusqu'à l'âge de 59 ans. Le cadre législatif de cette politique demeure fédéral mais sa mise en œuvre a été régionalisée.

Depuis le début de 2015, le crédit-temps de fin de carrière dans le secteur privé, qui permet aux travailleurs âgés de réduire leur temps de travail d'un cinquième ou d'un mi-temps sans limite de temps n'est plus accessible avec indemnités qu'à partir de 60 ans (55 ans sur la base d'exceptions temporaires), avec au moins 25 années de passé professionnel et deux années d'ancienneté chez l'employeur actuel.

Le subventionnement du coût salarial des travailleurs âgés a été régionalisé suite à la sixième réforme de l'État. Les mesures évoquées ici sont soit déjà votées, soit en voie de l'être au moment de la rédaction. Les trois Régions conservent le principe d'allègements de cotisations sociales patronales permanentes (déterminées en fonction du lieu de travail). Elles sont ciblées sur les plus de 55 ans rémunérés sous un plafond salarial (voir tableau 2 pour davantage de précisions). A partir de 55 ans en Flandre et 57 ans à Bruxelles, il existe également une subvention temporaire à l'embauche (déterminée en fonction du lieu de résidence du travailleur).<sup>1</sup>

**Tableau 2. Réductions permanentes ciblées sur les travailleurs âgés : situation en 2016**

Région	Plafond salarial brut €/trimestre	Tranche d'âge (Réduction de cotisations en €/trimestre)		
		55-59 (600)	> 60 (1.150)	
Flandre	13.400	55-59 (600)	> 60 (1.150)	
Bruxelles*	13.401	55-57 (400)	58-61 (1.000)	62-64 (1.500)
Wallonie	13.401	55-57 (400)	58-61 (1.000)	62-64 (1.500)

Sources :

(1) [http://www.werk.be/sites/default/files/online\\_diensten/folder\\_ouderen\\_1.0.pdf](http://www.werk.be/sites/default/files/online_diensten/folder_ouderen_1.0.pdf)

<sup>1</sup> A Bruxelles, la durée d'inoccupation de douze mois préalable à l'octroi de la mesure «Activa générique» est supprimée à partir de 57 ans. En Flandre, une subvention à l'embauche spécifique est introduite pour un demandeur d'emploi inoccupé inscrit au VDAB et âgé d'au moins 55 ans.

(2) Note d'orientation relative à la réforme des dispositifs d'aide à l'emploi – juillet 2016. Gouvernement de la Région de Bruxelles-Capitale.

(3) <http://gouvernement.wallonie.be/sites/default/files/nodes/story/8442-synthesereformedesaidesalemploi.pdf>

Note \*: A Bruxelles, la note d'orientation préconise que «dans un second temps», une réduction forfaitaire de 1.000 €/trimestre s'applique à tout travailleur salarié (occupé sur le territoire de cette Région) âgé de 57 à 64 ans rémunéré sous un plafond de 10.500 €/trimestre. Ce dispositif remplacerait celui décrit dans le tableau 2.

### **3. RÉSUMÉ DES ÉVALUATIONS ET ENSEIGNEMENTS**

Suite au «Pacte de solidarité entre les générations» (datant de la fin de 2005 et désigné par la suite par l'acronyme «PSG»), de nombreuses politiques ont été mises en œuvre. Elles peuvent être regroupées en quelques catégories : les mesures visant à prévenir le licenciement de travailleurs âgés ; celles visant à améliorer leur transition du chômage vers l'emploi ; celles visant à retarder leur retrait du marché du travail. Parmi celles-ci, nous avons évalué les effets de plusieurs politiques et réformes menées dans les années 2000. Le choix de cette période est guidé par la nécessité de ne retenir que des mesures pour lesquelles l'identification d'un lien de cause à effet est possible, par le temps requis pour mener à bien des évaluations rigoureuses, par la nécessité d'un recul temporel suffisant pour observer les effets et par les délais de mise à disposition de données (individuelles) complètes et validées. Nous résumons ici les conclusions de ces évaluations et nous en tirons les enseignements pertinents dans le contexte actuel.

En plus d'une analyse du PSG pris dans sa globalité, nos travaux ont porté sur les allègements de cotisations sociales patronales introduits en 2002 et ciblés sur les travailleurs de 58 ans et plus ; sur le crédit-temps à temps partiel accessible à partir de 2002 sans limite de durée aux travailleurs de plus de 50 ans ; enfin, sur le relèvement de l'âge légal de la retraite des femmes de 63 à 64 ans en janvier 2006.

#### **3.1 Le Pacte de solidarité entre les générations (PSG)**

Le deuxième chapitre résume une première étude de nature *macro-économique*. L'objectif de cette étude est d'évaluer l'impact des politiques du PSG *prises comme un tout* sur le taux d'emploi des salariés âgés (compris ici comme âgés de 50 à 59 ans) du secteur privé. Cet effet est mesuré *séparément* pour les hommes et les femmes. L'impact du PSG sur le taux d'emploi par genre est évalué au cours d'une période de 5 trimestres allant du deuxième trimestre de 2007 au deuxième de 2008. Nous commençons l'évaluation en 2007 car c'est seulement à partir de cette période que les politiques décidées dans le cadre du PSG sont montées en charge. Nous arrêtons l'évaluation au début de la grande récession consécutive à la crise financière de 2008. Cette option est prise afin de ne pas mêler les effets des nombreuses politiques mises en place suite à cette crise à ceux du PSG. Notre méthode d'évaluation consiste à comparer l'évolution *effective* du taux d'emploi des salariés âgés entre 2007 et 2008

à une évolution de référence, à savoir l'évolution qui aurait été observée en l'absence du PSG. Cette situation de référence n'est évidemment pas observable, mais nous faisons l'hypothèse qu'elle peut être *prédite* sur base de la relation *estimée* entre le taux d'emploi des seniors et le niveau de l'activité économique pour une période *antérieure* à 2007. Nous cherchons donc à savoir si la hausse du taux d'emploi des travailleurs âgés après le premier trimestre de 2007 est essentiellement attribuable aux conditions économiques favorables ou si le PSG a pu jouer un rôle déterminant.

Tant pour les hommes âgés que pour les femmes âgées, nous concluons que le taux d'emploi observé sur la période 2007q2-2008q2 est supérieur aux prévisions. Ces résultats suggèrent que les politiques du PSG ont eu un impact positif sur le taux d'emploi des âgés. A la fin de la période d'évaluation (2008q2), l'impact positif sur le taux d'emploi des hommes de 50 à 59 ans est de 0,5 point de pourcentage (soit un peu moins de 4.000 emplois supplémentaires). Pour les femmes de la même tranche d'âge, l'effet est de 0,3 point (soit un peu moins de 2.000 emplois supplémentaires). Cependant, l'écart entre le taux d'emploi et les prévisions n'est pas sensible sur le plan statistique (c'est à dire qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse selon laquelle l'effet du PSG est nul au cours de cette période). Nous concluons donc que la hausse du taux d'emploi des âgés (hommes et femmes) entre 2007q2 et 2008q2 est essentiellement due à la bonne croissance économique et à l'évolution tendancielle du taux d'emploi avant 2007 et que s'il y a eu des effets positifs du PSG, ceux-ci sont très limités au cours de cette période.<sup>1</sup> Ce résultat tord le cou aux affirmations hâtives qui confondent l'évolution positive de l'emploi et l'efficacité des politiques publiques (voir, à ce sujet, le focus de *Regards économiques* «[Emploi, emploi, es-tu là \(grâce à moi\) ?](#)» publié en décembre 2016<sup>2</sup>).

L'absence d'impact sensible du PSG au niveau macro-économique n'exclut pas que des mesures spécifiques de ce plan aient eu des effets sensibles sur l'emploi (et/ou d'autres indicateurs) au niveau micro-économique, c'est-à-dire au niveau des bénéficiaires eux-mêmes des mesures, comme nous le mettons en évidence dans les prochaines sections.

### **3.2 Les réductions de cotisations sociales ciblées sur les travailleurs âgés**

La mesure évaluée est une réduction permanente de cotisations sociales patronales apparue au second trimestre de 2002. Elle cible tous les travailleurs âgés de plus de 58 ans et son montant forfaitaire s'élève à 400 €/trimestre. Les effets sont mesurés durant six trimestres, de début 2002 à mi 2003, sur les travailleurs salariés masculins âgés de 58 à 59,5 ans. Dès 2004, l'âge minimal a été abaissé à 57 ans. A partir de 2007, la formule a été profondément révisée en abaissant l'âge d'éligibilité à 50 ans, âge à partir duquel la réduction augmentait progressivement, et en excluant de la mesure les travailleurs rémunérés au-delà de

---

<sup>1</sup> Nous concluons également que le taux d'emploi des hommes de 35 à 44 ans, est affecté négativement par les mesures prises suite au PSG. L'effet est en revanche quasi nul chez les femmes. Tant pour les hommes que pour les femmes, ces effets ne sont pas sensibles au plan statistique.

<sup>2</sup> Téléchargeable sur <http://www.regards-economiques.be>.

12.000€/trimestre. A partir de 2013, une réduction permanente de cotisations patronales en fonction de l'âge ne fut plus octroyée qu'au-delà de 54 ans. Comme les autres mesures ciblées sur des caractéristiques du travailleur, les réductions du coût travail des âgés sont à présent du ressort des Régions et ciblent la même tranche d'âge (cf. tableau 2).

Comme la réduction de charges patronales en vigueur en 2002 -mais également aujourd'hui- est forfaitaire, son impact relatif sur le coût salarial baisse avec le niveau des rémunérations. A l'époque, en moyenne parmi les bénéficiaires analysés, la mesure réduisait le coût du travail de 4 % au niveau du salaire médian. Cette diminution s'élevait au maximum à 14 % pour quelqu'un travaillant à 4/5<sup>ème</sup> temps au niveau du salaire minimum. La baisse de coût doit donc être qualifiée de modeste. Elle n'est en outre pas limitée aux travailleurs âgés à bas salaires.

En Belgique, Cataldi *et. al* (2012) et Vandenberghe *et. al* (2013) concluent que le rapport entre la valeur ajoutée et le coût du travail se dégrade dans les entreprises où la part des plus de 50 ans augmente. Ceci peut provenir d'une baisse de la productivité du travail avec l'âge ou d'une hausse des salaires en fonction de l'ancienneté<sup>1</sup>. L'entreprise a donc une incitation à se séparer des travailleurs âgés. Dans ce contexte, des réductions structurelles de charges patronales sont susceptibles de favoriser le maintien en emploi de travailleurs âgés. Vu l'âge des travailleurs concernés, il est toutefois moins probable qu'elles agissent sur la décision d'en recruter de nouveaux.

L'évaluation détaillée au chapitre 3 conclut qu'en moyenne, la réduction de cotisations élève le taux d'emploi des hommes<sup>2</sup> âgés de 58 à 59,5 ans à raison de 0,4 point de pourcentage par comparaison à une situation de référence où la réduction n'est pas accordée (le taux d'emploi à cet âge et à cette époque étant inférieur à 20 %). Toutefois, cet effet n'est pas sensible sur le plan statistique (c'est à dire qu'on ne peut pas rejeter l'hypothèse selon laquelle l'effet de la réduction sur le taux d'emploi est nul). Cette conclusion est cohérente avec l'évaluation du PSG évoquée ci-dessus. En effet, sur la période considérée (2007-2008), une part importante des réformes prises en compte concerne des réductions de cotisations patronales sur les travailleurs âgés (dès l'âge de 50 ans à cette époque).

Comme l'effet peut être hétérogène au sein de la population étudiée, la même évaluation a été conduite sur différents sous-échantillons. La conclusion d'effets non sensibles sur le plan statistique se maintient. Toutefois, parmi les travailleurs qui relèvent d'une commission paritaire ayant eu davantage recours que la moyenne aux prépensions autour de 58 ans, la réduction de cotisations patronales de 2002 augmente la probabilité de rester en emploi de

---

<sup>1</sup> En début de carrière, les barèmes salariaux peuvent inclure une progression avec l'ancienneté afin d'inciter une nouvelle recrue à être diligente. Ce type de contrat peut être optimal du point de vue de l'employeur lorsqu'il recrute. Néanmoins, l'employeur est tenté de séparer du travailleur à partir du moment où la productivité de celui-ci passe sous le niveau de son coût salarial.

<sup>2</sup> L'analyse a également été menée sur la population féminine du même âge. Les conditions nécessaires pour que la méthode d'évaluation s'applique rigoureusement ne sont dans ce cas pas réunies. Aussi, évitons-nous de conclure quant aux effets sur ce groupe. Cela dit, les ordres de grandeur trouvés sont similaires.



2,2 points de pourcentage. Cet effet est cette fois sensible sur le plan statistique. Il s'accompagne cependant d'une détérioration de la chance de demeurer en emploi au sein du groupe des travailleurs plus jeunes se situant sous le seuil d'éligibilité.

Les réductions de cotisations patronales agissent potentiellement sur d'autres indicateurs. La réduction de 2002 n'était pas octroyée si le temps de travail se situait sous le tiers-temps. Au-delà, elle augmentait linéairement et atteignait le niveau maximum de 400 € dès que le travailleur était occupé à 80 % d'un temps plein. L'évaluation démontre un effet petit, mais sensiblement positif sur la durée du travail : une réduction de cotisations à hauteur de 10 % du coût du travail augmente, en moyenne, la durée du travail de 1,3 %. Cet effet provient cependant presque entièrement de la baisse de la part de travailleurs occupés à moins d'un tiers-temps. Par ailleurs, la réduction de cotisations de 2002 a un effet quasi nul sur le salaire horaire brut des travailleurs concernés.

Nos études empiriques établissent donc que les exonérations structurelles de cotisations patronales ciblées sur les travailleurs âgés dans les années 2000 n'ont pas eu d'effet tangible sur l'emploi. Lorsque, conformément aux résultats de Cataldi *et. al* (2012) et Vandenberghe *et. al* (2013), un écart positif s'observe entre le coût salarial et la productivité des travailleurs âgés, des baisses de charge d'ampleur modeste (entre 50 et 800 euros par trimestre, suivant l'âge et le niveau de salaire, dans les années 2000) n'affectent que marginalement le comportement des entreprises. Seuls les secteurs recourant intensivement aux prépensions réagissent plus nettement. Vu le manque à gagner pour la sécurité sociale que ces baisses de charges représentent (près de 300 millions d'euros en 2007), le bien-fondé de ces réductions de charges pose question. Bien que peu importante, la littérature internationale évaluant le même type de mesure ciblée sur les travailleurs âgés conclut également que les effets sur l'emploi sont faibles, voire absents.

Que retenir alors de nos évaluations pour la politique actuelle ? Comme l'a rappelé le tableau 2, les réductions permanentes de cotisations patronales sur les travailleurs âgés ont été maintenues et amplifiées lors de la récente régionalisation de cette matière. Même si l'on tient compte de l'inflation survenue depuis, les réductions de cotisations octroyées actuellement par les Régions aux travailleurs âgés sont plus élevées qu'en 2002, en tout cas à partir de 58 ou 60 ans selon la Région. Elles devraient donc annuler l'écart positif entre coût salarial et productivité dans un nombre plus important de cas et favoriser le maintien en emploi d'un plus grand nombre de travailleurs âgés. En d'autres mots, il est possible que ces réductions augmentent à *présent de manière sensible* le taux d'emploi des travailleurs âgés concernés, mais ce sera au prix d'un coût exorbitant du dispositif vu la taille actuelle de la population ciblée. Par ailleurs, le tableau 2 met en évidence des sauts brusques du niveau de la réduction de charges sociales lorsque le travailleur passe d'une tranche d'âge à une autre. Les bénéficiaires en termes d'emplois sauvegardés risquent donc d'être rognés par des pertes d'emploi parmi les travailleurs plus jeunes dont l'emploi n'est pas ou moins subventionné.

Sans prétendre que nous ayons étudié toutes les facettes de la question, il nous apparaît en conclusion que l'âge n'est pas *à lui seul* un critère sensé d'éligibilité aux baisses de charges sociales patronales.

La littérature belge et internationale<sup>1</sup> a mis en évidence des effets sensibles sur l'emploi de baisses de cotisations sociales permanentes selon à condition qu'elles se limitent au bas de l'échelle des salaires. Cette conclusion, qui n'est pas remise en cause, n'a pas été suffisamment prise en compte dans le cadre du «tax shift» du gouvernement fédéral (voir le numéro 118 de *Regards Economique*, paru en octobre 2015<sup>2</sup>). Comme le rappelle le tableau 2, les dispositifs de réductions de charges sociales patronales ciblées sur les âgés introduisent de nos jours un plafond salarial à l'éligibilité. Opèrent-elles de cette manière une sélection croisant l'âge et la basse rémunération ? Nous estimons que non. En effet, en raison du niveau du plafond retenu, nous estimons qu'environ 80 % des travailleurs âgés d'au moins 55 ans sont éligibles. Par conséquent, le dispositif retenu par les régions ne cible pas les travailleurs âgés à bas salaires.<sup>3</sup> Par ailleurs, même si les allègements ciblaient les travailleurs âgés à faible niveau de rémunération, on devrait s'interroger sur la justification d'allègements différenciés selon l'âge.

### **3.3 Le crédit-temps fin de carrière**

Notre étude a suivi pendant huit années un échantillon d'hommes et de femmes, âgés de 53 à 62 ans en 2003, qui ont commencé à bénéficier du crédit-temps de fin de carrière en 2003 et 2004. Ceci s'accompagnait d'une réduction des prestations de travail de 20 ou 50 % assortie d'une allocation d'interruption à charge de l'Onem. Le ratio entre la somme du salaire à temps partiel et de l'allocation de crédit-temps d'une part et les rémunérations avant l'entrée dans ce dispositif d'autre part est souvent moindre en Belgique qu'en Allemagne ou en Autriche où des mesures semblables existent. Toutefois, les années où le travailleur est en crédit-temps de fin de carrière sont assimilées à des années de travail à temps plein<sup>4</sup> lors du calcul du montant de la pension de retraite, ce qui engendre des effets pervers non négligeables (cf. infra).

Notre évaluation montre qu'en comparaison avec une situation de référence où la personne ne bénéficie pas de la mesure, la participation au crédit-temps de fin de carrière ralentit dans un premier temps les sorties du marché du travail (l'effet s'observant plus durablement chez les femmes que chez les hommes). En cela, la politique réalise son objectif : un travail à temps

---

<sup>1</sup> Bassilière *et al.* (2005), Batyra et Sneessens (2010), Belan *et al.* (2010), Bureau fédéral du Plan et Banque nationale de Belgique (2011), Cockx *et al.* (2005), Crépon et Desplatz (2002), Pierrard (2005).

<sup>2</sup> Téléchargeable sur <http://www.regards-economiques.be>.

<sup>3</sup> Rappelons néanmoins que par leur caractère forfaitaire ces réductions sont cependant *relativement* moins importantes à mesure que le coût salarial s'accroît.

<sup>4</sup> Depuis 2012, selon le cas, la rémunération fictive normale (généralement, la rémunération effectivement perçue avant la période assimilée) ou limitée (c'est-à-dire, plafonnée) est prise en compte.

partiel prolonge la carrière des travailleurs âgés. Mais, lorsque l'accès à la pension anticipée devient possible (à l'âge de 60 ans), les personnes en crédit-temps de fin de carrière accèdent davantage à ce statut (en comparaison avec la situation de référence). Cet effet non recherché par le crédit-temps de fin de carrière est plus marqué parmi celles et ceux qui réduisent leur temps de travail de moitié que parmi les cas où la réduction est de 20 %. Cette accélération des sorties vers la retraite anticipée et le caractère plus marqué du phénomène parmi les travailleurs à mi-temps s'expliquent par des incitations financières résultant de la prise en compte des périodes assimilées dans le calcul de la pension légale.

Le report, progressif, de 60 à 63 ans de l'accès à la retraite anticipée<sup>1</sup> ainsi que le report de l'âge minimum d'accès à d'autres mécanismes de sortie anticipée du marché du travail ont changé la donne par rapport à la période de notre étude. Les personnes en crédit-temps de fin de carrière n'ont plus la possibilité de se retirer aussi tôt du marché du travail. Ceci ne peut qu'atténuer les sorties du marché du travail parmi les bénéficiaires du crédit-temps. Il est néanmoins aussi possible que le recours au crédit-temps de fin de carrière diminue si les personnes n'entrent dans ce dispositif qu'à condition qu'il soit l'antichambre d'une retraite anticipée.

Mais cela suffit-il à justifier l'indemnisation d'une réduction partielle du temps de travail en fin de carrière ? D'après les calculs du chapitre 4, même durant les années où le crédit-temps prolonge la carrière, les coûts pour la collectivité tendent à être supérieurs aux bénéfices que l'étude a pu prendre en compte. Cette conclusion ne s'inverse que sous l'hypothèse extrême d'un remplacement complet des heures de travail non prestées par les travailleurs en crédit-temps par de nouvelles recrues (ou un allongement du temps de travail d'autres travailleurs). Ce constat remet en question le bien-fondé du crédit-temps de fin de carrière *indemnisé*.

Actuellement, abstraction faite d'exceptions temporaires, l'âge minimal pour bénéficier du crédit-temps de fin de carrière indemnisé est de 60 ans (avec une carrière de 25 ans au moins), contre 50 ans en 2002 (avec une carrière de 20 ans au moins). S'adressant exclusivement à des travailleurs plus âgés qu'avant, le crédit-temps de fin de carrière est d'un côté sans doute plus utile qu'auparavant pour se maintenir sur le marché du travail. Ceci devrait accroître les bénéfices de la mesure car des travailleurs plus âgés ont probablement davantage besoin d'une formule telle que le crédit temps pour rester sur le marché du travail. D'autre part, la proximité entre les seuils d'âge d'accès au crédit-temps et à la retraite anticipée a comme conséquence que la durée où le crédit-temps a de nos jours la possibilité de maintenir les personnes sur le marché du travail est sans doute courte. Pour justifier le maintien du crédit-temps de fin de carrière indemnisé, il apparaît donc sensé de mener une réflexion approfondie sur les incitations à la prise d'une retraite anticipée et, concrètement, sur la réglementation en matière de périodes assimilées.

---

<sup>1</sup> Les exigences minimales ouvrant le droit à une retraite anticipée sont en 2017 plus élevées qu'en 2002 : 62 ans et demi et 41 années de carrière (avec des exceptions à 60 et 61 ans pour des carrières plus longues encore) contre 60 ans avec un minimum de 35 années de carrière en 2002.

### **3.4 Le report de l'âge normal de la retraite**

L'analyse du relèvement de l'âge de la retraite des femmes de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006 montre que le très petit nombre d'entre elles encore en emploi à 63 ans continue à occuper un emploi lorsqu'une année supplémentaire est requise pour accéder à la retraite. Pour environ 25 % d'entre elles, ceci est la conséquence de la réforme. De manière concrète, 8 % des femmes auraient continué à travailler au-delà de 63 ans, même en l'absence de la réforme. Suite à la réforme, elles sont 10 % à le faire, soit une hausse relative de 25 %. Les femmes, nombreuses, qui occupaient d'autres statuts que l'emploi au moment de la réforme (prépension, chômage indemnisé, invalidité ou encore inactivité non indemnisée) prolongent *aussi* la période en cours sous l'effet du report de l'âge légal. Globalement, le recul de l'âge de départ à la retraite de 63 à 64 ans pour les femmes n'a donc pas eu d'effet sensible sur les voies d'accès à la retraite légale. A l'époque, seules 5 % y accédaient après une transition directe de l'emploi contre 95 % après un passage par une forme d'inactivité (indemnisée ou non).

Le relèvement de 63 à 64 ans de l'âge normal de la retraite des femmes a concerné une population particulière. On ne peut donc bien entendu pas extrapoler nos conclusions trop rapidement à la population qui connaîtra le relèvement de l'âge légal de la retraite à 66 ans en 2025 et à 67 ans en 2030. Néanmoins, un message clair et robuste émerge : l'âge effectif de retrait du marché du travail et pas ou peu l'âge légal de la retraite importe si tant est que le premier est inférieur au second. Autrement dit, le relèvement de l'âge légal de la retraite à 66, puis à 67 ans n'aura d'impact sensible sur l'emploi des travailleurs qu'à la condition que l'on soit parvenu auparavant à maintenir une part substantielle des travailleurs âgés en emploi. Sans quoi, le statut qu'ils occuperont juste avant l'application de la réforme se prolongera. A cette affirmation on peut rétorquer que l'annonce dès aujourd'hui du relèvement de l'âge légal en 2025 et 2030 va inciter les travailleurs et les employeurs à modifier leurs comportements bien avant ces échéances, par exemple via un recours accru au crédit-temps afin de conserver des forces jusqu'à 66 ou 67 ans. Ce n'est pas exclu. Le relèvement de l'âge de la retraite des femmes de 63 à 64 ans au 1<sup>er</sup> janvier 2006 était lui aussi annoncé bien à l'avance. Notre évaluation n'a en tous cas pas mis en évidence de comportements d'anticipation dans l'année qui a précédé cette réforme.

## **4. VERS UN CHANGEMENT EN PROFONDEUR DE LA GESTION DES CARRIÈRES ?**

Nous n'avons pas évalué toutes les réformes des années 2000. Nous n'avons par exemple pas étudié les subventions à l'embauche ciblées sur des travailleurs âgés, ni l'impact des nombreuses formules de prépension de l'époque. Cela dit, de nos évaluations se dégage un message général : les mesures étudiées ont eu globalement un impact soit positif mais temporaire, soit faible, voire négligeable, sur l'emploi des groupes de population âgée que nous avons observés.

Sommes-nous condamnés à des résultats aussi médiocres ? Un coup d'œil hors de nos frontières suggère que non. Certains pays socialement et économiquement développés comme la Suède et la Norvège ont en effet des taux d'emploi élevés au-delà de 55 ans et parmi les moins de 25 ans. Comme nous l'avons indiqué au tableau 1 de ces conclusions, relatif aux travailleurs âgés, ceci se vérifie aussi en Allemagne et aux Pays-Bas. Il faut donc sortir du dilemme entre l'emploi des jeunes et celui des âgés et, à partir de nos institutions, réglementations et modes de concertation, forger des réformes socialement et économiquement réfléchies.

Lorsque l'âge effectif de retrait complet du marché du travail précède nettement celui de l'âge légal de la retraite, le premier âge est déterminant. Le gouvernement fédéral a décidé de relever progressivement l'âge auquel il est possible de se retirer précocement du marché du travail, que ce soit via la pension anticipée ou via le régime de chômage avec complément d'entreprise.<sup>1</sup> On peut s'attendre à ce que les entreprises conservent plus longtemps les travailleurs âgés en emploi alors que les canaux traditionnels de sortie précoce du marché du travail ne sont plus disponibles. Cette attitude a cependant peu de chances de se prolonger en présence d'un fréquent écart positif entre coût du travail et productivité des âgés. Tôt ou tard, les entreprises seront probablement amenées à licencier plus souvent qu'auparavant les travailleurs âgés sans complément de revenu à leur charge. Alternativement, dans un contexte où les licenciements «secs» de travailleurs âgés restent socialement peu acceptables, il est plausible que des départs vers d'autres statuts comme l'invalidité s'observent de façon plus fréquente. Comparant 2015 à 2000, on assiste d'ailleurs déjà à un développement rapide du statut d'invalidité parmi les plus de 55 ans.

Dans un contexte où le maintien dans l'emploi des travailleurs âgés devient une nécessité, on doit également s'attendre à une remise en cause accélérée des barèmes salariaux liés à l'ancienneté. Bien que cette relation à l'ancienneté ne concerne pas tous les travailleurs, une telle révision est un levier pour réduire les incitations à licencier les travailleurs âgés. Là où le décalage entre le coût salarial et la productivité provient d'une inadéquation des compétences des travailleurs, une réponse complémentaire est le relèvement des efforts de formation tout au long de la carrière. Cela ne se décrète cependant pas et n'aura d'impact que progressivement.

Par ailleurs, les décideurs publics et les partenaires sociaux nous paraissent devoir approfondir l'analyse des modalités d'un passage progressif à la retraite avant l'âge légal de celle-ci. Les limites du système de crédit-temps évalué trouvent leurs origines dans l'agencement précis des incitations données aux personnes. Ceci rappelle, si nécessaire, que le design d'un dispositif public doit tenir compte de nombreuses interactions avec les mécanismes et règles existants apparentés.

---

<sup>1</sup> Dans ce dernier régime, les allocataires doivent toutefois rester disponibles sur le marché du travail de manière adaptée, c'est-à-dire *passive*, jusque 65 ans.

En résumé, la conjonction d'un coût du travail fréquemment supérieur à la productivité des âgés et d'une volonté de retarder l'âge effectif de retrait du marché du travail va imposer des réformes de la gestion des carrières car les mesures prises dans les années 2000 n'ont, selon nous, pas suffi tout en ayant été et en étant encore souvent aujourd'hui coûteuses pour la collectivité. Le relèvement progressif de l'âge auquel il est possible de se retirer du marché du travail peut donc se traduire en une hausse du taux d'emploi des âgés sans pénaliser les autres groupes si l'on prend bien la mesure des réformes à mener dans la gestion des carrières et de la nécessité d'études approfondies pour faire des choix judicieux dans des matières socialement et économiquement aussi complexes.

## **BIBLIOGRAPHIE**

Bassilière D., F. Bossier, I. Bracke, I. Lebrun, L. Measure et P. Stockman (2005). *Variantes de réduction des cotisations sociales et modalités de financement alternatif*, Planning Paper 97, Bureau fédéral du Plan, Bruxelles, janvier.

Batyra A. et H. Sneessens (2010). "Selective reductions in labor taxation: Labor market adjustments and macroeconomic performance", *Journal of Policy Modelling*, 32, p. 531-543.

Belan P., M. Carré et S. Gregoir (2010). "Subsidizing low-skilled jobs in a dual labor market", *Labour Economics*, 17, 776-788.

Bureau fédéral du Plan et Banque nationale de Belgique (2011). *Réductions des cotisations sociales et modalités de financement alternatif*. 27 avril 2011.

Bureau fédéral du Plan (2015), *Analyse des effets de la réforme des pensions et du chômage avec complément d'entreprise*. Septembre, Bureau fédéral du Plan, Bruxelles.

Cataldi, A., Kampelmann, S. and Rycx, F. (2012). "Does it pay to be productive? The case of age groups", *International Journal of Manpower*, 33, 264-283.

Cockx, B., H. Sneessens, B. Van der Linden, A. Batyra, G. Cardullo, M. Dejemeppe, M. Denni, C. Goebel et E. Moreno (2005), *Evaluations micro- et macro-économiques des allègements de la parafiscalité en Belgique*, Politique scientifique fédérale et Academia Press, Gent.

Commission de réforme des pensions 2020-2040 (2014), *Un contrat social performant et fiable*. Téléchargeable à l'adresse <http://pension2040.belgique.be/fr/rapport.htm>

Conseil Supérieur de l'Emploi (2012), *Rapport 2012 : Pour un vieillissement actif*. Service public fédéral Emploi, Travail et Concertation sociale, Bruxelles.

Crépon B. et R. Desplatz (2002), *Evaluation of the effects of payroll tax subsidies for low wage workers*, CREST (INSEE). <https://sites.google.com/site/brunocrepon/papers>

Pierrard O. (2005). "Impacts of selective reductions in labor taxation", *Applied Economics Quarterly*, 51(1), 49–82.

Vandenberghe, V., Waltenberg, F. and Rigo, M. (2013). "Ageing and employability: Evidence from Belgian firm-level data". *Journal of Productivity Analysis*, 40, 111-136.