

LE CREDIT-TEMPS FIN DE CARRIERE. PROLONGE-T-IL LA CARRIERE PROFESSIONNELLE ?¹

PAR **ANDREA ALBANESE***, **BART COCKX**** ET **YANNICK THUY*****

* Luxembourg Institute of Socio-Economic Research (LISER), Universiteit Gent (SHERPPA)

** Universiteit Gent (SHERPPA), Katholieke Universiteit Leuven (IRES), IZA (Bonn) et CESifo (Munich)

*** Bureau fédéral du Plan et Universiteit Gent (SHERPPA)

1. PROBLEMATIQUE

Le vieillissement de la population fait peser une immense pression sur la sécurité sociale de nombreux pays développés. Un des moyens permettant d'alléger cette pression est de faire en sorte que les personnes restent plus longtemps au travail. Dans le groupe des 15 pays du noyau de l'Union européenne (EU-15), le taux d'activité de la tranche d'âge 55-64 ans était inférieur de 29 pour cent à celui des 25-54 ans (OCDE, 2015). En Belgique, cette différence atteignait même 41 (!) pour cent. Les observateurs avancent qu'en fin de carrière, il est fréquent que les travailleurs quittent leur emploi plus tôt car (i) ils ne parviennent plus à suivre le rythme, que ce soit suite à des problèmes de santé ou non, (ii) à ce stade de leur existence, ils souhaitent s'occuper davantage de leur conjoint, de leurs petits-enfants ou d'autres proches, ou (iii) après une carrière exigeante, ils ont tout simplement besoin de rétablir l'équilibre entre travail et loisir. Une diminution progressive du temps de travail en fin de carrière pourrait éviter cette sortie anticipée, car elle permettrait d'adapter le rythme de travail à ces nouvelles conditions et à ces nouveaux besoins (Schmid, 1998) ; Ahn, 2016 ; Gielen, 2009 ; Van Looy et al., 2014). Toutefois, d'autres contestent cet avantage. Les employeurs devraient pouvoir recourir, en fin de carrière, au travail à temps partiel subventionné pour être en mesure de se défaire progressivement et de

(1) Ce texte est un résumé en français du document intitulé : « Working Time Reductions at the End of the Career. Do They Prolong the Time Spent in Employment? ». Pour tous les détails techniques, nous renvoyons à la version anglaise disponible sur http://users.ugent.be/~bcockx/Albanese_Cockx_Thuy_16.pdf. La présente étude a été financée par la politique scientifique fédérale (BELSPO) dans le cadre du programme « Société et Avenir » (contrat n° TA/00/044). Andrea Albanese a également été partiellement financé par le 'Bijzonder Onderzoeksfonds' de l'Universiteit Gent (code 01SF3612). Nous avons obtenu les données de la présente étude par la Banque-Carrefour de la Sécurité Sociale (rapport n° 12/080 du Comité sectoriel de la Sécurité sociale et de la Santé, département Sécurité sociale). Nous remercions Frank Vandenbroucke et les réviseurs anonymes pour leurs commentaires critiques, qui expliquent pourquoi le présent article n'est pas totalement identique au chapitre correspondant du rapport destiné à BELSPO. La responsabilité de toutes les autres erreurs est imputable aux auteurs.

manière économiquement avantageuse de leurs travailleurs âgés, qui coûtent plus que ce qu'ils ne rapportent. Le travail à temps partiel créerait une passerelle vers une retraite anticipée complète dès que le travailleur à temps partiel atteindrait l'âge d'éligibilité (Graf et al., 2011). Dans la présente étude, nous tentons de faire plus de clarté sur cette controverse, en nous fondant sur une évaluation du crédit-temps fin de carrière en Belgique, ou « emplois de fin de carrière ».

En Belgique, les travailleurs âgés du secteur privé² ont droit, en fin de carrière et jusqu'à leur retraite, à une réduction subsidiée du temps de travail de 20 % ou 50 %. Durant la période analysée (2003-2011), cette possibilité existait à partir de 50 ans sous certaines conditions. Le présent gouvernement a supprimé cette condition liée à l'âge en 2015. En ce moment, quiconque a au moins 25 ans d'expérience professionnelle dispose de ce droit dès 60 ans, mais les personnes qui exercent un métier lourd, travaillent dans une entreprise en restructuration, ou ont travaillé pendant au moins 35 ans, peuvent en bénéficier à partir de 55 ans.³ Nous étudions ici l'éventualité que ce système puisse maintenir les travailleurs plus longtemps actifs et/ou influence la participation au canal de sortie (maladie et nature de la retraite anticipée). Nous suivons les travailleurs jusqu'à huit ans après leur arrivée dans le système. Ce délai relativement long implique que, par définition, nous ne sommes pas à même d'étudier les effets du système dans ses modalités actuelles : nous observons uniquement des individus qui ont accepté le crédit-temps fin de carrière en 2003-2004. Dans la dernière partie, nous commentons brièvement nos conclusions à la lumière des réformes récentes.

Pour le reste, la présente étude est structurée comme suit. Nous commençons par résumer les leçons que nous pouvons tirer de la littérature étrangère. Nous fournissons ensuite un bref aperçu du contexte institutionnel. Suit un exposé des données, de la méthode, des résultats et de l'analyse coûts-bénéfices à laquelle nous nous sommes livrés. Nous terminons par un résumé accompagné de recommandations politiques.

2. CE QUE NOUS SAVONS DEJA⁴

Plusieurs pays de l'UE ont mis en place des systèmes de retraite progressive.⁵ Ceux-ci prennent des formes diversifiées. En Suède, en Finlande et au Danemark, les travailleurs en fin de carrière ont la possibilité de réduire leurs horaires de travail tout en prenant graduellement et de manière anticipée leurs droits à la pension. En Alle-

(2) Ce droit existe également dans le secteur public, mais il est alors désigné sous le terme d'« interruption de carrière ». La présente étude examine uniquement le système du crédit-temps dans le secteur privé.

(3) Le droit de travailler à temps partiel 5 ans plus tôt (à partir de 50 ou 55 ans) existe, mais sans rémunération.

(4) Voir Eurofund (2016) pour un résumé récent de la littérature internationale.

(5) Voir tableau A.1 en annexe du rapport de l'étude en anglais pour un aperçu.

magne et en Autriche, tout comme dans notre pays, l'autorité subventionne le temps partiel sous forme d'allocations. Mais ces pays offrent aussi la possibilité de prendre la réduction du temps de travail en bloc au cours des dernières années précédant la retraite, et le système est alors plus proche d'une retraite anticipée.⁶ Enfin, il existait jusqu'en 2012 aux Pays-Bas un système permettant aux travailleurs d'économiser du temps en début de carrière. Ce temps pouvait ensuite être converti en réduction du temps de travail en fin de carrière.

En dépit de la diffusion relativement large du système de retraite progressive, il n'existe que peu de preuves scientifiques que celui-ci influence la sortie du marché du travail. Voici un bref résumé des études qui s'efforcent d'évaluer les liens de cause à effet de ces systèmes. Graf et al. (2011) et Huber et al. (2016) ont étudié respectivement les systèmes autrichien et allemand. Les deux études constatent que la retraite progressive réduit les risques de chômage, mais cela n'implique pas que les travailleurs restent plus longtemps actifs. En effet, ils sont nombreux à recourir au « modèle de bloc », dans lequel ils sont officiellement enregistrés comme travailleurs mais ont, dans les faits, quitté le marché du travail plus tôt. Cependant, les deux études constatent qu'au cours des deux premières années, le nombre d'heures prescrites a augmenté⁷ et que c'est seulement à partir de la troisième année suivant l'entrée que le travail est moins important que sans l'option de la réduction du temps de travail. Berg et al. (2015) évaluent également le système allemand. Ils constatent que la carrière professionnelle est principalement prolongée au cours de période où le recours au modèle de bloc est moins intensif. Enfin, Elsayed et al. (2015) examinent sur la base d'une étude utilisant une « étude de vignettes »⁸ les effets de diverses réformes hypothétiques de la pension aux Pays-Bas, dont l'adoption d'une retraite progressive. Selon cette étude, une telle réforme inciterait les travailleurs à partir à la retraite un an plus tard en moyenne, mais le temps de travail presté diminuerait de 3,4 mois au total.

3. MISE A LA RETRAITE PROGRESSIVE EN BELGIQUE : LE CREDIT-TEMPS FIN DE CARRIERE

Nous avons étudié les effets du crédit-temps fin de carrière pour les travailleurs plus âgés qui sont entrés dans ce système en 2003 et 2004. C'est pourquoi nous nous limitons à décrire la réglementation d'application à l'époque. Dans la conclusion, nous commentons brièvement quelques implications des réformes récentes du système.

(6) Avant la réforme de 2015, il était également possible, en Belgique, de prendre un crédit-temps à plein temps pour une période limitée. Mais cette formule, beaucoup moins avantageuse que la retraite anticipée, n'a guère eu de succès.

(7) Ces effets positifs n'ont pas été constatés en Allemagne orientale. Les auteurs estiment que c'est dû à la situation du marché du travail dans cette région.

(8) Une « étude de vignettes » présente aux participants diverses situations hypothétiques qu'ils doivent évaluer. Le chercheur peut utiliser ces évaluations pour répondre à plusieurs questions de recherche.

Les travailleurs de plus de 50 ans employés dans le secteur privé avaient le droit, dans les conditions suivantes, de réduire leurs horaires de travail de 20 % ou 50 % dans le cadre du crédit-temps fin de carrière. Ils devaient :

- avoir travaillé à au moins 75 % d'un emploi à plein temps pendant au minimum un an avant l'entrée du régime de crédit-temps à 20 % (50 %) ;
- avoir été employés dans la même entreprise pendant au moins 5 ans ;
- avoir au moins 20 ans d'expérience professionnelle ;
- avoir l'autorisation de leur employeur si celui-ci n'occupait pas plus de 10 travailleurs; si ce nombre était plus important, cette autorisation n'était requise que si plus de 5 %⁹ de tous les travailleurs avaient déjà pris un crédit-temps ;
- informer l'employeur au moins trois mois avant le début du crédit-temps.

Si toutes ces conditions étaient remplies, le travailleur avait droit à une allocation forfaitaire mensuelle de (i) 224 EUR pour les isolés avec ou sans enfants à charge dans le régime des 20 % et de 186 EUR pour les autres types de ménages, et (ii) de 400 EUR pour tous les types de ménages dans le régime des 50 %. Dans l'échantillon décrit ci-dessous, ces allocations, ajoutées au revenu du travail à temps partiel, se traduisent par un ratio de remplacement moyen de 83 % (et resp. 57 %) du salaire brut à plein temps pour les travailleurs réduisant leur prestations de 20 % (resp. 50 %).¹⁰ A titre de comparaison, ces chiffres sont moins élevés qu'en Allemagne et en Autriche, où ce taux se chiffrait à 70 % pour un travailleur à mi-temps dans le premier pays et à 75 % pour du travail à temps partiel (40 % à 60 % d'un plein temps) dans le second.

L'avantage du crédit-temps ne se limite toutefois pas à ces allocations mensuelles. Les travailleurs à temps partiel en crédit-temps sont assimilés aux travailleurs à plein temps pour le calcul des droits à la pension de retraite légale et des allocations de chômage. Ces conditions offrent donc à un travailleur à plein temps (prévoyant) une incitation supplémentaire pour passer à un temps partiel, puisque ses droits à la pension de retraite restent pratiquement intacts.¹¹ Cette assimilation encourage financièrement le travailleur en crédit-temps à arrêter de travailler plus tôt. Sans cette assimilation, un travailleur à temps partiel devrait en effet travailler plus longtemps pour constituer les mêmes droits.

(9) Une dérogation par convention collective de travail (CCT) était possible.

(10) Notons que ce ratio dépend de l'importance du salaire. Par exemple, pour les 10 % des salaires les plus bas de notre échantillon, ce ratio atteignait 96 % (75 %) et était donc plus élevé qu'en Allemagne ou en Autriche.

(11) Le travailleur perd uniquement les droits supplémentaires qu'il aurait acquis en tant que travailleur à plein temps grâce à la rémunération à l'ancienneté : lorsqu'il prend le crédit-temps, le salaire à plein temps pris en considération pour la constitution des droits à la pension de retraite est celui qu'il gagnait avant de passer à un temps partiel. La prime d'ancienneté à laquelle le travailleur aurait eu droit s'il avait conservé son travail à plein temps n'est donc pas incluse. Cette perte est négligeable.

Cette assimilation ne s'étend toutefois pas à la prépension traditionnelle.¹² Dans ce régime, les travailleurs avaient jusqu'à 58 ans¹³ le droit à bénéficier jusqu'à l'âge de leur pension d'une allocation de chômage complétée par un supplément fourni par l'employeur. Ce supplément se chiffrait à la moitié de la différence entre l'allocation et le salaire. Bien que les travailleurs en crédit-temps aient droit à l'allocation de chômage d'un travailleur à plein temps, cette assimilation ne s'étend toutefois pas au supplément. Cela signifie que le supplément n'atteint que la moitié de la différence entre l'allocation de chômage à plein temps et le salaire à temps partiel. Si le salaire à temps partiel est inférieur à l'allocation de chômage à plein temps, les travailleurs à mi-temps perdent même, de ce fait, le droit à un supplément. Avec cette réglementation, les travailleurs en crédit-temps sont beaucoup moins incités, financièrement parlant, à prendre leur prépension que les travailleurs à plein temps. Notre analyse économétrique confirme que les travailleurs en crédit-temps quittent beaucoup moins souvent le marché du travail plus tôt en recourant à la prépension que les autres travailleurs. Grâce au système d'assimilation, ils ont plutôt tendance à sortir du marché du travail par le biais de la pension de retraite anticipée, ce qui est possible à partir de 60 ans.

4. DONNEES ET METHODE

Nous nous basons, pour l'analyse, sur une sélection d'un échantillon endogène aléatoire stratifié extrait du Registre national des cohortes nées entre 1941 et 1950 (entre 53 et 62 ans en 2003). Nous avons également utilisé cet échantillon dans une autre étude afin d'évaluer les effets sur l'emploi des réductions de charges sociales pour les travailleurs plus âgés (Albanese et Cockx, 2017). L'échantillon initial est composé de 243.655 individus (153.655 hommes et 90.282 femmes). Celui-ci a été pris par stratification *endogène* dans le but de surreprésenter les activités professionnelles de cette population plus âgée. Le lecteur découvrira dans le rapport d'étude en anglais comment nous avons procédé et ce que cela implique pour les méthodes d'analyse. Sachant que dans cette étude, nous nous intéressons spécifiquement à la mesure dans laquelle l'entrée dans le crédit-temps à temps partiel peut inciter les travailleurs en fin de carrière à rester plus longtemps actifs, nous n'utilisons ici qu'un sous-échantillon. Nous avons retenu un groupe qui a eu recours au crédit-temps et un groupe de contrôle qui n'en a pas fait usage. Une comparaison de la sortie du tra-

(12) La dénomination actuelle pour la prépension conventionnelle est le régime de chômage avec complément d'entreprise (RCC). Dans la mesure où aucune information publique n'est disponible à ce sujet, il est difficile de définir si la réglementation pour le RCC s'applique aussi au « Canada Dry » informel, formule par laquelle les employeurs accordent les mêmes avantages que dans le régime des prépensions, mais sans être tenus aux règles officielles (comme la condition de l'âge).

(13) Pour les métiers lourds ou les entreprises en difficulté, et en fonction du secteur, c'est même possible plus tôt mais jamais avant 50 ans. Cet âge a été relevé à 62 ans depuis 2015, avec il est vrai des exceptions similaires à celles qui existaient antérieurement.

vail entre ces deux groupes nous permet de mesurer l'effet du crédit-temps à temps partiel sur cette sortie. Avant d'expliquer comment nous avons défini ce sous-échantillon et quelles méthodes d'analyse nous avons utilisées à cette fin, nous décrivons brièvement les informations que nous avons pu relier à ces individus.

Pour chaque individu de l'échantillon, nous disposons des informations consignées dans le « Datawarehouse Marché du travail et Protection sociale » de la Banque-Carrefour de la Sécurité Sociale. Cet entrepôt de données réunit, pour tous les résidents belges, les données administratives dont disposent les institutions de la Sécurité sociale dans ce pays. Les données en question incluent, depuis 1998, un historique professionnel détaillé (expérience professionnelle acquise ou non auprès du même employeur, intensité moyenne de l'emploi par rapport à un emploi à plein temps), la nature de l'emploi (ouvrier ou employé, secteur, taille de l'entreprise, comité paritaire) et informations salariales. L'emploi dans le secteur privé est décrit depuis 1957. Dans notre analyse, nous utilisons abondamment ces informations, non seulement pour mesurer les résultats qui nous intéressent (probabilités de rester au travail, durée du travail, prépension et autres canaux de sortie anticipée), mais aussi pour rendre plus facilement comparables le groupe traité (les individus en crédit-temps fin de carrière) et le groupe de contrôle. Pour améliorer cette comparabilité, nous utilisons en plus de ces données des caractéristiques liées à l'individu et au ménage comme le genre, l'âge, la nationalité, la taille et le type de ménage (couple ou isolé, présence d'enfant) et le lieu de résidence. Le lecteur trouvera une description détaillée de ces données dans l'annexe du rapport d'étude en anglais.

Dans la présente étude, nous cherchons à mesurer l'effet de la participation au crédit-temps fin de carrière sur la probabilité de rester au travail, autrement dit les « chances de survie ». ¹⁴ Le crédit-temps a remplacé le système d'interruption de carrière dans le secteur privé en 2002. Néanmoins, pour deux raisons, nous ne commençons notre analyse qu'en 2003. D'abord, nous ne souhaitons pas évaluer le système au moment de sa mise en place, alors que des participants potentiels n'étaient pas encore bien informés des adaptations de la réglementation et que des réglementations de transition s'appliquaient encore. De plus, notre objectif consiste aussi à mesurer l'effet du crédit-temps sur le taux d'absence pour maladie, or cet élément ne figure dans les données administratives qu'à partir de 2003. ¹⁵

(14) Nous utilisons le concept de « chances de survie » car nous nous basons sur des méthodes statistiques utilisées par les démographes et les médecins pour décrire les probabilités de rester en vie.

(15) Une des conséquences est que nous ne sommes pas en mesure de vérifier les différences en matière d'absence pour maladie (en tant qu'indicateur de la santé) entre le groupe de contrôle et le groupe traité avant 2003. Nous ne pouvons les mesurer qu'indirectement en utilisant les données relatives à l'historique professionnel, car l'absence pour maladie entraîne un arrêt de travail.

Pour l'analyse, nous avons sélectionné deux cohortes qui ont respectivement pris un crédit-temps fin de carrière en 2003 et 2004. L'analyse pour ces deux groupes s'effectue de manière distincte, mais pour améliorer la précision des évaluations, nous consignons les effets moyens de ces deux groupes. En principe, nous aurions aussi pu évaluer l'entrée dans le crédit-temps au cours des années suivantes, mais cela nous aurait empêchés d'identifier les effets à long terme (jusqu'à huit ans après l'entrée). 2011 marque la fin de notre période d'observation. L'échantillon final est composé de 1.227 hommes et 762 femmes.

Pour rendre le groupe de contrôle aussi comparable que possible, nous lui imposons les mêmes critères de sélection que ceux auxquels devaient répondre les ayant droit au crédit temps. Nous avons décrit ces critères au début de la section 3. Ceci résulte en un groupe de comparaison de 29.791 hommes et 9.658 femmes. Bien que ces critères améliorent fortement la comparabilité entre groupe de contrôle et groupe traité, des différences persistent. Dans le rapport d'étude en anglais, nous montrons dans le tableau 1 que la composition des deux groupes, tant pour les hommes que pour les femmes, présente encore des différences significatives pour bon nombre des variables de contrôle citées plus haut. C'est pourquoi nous avons recours à la méthode de pondération selon la probabilité inverse (« inverse probability weighting ») pour renforcer encore cette comparabilité. Comme dans une analyse de régression linéaire, cette méthode vérifie les différences observées dans les variables de contrôle retenues entre les bénéficiaires et les non-bénéficiaires du crédit-temps. Il s'agit d'une méthode semi-paramétrique qui, contrairement à l'analyse de régression linéaire, ne présuppose aucune relation (linéaire) paramétrique entre le résultat et les variables de contrôle. L'on évite ainsi le biais implicite qu'induisent les régressions linéaires en comparant, par extrapolation linéaire, des individus pourtant incomparables des deux groupes.

La méthode de la pondération selon la probabilité inverse commence par évaluer sur la base d'un modèle paramétrique (p. ex. un Probit) – et c'est pourquoi la méthode est « semi-paramétrique » –, la probabilité conditionnelle que les individus présentant des variables de contrôle spécifiques aient recours au crédit-temps, autrement dit soient « traités ». Cette probabilité est dénommée « score de propension » et symbolisée par $P(x)$, x représentant les variables de contrôle. Si, après contrôle pour x , il n'existe aucun facteur nonobservé qui influence systématiquement tant

le résultat¹⁶ que la probabilité de traitement (« indépendance conditionnelle », on peut démontrer que la moyenne pondérée du résultat observé dans le groupe traité et le groupe de contrôle – avec une pondération respective de $1/P(x)$ et $1/[1-P(x)]$ – est égale au résultat escompté d'un individu moyen de la population¹⁷ en cas de traitement ($E(Y_1)$),¹⁸ ou respectivement de non-traitement ($E(Y_0)$).¹⁹ L'intuition est la suivante. Dans une situation d'indépendance conditionnelle, le résultat moyen du groupe traité ne peut différer du résultat escompté d'un individu moyen dans la population que si la composition du groupe traité et de la population en termes de variables de contrôle x diffère. Supposons par exemple que x puisse accepter deux variables : x_1 et x_2 . Si des individus présentant les caractéristiques $x=x_1$ ont plus de probabilités d'être traités que ceux qui présentent les caractéristiques $x=x_2$ ($P(x_1) > P(x_2)$), le groupe traité inclura proportionnellement plus d'individus présentant les caractéristiques x_1 que la population (et moins d'individus présentant les caractéristiques x_2). Si le résultat, en cas de traitement (Y_1) pour les individus à caractéristiques x_1 diffère aussi systématiquement du résultat pour les individus à caractéristiques x_2 ($E(Y_1|x=x_1) \neq E(Y_1|x=x_2)$)²⁰, ce résultat obtient systématiquement dans la moyenne une pondération plus importante au sein du groupe traité que dans la population, et les résultats moyens différeront dans les deux groupes. En pondérant systématiquement le résultat des individus à caractéristiques x_1 et x_2 dans le groupe traité à l'aide de l'inverse de leur probabilité de survenue dans le groupe traité, à savoir respectivement $1/P(x_1)$ en $1/P(x_2)$, nous faisons en sorte d'attribuer à ces différents individus la même pondération que dans la population pour le calcul des moyennes. Nous obtenons ainsi, par conséquent, une évaluation correcte du résultat moyen en cas de traitement pour la population. L'intuition pour le groupe de contrôle coïncide, avec cette différence, correspondant au fait que la probabilité, pour les individus à caractéristiques x_1 et x_2 , d'être retenus dans le groupe de contrôle est respectivement

(16) Le résultat Y est un indicateur égal à un si l'on est encore en emploi au moment étudié, et à zéro si l'on ne travaille plus. La moyenne de cet indicateur mesure la fraction encore en emploi à ce moment, autrement dit les « chances de maintien ». Pour les analyses où nous examinons la sortie du travail par un canal spécifique (voir section 5), cet indicateur ne correspond à zéro que si l'individu sort par le canal choisi et donc pas si cette sortie se produit par un autre canal. La moyenne de cet indicateur mesure les « chances de maintien » de la durée latente en emploi si la sortie se produisait uniquement par le canal choisi. Ceci correspond à la mesure des résultats dans un modèle de probabilités concurrentes dans l'analyse dans la durée.

(17) La population est l'union du groupe de contrôle et du groupe traité.

(18) $E(Z)$ symbolise la valeur escomptée (la moyenne) de la variable stochastique Z .

(19) Soit la notation suivante : $D=1$ en cas de traitement (travail à temps partiel en crédit-temps fin de carrière), $D=0$ en cas de non-traitement, Y étant le résultat observé (égal à un si l'on est en emploi et à zéro dans le cas contraire), Y_1 le résultat en cas de traitement et Y_0 le résultat en cas de non-traitement. Pour un individu traité, nous pouvons uniquement observer Y_1 et, pour un individu non traité, uniquement Y_0 : $Y = DY_1 + (1-D)Y_0$. En utilisant la loi des attentes répétées, le fait que $DY = DY_1$ et l'indépendance conditionnelle pour x donné ($E(Yd|x, D=d) = E(Yd|x)$ pour $d=0$ ou $d=1$), on obtient les égalités suivantes : $E[DY|P(x)] = E[E(DY_1|x)/P(x)] = E[1/P(x)E(Y_1|x, D=1) + [1-P(x)]E(Y_0|x, D=0)]/P(x) = E[E(Y_1|x)] = E(Y_1)$. Par analogie, on obtient $E[(1-D)Y_0] = E(Y_0)$.

(20) $E(Z|x)$ symbolise la moyenne conditionnelle de la variable stochastique Z , à condition à ce que les variables de contrôle prennent la valeur x .

égale à $1-P(x_1)$ et $1-P(x_2)$. Notons qu'il existe deux situations dans lesquelles aucune pondération n'est nécessaire : (1) si les scores de propension pour toutes les valeurs x sont égaux ($P(x_1) = P(x_2) = 1/2$) ; (2) si les résultats ne diffèrent pas systématiquement selon les diverses valeurs x ($E(Y_1|x=x_1) = E(Y_1|x=x_2)$ et $E(Y_0|x=x_1) = E(Y_0|x=x_2)$).

Une pondération adéquate nous permet donc d'obtenir une estimation correcte du résultat moyen dans la population, tant en cas de traitement ($E(Y_1)$) que sans traitement ($E(Y_0)$). Pour obtenir l'effet moyen du traitement dans la population, il suffit alors tout simplement de prendre la différence entre ces moyennes ($E(Y_1) - E(Y_0)$). Dans notre analyse, nous nous intéressons toutefois à l'effet moyen du traitement pour ceux qui sont effectivement traités et non pour ceux de la population, autrement dit l'union du groupe traité et du groupe de contrôle. Dans ce cas, le résultat moyen en cas de traitement ($E(Y_1|D=1)$) est tout simplement égal à celui du groupe traité ($E(Y|D=1)$). Nous ne sommes cependant pas en mesure d'observer le résultat moyen en cas de non-participation de ceux qui sont effectivement traités ($E(Y_0|D=1)$). Si l'on suppose l'indépendance conditionnelle, le résultat moyen du groupe de contrôle ne diffère de celui du groupe traité en cas de non-participation que parce que leur composition diffère en termes de variables de contrôle x . Par analogie avec le raisonnement ci-dessus, nous pouvons adapter la composition à celle du groupe traité par une pondération adéquate des résultats du groupe de contrôle. On obtient alors, pour le groupe traité, le résultat moyen en cas de non-participation ($E(Y_0|D=1)$). Il faut ici pondérer avec $P(x)/[1-P(x)]$: en pondérant avec $1/[1-P(x)]$, on donne à chaque individu du groupe de contrôle la même pondération que dans la population, et par conséquent on pondère avec $P(x)$ afin de donner à chaque individu la même pondération que dans le groupe traité. On obtient l'effet moyen du groupe traité en prenant la différence entre le résultat moyen du groupe traité ($E(Y|D=1)$) et le résultat moyen pondéré du groupe de contrôle.²¹

Celle-ci présuppose que les variables de contrôle observées suppriment toutes les différences pertinentes entre les bénéficiaires et les non-bénéficiaires du crédit-temps. Cette supposition est moins forte qu'il n'y paraît de prime abord. En effet, les variables de contrôle englobent la quasi-totalité de l'historique professionnel des travailleurs. Sachant que cet historique professionnel indique dans quelle mesure les individus ont interrompu ou non le travail dans le passé, il constitue un bon indice des éventuels déterminants permanents *non*-observés des « chances de maintien » au

(21) Le fait que les travailleurs puissent partir en crédit-temps à n'importe quel moment complique l'application de cette méthode. Les individus qui font partie du groupe de contrôle à un moment précis peuvent par conséquent être en « traitement » le moment d'après. De plus, la composition du groupe de contrôle et du groupe traité évolue dans le temps, car les individus cessent de travailler (il n'y a pas de retour au travail à plein temps après le crédit-temps). Nous suivons les solutions que la littérature nous suggère (Fredriksson et Johansson, 2008; Vikström, 2014). Celles-ci reviennent à appliquer à plusieurs reprises, pour chaque période, la méthode de la pondération selon la probabilité inverse.

travail et de la prise d'un crédit-temps à temps partiel, telle que la préférence pour le loisir ou l'état de santé inhérent. La méthode connaît pourtant aussi une importante limitation. Elle ne permet pas de vérifier les événements *imprévus* non observés, tels qu'une détérioration soudaine de l'état de santé de la personne concernée ou de ses proches, ou la naissance d'un petit-enfant dont l'on souhaite s'occuper, qui influencent à un moment défini tant la probabilité de crédit-temps que l'emploi. Dans la mesure où ces événements sont importants, les effets mesurés ne présentent pas de lien de cause à effet.

5. RESULTATS ET ANALYSE COÛTS-BENEFICES

5.1. CHANCES DE MAINTIEN AU TRAVAIL

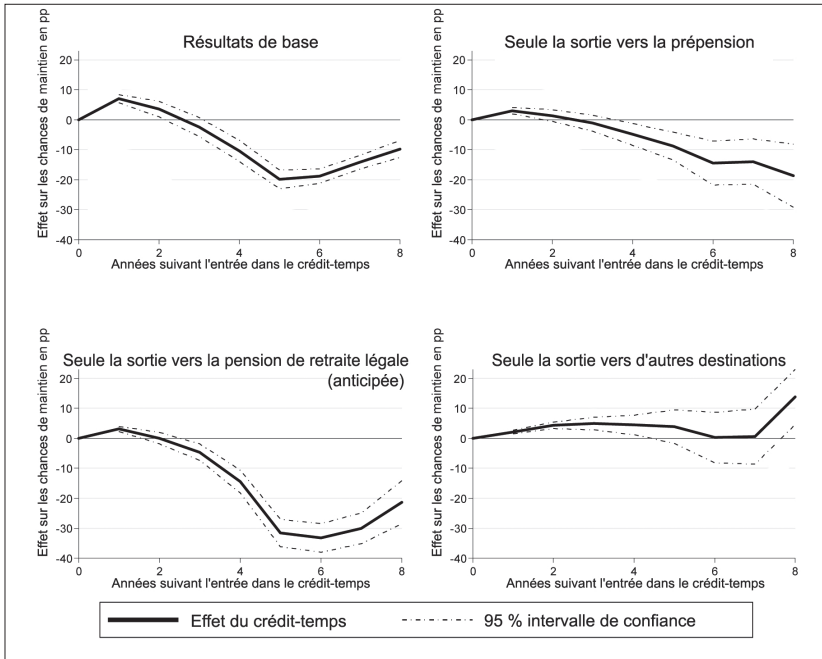
La figure 1 résume les principaux résultats de nos analyses. Les volets supérieur (A) et inférieur (B) correspondent respectivement aux hommes et aux femmes. Le panneau nord-ouest montre à chaque fois les résultats de base de l'effet du crédit-temps sur les chances de maintien au travail. Durant les deux premières années, l'emploi à temps partiel soutenu par le crédit-temps renforce la probabilité que les travailleurs restent plus longtemps au travail : cette probabilité augmente de 7 points de pourcentage (pp) la première année et de 3,5 pp la seconde ; les deux effets diffèrent significativement de zéro. Pour les femmes, on note un effet positif plus important qui dure aussi plus longtemps, jusqu'à quatre ans après l'entrée dans le crédit-temps : + 8,8 pp dans l'année 1, + 10,9 pp dans l'année 2, + 8,6 pp dans l'année 3 et + 3,2 pp dans l'année 4. Dans les années suivantes, le signe de l'effet s'inverse : après environ cinq ans de crédit-temps, la probabilité d'être encore en emploi est inférieure de 20 pp pour les hommes et de 12 pp pour les femmes que sans crédit-temps. En approchant de la fin de la période, l'effet tend à nouveau vers zéro. C'est dû au fait que tous les travailleurs finissent par partir à la retraite, qu'ils aient ou non eu recours au crédit-temps.

Ces effets sont comparables à ceux que rapportent Graf et al. (2011) pour l'Autriche et Huber et al. (2016) pour l'Allemagne. L'effet positif constaté durant les premières années suggère que dans un premier temps, le temps partiel permet aux travailleurs de trouver un meilleur équilibre entre rythme de travail et loisir et/ou tâches ménagères et de soins (Gielen, 2009 ; Van Looy et al., 2014). Les problèmes de santé ne jouent ici qu'un rôle marginal (voir à ce sujet les commentaires relatifs à « l'impact sur l'absence pour maladie »). Au fil du temps, toutefois, ces effets s'estompent. En passant à un temps partiel, les travailleurs se détachent progressivement du marché du travail et/ou l'employeur interprète leur choix de travailler à temps partiel comme un signal qu'ils souhaitent quitter plus tôt le marché du travail, et fait sortir plus rapidement ces travailleurs à temps partiel (Machado et Portela, 2012). Cela signifie que lorsqu'ils sont éligibles à la retraite anticipée du fait de leur âge, ils y ont

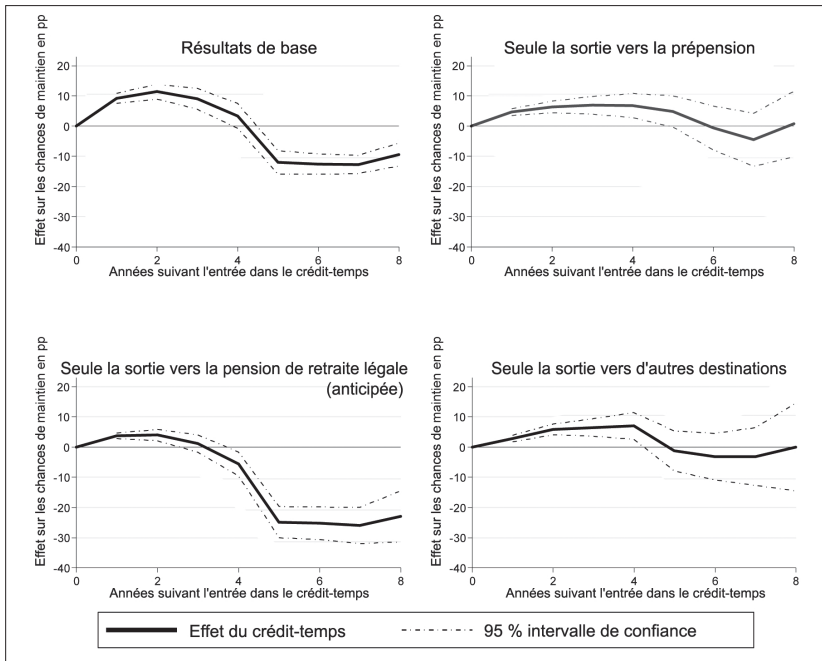
également recours plus rapidement (parce qu'ils choisissent de le faire, ou parce que leur employeur les y incite) que s'ils n'avaient pas pris de crédit-temps. Graf et al. (2011) avancent que pour l'employeur, la réduction des horaires de travail peut être une manière de se défaire progressivement des travailleurs plus âgés, et plus coûteux, en attendant la prépension ; mais cela n'explique pas pourquoi les travailleurs restent plus longtemps au travail pendant les premières années. Cela signifie que les facteurs positifs cités plus haut l'emportent sur ce facteur négatif, du moins pendant les années de la première phase.

FIGURE 1 : EFFET DU CREDIT-TEMPS SUR LES CHANCES DE MAINTIEN AU TRAVAIL*

Volet A : hommes



Volet B : femmes



* Les résultats de base (panneau nord-ouest) reflètent l'effet du crédit-temps sur les chances de maintien au travail pour les 8 années suivant l'entrée dans ce régime. Les autres panneaux rendent compte d'une ventilation de cet effet lorsque la sortie du travail se limite à une seule des trois destinations mentionnées. « pp » = points de pourcentage.

5.2. INFLUENCE SUR LA SORTIE VERS DIVERS CANAUX DE DÉFAIT

Dans les autres panneaux de la figure 1, nous illustrons comment l'effet du crédit-temps sur les chances de maintien au travail diffère en fonction de la nature de la destination de départ. Le panneau sud-ouest reflète l'effet sur les chances de maintien dans le cas où seule la sortie vers la pension de retraite légale anticipée pourrait influencer ces chances. La sortie vers d'autres destinations n'est dans ce cas par contre pas prise en compte. Dans le panneau nord-est, nous examinons l'effet sur les chances de maintien si celles-ci ne peuvent être influencées que par la sortie vers la prépension et, enfin, dans le panneau sud-est, uniquement par la sortie vers d'« autres destinations ». Dans ces figures, on peut noter que l'effet négatif (après 2 ans pour les hommes et 4 ans pour les femmes) s'explique presque entièrement par la sortie vers la pension de retraite légale anticipée, et que l'effet du crédit-temps sur les chances de maintien pour les autres destinations de départ reste positif sur

presque toute la période. La sortie vers la prépension pour les hommes constitue une exception pour cet effet positif, mais elle est presque exclusivement attribuable aux hommes qui ont adopté le régime des 20 %. Si nous nous limitons aux hommes qui ont choisi de travailler à mi-temps, l'effet du crédit-temps sur la sortie vers cette destination est aussi positif sur presque toute la ligne.²²

Le contexte institutionnel (voir Section 3) explique ces schémas dans les effets par destination de sortie. Pour leur droit à la pension de retraite légale, les travailleurs en crédit-temps sont assimilés à des travailleurs à plein temps, mais ce n'est pas le cas pour le droit à la prépension. Si le temps partiel incite les travailleurs à cesser complètement de travailler, ou encourage les employeurs à faire partir les travailleurs plus tôt, le travailleur optera pour le canal de sortie qui lui permet d'obtenir la pension la plus élevée. Du fait de l'assimilation à un travailleur à plein temps, il s'agira de la pension de retraite légale anticipée.

5.3. HETEROGENEITE DE L'EFFET

Dans le rapport d'étude en anglais, nous rapportons aussi, pour le lecteur intéressé, les effets du crédit-temps selon le régime (20 % ou 50 %) (dans la figure C.2) et l'âge (dans la figure C.3). Pour ceux qui ont choisi le crédit-temps à mi-temps, on retrouve des effets positifs, mais aussi négatifs, plus prononcés, et la sortie vers la retraite anticipée est plus importante que dans le régime des 20 % car les avantages financiers liés à une sortie par ce canal sont plus importants. Nous escomptons que l'effet positif sur les probabilités de rester au travail est plus important pour les bénéficiaires du crédit-temps plus jeunes que pour ceux qui sont plus âgés. Ceci s'explique par le fait qu'étant plus jeunes, ils n'ont pas le droit de prendre leur retraite anticipée ni leur prépension. Nous avons également examiné s'il existait un effet différentiel en fonction de l'importance du revenu professionnel. Etant donné qu'il existe une étroite corrélation entre l'importance du revenu et le régime – deux tiers des bénéficiaires de crédit-temps ayant un revenu supérieur à la médiane ont opté pour le régime des 50 % –, les résultats de la répartition par revenu sont très similaires à ceux par régime. Ces résultats ne sont pas repris, mais peuvent être demandés auprès les auteurs.

5.4. IMPACT SUR L'ABSENCE POUR MALADIE

Un des arguments favorables à l'instauration d'un régime de retraite graduelle est qu'il est meilleur pour la santé, et qu'il permettra aux travailleurs plus âgés d'arrêter moins rapidement de travailler pour cause de maladie (Ahn, 2016). Pour le vérifier, nous avons examiné si les bénéficiaires du crédit-temps interrompent moins souvent leur travail pour cause de maladie. Sachant que les allocations de maladie restent à

(22) Voir à cette fin la figure C.2 dans l'annexe du rapport d'étude en anglais.

la charge de l'employeur pendant le premier mois, nous n'identifions les périodes de maladie dans les données administratives que si elles durent plus d'un mois, autrement dit, dès que les travailleurs ont droit à une allocation de la mutualité. Cette analyse nous apprend que les bénéficiaires du crédit-temps présentent effectivement une probabilité légèrement moindre d'absence pour maladie, mais cet effet est peu important et n'est pas statistiquement significativement différent de zéro. Une explication possible est qu'en 2003-2004, seules les personnes en relativement bonne santé pouvaient bénéficier d'un crédit-temps. En effet, elles devaient avoir travaillé sans interruption chez le même employeur au cours des 5 années précédentes, et avoir exercé un plein temps (ou 75 % dans le cas du régime des 50 % (Section 3)) au cours de l'année précédente. De plus, elles étaient encore relativement jeunes, étant donné qu'elles avaient droit au crédit-temps dès l'âge de 50 ans. L'âge d'éligibilité au crédit-temps étant désormais passé à 60 ans, il se pourrait que les effets positifs sur la santé soient à nouveau plus importants.

5.5. ANALYSE COÛTS-BÉNÉFICES

Pour nous faire une idée du coût ou du bénéfice social net du crédit-temps à temps partiel, nous avons procédé à une analyse coûts-bénéfices. Nous avons à cette fin calculé les effets de la mesure sur deux indicateurs, mesurés à chaque fois par mois et par personne, dans le crédit-temps (en euros constants de 2004) :

- *le coût budgétaire net* : il s'agit du coût moyen pour les pouvoirs publics (allocations affectées au crédit-temps pendant le travail à temps partiel, perte de revenus fiscaux et de cotisations sociales, et allocations telles que la retraite anticipée que l'autorité doit payer du fait de la sortie anticipée), minoré des avantages pour les pouvoirs publics de la sortie du travail initialement ralentie (les revenus fiscaux et les cotisations sociales que génère l'emploi à temps partiel, et les allocations qui ne doivent par conséquent pas être versées) ;
- *le bénéfice (ou coût) social net* : il s'agit de la valeur de production supplémentaire (ou réduite) que génère cette sortie ralentie (ou accélérée),²³ moins le coût d'opportunité des heures prestées en plus (ou en moins)²⁴ et les coûts d'efficacité que génère la perception fiscale pour le financement du coût budgétaire net.²⁵

Le coût budgétaire net est souvent utilisé comme critère dans les analyses coûts-bénéfices; cependant, ce n'est correct que du point de vue des pouvoirs publics. Le coût budgétaire n'est pas pertinent pour la société, car il s'agit de transferts d'un citoyen (le contribuable) à l'autre (les destinataires nets des transferts). Du point de vue de

(23) Cette valeur est approchée par le coût salarial moins l'écart salaire-productivité (voir annexe du rapport d'étude en anglais).

(24) Dans la simulation de base, conformément à la littérature scientifique, elle est assimilée à la moitié du salaire net plus les cotisations à la sécurité sociale.

(25) Des impôts plus élevés coûtent à la société car ils induisent à travailler et épargner moins.

l'efficacité, la mesure fait sens si elle permet d'augmenter la production nette à moyens constants, ce qui justifie le choix de notre deuxième critère. Il a cependant lui aussi ses limites, notamment parce qu'il ne tient pas compte de la manière dont cette production supplémentaire est répartie entre les citoyens. Les données disponibles ne permettaient pas de calculer cette répartition. Par ailleurs, faute de données, nous devons également formuler de nombreuses hypothèses simplificatrices, notamment sur la valeur du temps libre et des tâches ménagères et de soins que le crédit-temps rend à nouveau possibles,²⁶ et nous n'avons pas pu calculer les avantages de la diminution des frais de santé, certes modeste. Pour y remédier, nous avons effectué une série d'analyses de sensibilité en formulant plusieurs hypothèses quant aux données manquantes. Le lecteur intéressé pourra prendre connaissance de la méthodologie complète dans l'annexe du rapport d'étude en anglais.

Cette analyse permet de constater qu'en règle générale, le crédit-temps coûte plus qu'il ne rapporte, tant pour les pouvoirs publics que pour la société.²⁷ C'est seulement pendant les deux (quatre) premières années pour les hommes (femmes) que les avantages et les coûts sociaux peuvent s'équilibrer, mais uniquement dans l'hypothèse extrême où les employeurs compensent intégralement la réduction du temps de travail des bénéficiaires du crédit-temps en engageant d'autres travailleurs, sans que ces embauches, n'entraînent de coûts sociaux supplémentaires. Dans la réalité, cette compensation n'est que partielle, ce qui signifie que la conclusion voulant que le crédit-temps coûte, en net, plus que ce qu'il rapporte à la société est solide.

Les principales raisons de ces résultats négatifs sont les suivantes. Même si le crédit-temps ralentit initialement la sortie du travail, il ne fait pas augmenter globalement le nombre d'heures prestées. C'est dû au fait que l'augmentation du nombre d'heures prestées suite à la prolongation de la carrière est inférieure à leur diminution suite au travail à temps partiel. De plus, l'effet positif intervient surtout à un âge relativement jeune, avant 60 ans, quand le travailleur n'a pas encore droit à la retraite anticipée. A cet âge relativement jeune, adopter un rythme de travail plus lent n'est pas une nécessité au même titre qu'à un âge plus avancé : même si le travailleur reste actif à plein temps, la probabilité de sortie anticipée n'est pas encore très élevée. La situation change à mesure qu'il vieillit. Ceci confirme que le gouvernement actuel a bien fait de rehausser l'âge du droit au crédit-temps fin de carrière. La présente étude ne permet pas de savoir si le choix actuel (60 ans, à l'exception des travailleurs exerçant un métier lourd) est le bon. Ce que nous pouvons conclure, c'est que l'augmentation de l'âge ne suffit pas pour obtenir un effet positif. Il faudrait en même temps réduire les avantages liés au fait de l'arrêt anticipé du travail. L'âge de

(26) Comme nous l'indiquons dans la note de bas de page 16, nous valorisons le loisir à la moitié du salaire horaire net (additionné des cotisations sociales).

(27) Voir l'annexe du rapport d'étude en anglais pour un compte rendu détaillé.

la pension de retraite légale anticipée passera certes à 63 ans en 2019, et l'âge de la prépension conventionnelle (« RCC ») est passé, sauf exception, à 62 ans, mais cela n'empêche pas que l'avantage financier pour un travailleur à temps partiel lié à un arrêt complet à ce moment est (presque) aussi important que pour quelqu'un qui est encore actif à plein temps. Ce n'est pas logique, car le crédit-temps vise précisément à permettre de garder les travailleurs actifs plus longtemps grâce au crédit-temps. Quelqu'un qui a choisi de travailler à temps partiel doit donc aussi être incité financièrement à travailler plus longtemps que quelqu'un qui continue à travailler à plein temps. Par conséquent, il conviendrait selon nous de remplacer le régime de crédit-temps avec allocation et assimilation des droits de la pension à ceux d'un travailleur à plein temps par un régime dans lequel on peut choisir de prendre cette pension de manière anticipée et partielle (à temps partiel), mais selon des principes actuariels. Autrement dit, si un travailleur part à la retraite (à temps partiel) plus tôt, l'autorité ne peut payer davantage en pensions pour celui-ci que s'il continue à travailler à plein temps et prend sa retraite plus tard. Les propositions du Conseil académique des pensions vont dans ce sens (Schokkaert et al., 2017) et sont par conséquent dignes de recherches plus approfondies.

6. CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS STRATEGIQUES

Nous avons cherché à savoir si le crédit-temps fin de carrière dans le secteur privé constitue un instrument efficace pour maintenir les travailleurs âgés actifs plus longtemps. A cette fin, nous avons suivi pendant huit ans 1227 hommes et 762 femmes qui ont pris ce crédit-temps en 2003 et 2004, et avons comparé la probabilité que ce groupe reste au travail par rapport à un groupe de contrôle n'ayant pas pris de crédit-temps. Les deux groupes ont été rendus aussi comparables que possible à l'aide de la méthode de la pondération selon la probabilité inverse (« inverse probability weighting »). Nous avons à cette fin vérifié d'une manière semi-paramétrique très flexible un ensemble étendu de caractéristiques liées à l'individu et à l'employeur, y compris l'historique professionnel presque complet. Nous avons avancé que cette manière de procéder nous permettait également de tenir compte d'une sélection sur des caractéristiques individuelles permanentes non observées. Pour autant, la méthode connaît aussi d'importantes limitations. En effet, elle ne permet pas de vérifier les événements *imprévus* non observés, tels qu'une détérioration soudaine de l'état de santé de la personne concernée ou de ses proches, ou la naissance d'un petit-enfant dont l'on souhaite s'occuper. Dans la mesure où de tels événements imprévus influencent tant la probabilité de crédit-temps que celle d'emploi, nos résultats sont biaisés. Cependant, les données disponibles ne nous permettaient en aucun cas de tenir compte de ces facteurs. Des recherches plus approfondies permettraient de définir l'importance de cette lacune.

Nous concluons au terme de notre analyse que dans une première phase (deux ans pour les hommes et quatre ans pour les femmes), le crédit-temps augmente la probabilité de rester au travail. Cependant, par la suite, les bénéficiaires du crédit-temps quittent le marché du travail plus rapidement que ceux qui auraient continué à travailler à plein temps. Nous expliquons cette évolution comme suit. Dans une première phase, le travail à temps partiel permet de trouver un meilleur équilibre entre travail, loisir et/ou tâches ménagères et de soins. Il exerce aussi une influence positive sur la santé de ces travailleurs plus âgés, mais nous avons constaté dans notre analyse que l'absence pour maladie moindre n'apporte qu'une contribution marginale à la prolongation de la carrière. Au fil du temps, les travailleurs à temps partiel semblent toutefois se détacher davantage de leur travail que s'ils étaient restés actifs à plein temps, et/ou l'employeur peut interpréter leur choix pour le travail à temps partiel comme un signal qu'ils souhaitent se retirer du marché du travail plus tôt. Au moment où leur âge leur donne accès à une retraite anticipée, ils se retirent donc du marché du travail plus rapidement que s'ils avaient continué à exercer un plein temps.

La destination de cette sortie est influencée par le système d'assimilation, grâce auquel un travailleur à temps partiel en crédit-temps conserve ses droits à des allocations de chômage et à la pension de retraite légale d'un travailleur à plein temps. Cette assimilation ne s'applique cependant pas à la prépension conventionnelle, ou « régime de chômage avec complément d'entreprise » (RCC). Pour le travailleur à temps partiel en crédit-temps, il est donc plus avantageux de sortir en passant par la retraite anticipée que par d'autres canaux comme le RCC. Notre analyse permet de constater que ces incitants financiers influencent fortement le choix du canal de sortie : les travailleurs en crédit-temps choisissent beaucoup plus souvent cette retraite anticipée que les travailleurs à plein temps du groupe de contrôle. Ce dernier point est particulièrement vrai pour le groupe qui travaille à temps partiel, l'avantage financier étant plus important pour ce groupe que pour celui qui n'a réduit son temps de travail que de 20 %.

Le gouvernement actuel a limité les possibilités de prendre une retraite anticipée. Entre 2012 et 2019, l'âge de la pension de retraite légale anticipée passera progressivement de 60 à 63 ans, alors que celui de la prépension conventionnelle a déjà été porté de 58 à 62 ans, même s'il y a une série d'exceptions. De plus, depuis 2015, les travailleurs plus âgés doivent aussi rester beaucoup plus longtemps disponibles pour le marché du travail (en principe jusqu'à 65 ans, bien que la recherche d'emploi ne fasse plus l'objet d'un suivi actif à partir de 60 ans). De ce fait, il est beaucoup plus difficile pour les travailleurs à temps partiel en crédit-temps d'arrêter de travailler de façon anticipée. Cela signifie-t-il que dans la réglementation actuelle, le crédit-temps soit susceptible de ralentir la sortie du travail ? Nous le pensons, mais ce ralentissement n'est pas suffisant. Dans notre analyse coûts-bénéfices, nous démontrons que

même durant la période initiale, lorsque le crédit-temps maintient plus longtemps les personnes au travail, les coûts sociaux l'emportent sur les bénéfices. C'est principalement dû au fait que l'augmentation des heures prestées du fait de la sortie retardée ne compense pas le nombre d'heures perdues en raison du travail à temps partiel : *globalement*, les heures prestées restent *moins nombreuses*. Nous avançons toutefois que l'avantage d'un rythme de travail moins soutenu gagne en importance avec l'âge. Le gouvernement actuel ayant aussi fait passer l'âge minimum pour le crédit-temps fin de carrière à 60 ans,²⁸ il se pourrait que l'actuel régime de crédit-temps fin de carrière fournisse un avantage net à la société. Toutefois, cette hypothèse doit faire l'objet de recherches. D'autre part, dans le système actuel, cet avantage ne dure pas suffisamment longtemps car certaines réglementations de sortie généreuses sont maintenues à partir de 62 ans. Nous plaidons pour une réflexion sur l'intégration du régime de crédit-temps et de celui de la retraite (anticipée) en un seul régime qui permettra une retraite progressive (à temps partiel) à partir de principes actuariels. On pourra ainsi faire en sorte que les travailleurs plus âgés qui optent pour un temps partiel soient également encouragés à rester actifs plus longtemps. Les propositions du Conseil académique des pensions vont dans ce sens (Schokkaert et al., 2017) et méritent plus d'attention.

(28) Jusqu'à 55 ans pour certaines exceptions, mais pour ces groupes aussi, l'âge passera progressivement à 60 ans entre 2016 et 2019.

BIBLIOGRAPHIE

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

Albanese, A. et Cockx, B., Permanente loonlastenverlagingen voor oudere werknemers. Effectief instrument voor behoud van tewerkstelling en voor uitstel van brugpensioen?, Hoofdstuk 3, in Cockx, B., Dejemeppe, M. et Van der Linden, B.(éd.). *Werk voor ouderen: werkt het beleid?/L'emploi des seniors en Belgique: quelles politiques pour quels effets ?*, Rapport d'étude pour le SPF Politique scientifique, Bruxelles, 2017, www.belspo.be/belspo/fedra/proj.asp?l=fr&COD=TA/00/44.

Berg, P.B., Hamman, M.K., Piszczek, M. et Ruhm, C., Can Policy Facilitate Partial Retirement? Evidence from Germany. *IZA Discussion Paper*, n° 9266, IZA, Bonn, 2015.

Elsayed, A., de Grip, A., Fouarge, D. et Montizaan, R., Gradual Retirement, Financial Incentives and Labour Supply of Older Workers: Evidence from a Stated Preference Analysis, *IZA Discussion Paper*, n° 9430, IZA, Bonn, 2015.

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

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

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

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

Schokkaert, E., Devolder, P., Hindriks, J. et Vandenbroucke, F., Naar een nieuw sociaal contract. Het pensioen op punten, *Leuvense Economische Standpunten*, 2017/162, Faculteit Economie en Bedrijfswetenschappen, Onderzoekseenheid Economie, Katholieke Universiteit Leuven, 2017.

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

Machado, C.S. et Portela, M., Hours of Work and Retirement Behavior, *IZA Discussion Paper*, n° 6270, IZA, Bonn, 2012.

OESO, *OECD.StatExtracts*, 2015. Consulté le 4 février 2015 via www.stats.oecd.org.

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

Vikström, J., 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, n° 2014:1, Uppsala, 2014.

TABLE DES MATIERES

LE CREDIT-TEMPS FIN DE CARRIERE. PROLONGE-T-IL LA CARRIERE PROFESSIONNELLE ?

1.	PROBLEMATIQUE	375
2.	CE QUE NOUS SAVONS DEJA	376
3.	MISE A LA RETRAITE PROGRESSIVE EN BELGIQUE : LE CREDIT-TEMPS FIN DE CARRIERE	377
4.	DONNEES ET METHODE	379
5.	RESULTATS ET ANALYSE COUTS-BENEFICES	384
5.1.	CHANCES DE MAINTIEN AU TRAVAIL	384
5.2.	INFLUENCE SUR LA SORTIE VERS DIVERS CANAUX DE DÉPART	386
5.3.	HETEROGENEITE DE L'EFFET	387
5.4.	IMPACT SUR L'ABSENCE POUR MALADIE	387
5.5.	ANALYSE COUTS-BENEFICES	388
6.	CONCLUSION ET RECOMMANDATIONS STRATEGIQUES	390
	BIBLIOGRAPHIE	393