

# Evaluation de la mesure « Bonus à l'emploi » : impact sur les salaires et l'emploi

Juillet 2024

Antoine Dewatripont, [ad@plan.be](mailto:ad@plan.be)

Maritza López Novella, [mln@plan.be](mailto:mln@plan.be)

**Abstract** - La mesure « bonus à l'emploi » vise à stimuler l'offre de travail et à combattre les pièges à l'emploi. En réduisant le montant de cotisations personnelles prélevées sur les bas salaires, elle permet d'augmenter l'écart entre le salaire net et les allocations sociales. Pour des raisons méthodologiques, notre étude se concentre sur la période autour de son introduction en 2000 pour évaluer si la mesure atteint bien ses objectifs. Les résultats montrent que le bonus à l'emploi a un effet positif non négligeable sur la rétention, en particulier, pour les travailleurs effectuant des petites prestations ou à temps partiel. En revanche, le bonus à l'emploi a un effet très limité sur l'évolution du volume de travail et il freine la croissance des salaires bruts. Même si ce dernier effet reste limité, il est plus prononcé pour certains groupes, tels que les travailleurs à temps partiel, et indiquerait que les employeurs arrivent à capter une partie de l'avantage. Ces résultats méritent d'être confirmés à l'aide d'une étude sur une période où la mesure est pleinement établie. Une évaluation de la réforme introduite en 2023 serait un bon candidat mais ne pourrait avoir lieu que dans quelques années.

**Jel Classification** - C21, C23, H24, J22, J38

**Keywords** - bonus à l'emploi, réduction de cotisations sociales personnelles, mesures d'aide à l'emploi, évaluation d'impact, doubles différences, matching

# Table des matières

<b>Synthèse</b> .....	<b>1</b>
<b>1. Introduction</b> .....	<b>3</b>
<b>2. Le bonus à l'emploi</b> .....	<b>5</b>
2.1. Le dispositif	5
2.2. Calcul du montant	6
<b>3. Revue de la littérature</b> .....	<b>8</b>
<b>4. Données</b> .....	<b>11</b>
4.1. Données utilisées	11
5.2 Analyse descriptive des données	12
<b>5. Méthodologie d'évaluation</b> .....	<b>15</b>
5.1. L'évaluation d'impact	15
5.2. Définition des groupes de traitement et de contrôle	15
5.3. Matching	17
5.4. Doubles différences	20
5.5. Modèle estimé	22
5.6. Analyse de sensibilité	24
<b>6. Résultats</b> .....	<b>25</b>
6.1. Probabilité d'être en emploi un an plus tard	25
6.2. Evolution du volume de travail	26
6.3. Evolution salariale	26
6.4. Analyses par sous-groupe	27
6.4.1. Différences selon le genre	28
6.4.2. Différences selon l'âge	29
6.4.3. Différences selon le régime de travail	31
<b>7. Conclusion</b> .....	<b>33</b>
<b>Bibliographie</b> .....	<b>35</b>
<b>Annexes</b> .....	<b>37</b>
Annexe 1 Distinction entre éligibles et bénéficiaires	37
Annexe 2 Tableaux de résultats : données en panel	40
Annexe 3 Résultats détaillés des équations estimées (sections 6.1 à 6.3)	41

## Liste des tableaux

Tableau 1	Calcul du montant de base de la réduction bonus à l'emploi pour le 2 <sup>e</sup> trimestre de l'année 2000.....	6
Tableau 2	Caractéristiques des bénéficiaires du bonus à l'emploi dans l'échantillon et dans la population des travailleurs salariés ONSS au deuxième trimestre de l'année 2000 (en % sauf indication contraire) .....	14
Tableau 3	Comparaison des groupes de traitement et de contrôle avec et sans procédure de matching (en % sauf indication contraire) - échantillon emploi salarié ONSS au cours du deuxième trimestre 2000.....	19
Tableau 4	Impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être en emploi un an plus tard - effet marginal d'un euro supplémentaire dans le montant éligible .....	25
Tableau 5	Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du volume de travail.....	26
Tableau 6	Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du salaire trimestriel brut .....	27
Tableau 7	Impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être en emploi un an plus tard- effet marginal d'un euro supplémentaire dans le montant éligible .....	28
Tableau 8	Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du volume de travail.....	29
Tableau 9	Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du salaire trimestriel brut .....	29
Tableau 10	Impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être en emploi un an plus tard - effet marginal d'un euro supplémentaire dans le montant éligible .....	30
Tableau 11	Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du volume de travail.....	30
Tableau 12	Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du salaire brut .....	31
Tableau 13	Impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être en emploi un an plus tard- effet marginal d'un euro supplémentaire dans le montant éligible .....	31
Tableau 14	Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du volume de travail.....	32
Tableau 15	Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du salaire trimestriel brut .....	32

## Liste des graphiques

Graphique 1	Montant de base mensuel selon le salaire de référence (année 2000, 2 <sup>e</sup> trimestre) .....	7
Graphique 2	Illustration de la méthode des doubles différences.....	21
Graphique 3	Distribution des montants touchés par les travailleurs éligibles au bonus à l'emploi - Echantillon du 2 <sup>e</sup> trimestre de l'an 2000 avec plus de 37.000 travailleurs éligibles .....	37
Graphique 4	Distribution des salaires trimestriels (euros) pour les bénéficiaires du bonus à l'emploi - Echantillon du deuxième trimestre de l'an 2000 avec plus de 42.800 bénéficiaires .....	38



## Synthèse

Le bonus à l'emploi est un dispositif fédéral d'aide à l'emploi dont l'objectif principal est d'augmenter l'offre de travail. Il a été mis en place en l'an 2000, a été adapté à plusieurs reprises depuis lors et reste très présent dans l'actualité politique comme le prouve son renforcement l'année passée. Ce bonus consiste en une réduction de cotisations sociales personnelles ciblant les salaires relativement faibles. Concrètement, les travailleurs dont le salaire brut est assez bas pour être éligible voient leur salaire net augmenter du fait qu'ils doivent payer un montant réduit de cotisations sociales personnelles. Malgré sa durée de vie, notre étude est la première évaluation « ex post » de l'impact de ce dispositif. Ce type d'évaluation permet d'établir a posteriori si les objectifs d'une mesure sont effectivement atteints.

Le but du bonus à l'emploi est double. Premièrement, la mesure vise à lutter contre le piège à l'emploi en augmentant la différence entre les allocations de chômage et les salaires nets les plus bas. Deuxièmement, ce dispositif a un but social de lutte contre la pauvreté. Il garantit un salaire net plus élevé, et donc un plus haut pouvoir d'achat, à ses bénéficiaires dont le salaire est relativement faible. De plus, la mesure permettrait d'atteindre ces objectifs sans augmenter le coût salarial pour les employeurs et sans baisser les allocations de chômage.

La présente étude évalue l'impact de l'éligibilité au bonus à l'emploi sur trois indicateurs de résultats. Le premier est la probabilité de rester en emploi un an plus tard et permet d'apprécier si le bonus à l'emploi constitue effectivement un incitant à travailler. Le deuxième indicateur est le volume de travail effectué au cours du trimestre. Puisque le bonus à l'emploi est calculé en fonction du salaire horaire et que le nombre d'heures prestées est pris en compte, il inciterait en théorie à augmenter le temps de travail des travailleurs à temps partiel. Enfin, le troisième indicateur est le salaire brut des travailleurs. L'impact du bonus à l'emploi sur le salaire brut est estimé afin d'évaluer si une partie de l'avantage n'est en réalité pas captée par les employeurs. Des études à l'étranger montrent notamment que les bénéficiaires de ce type de mesures risquent une stagnation salariale au cours de leur carrière.

Pour des raisons méthodologiques, le bonus à l'emploi est évalué dans notre étude au moment de sa mise en œuvre, c'est-à-dire en l'an 2000. Entre 2000 et 2023, il n'y a pas eu de changement assez conséquent dans les modalités du dispositif que pour pouvoir estimer un impact. En 2023, le montant maximum de réductions de cotisations sociales personnelles a été augmenté plus sensiblement pour les très bas salaires, mais ce changement est trop récent pour pouvoir déjà en évaluer l'impact. Même si notre période d'évaluation remonte à son introduction, les objectifs du bonus à l'emploi sont restés les mêmes et son mode de calcul n'a pas sensiblement changé. De ce fait, notre étude permet d'estimer l'impact de la mesure sur les indicateurs étudiés pendant la phase de lancement de la mesure.

Pour évaluer les effets de la mesure, notre méthodologie fait appel à un groupe de contrôle. Les travailleurs éligibles au bonus à l'emploi sont comparés au groupe des travailleurs ayant un salaire brut trop élevé pour pouvoir en bénéficier. De plus, ces deux groupes, le groupe de traitement et le groupe de contrôle, sont rendus plus comparables grâce à la méthode d'appariement. Leurs évolutions dans le temps sont ensuite comparées grâce à la méthode des doubles différences.

Les résultats agrégés montrent que le bonus à l'emploi a eu un impact positif sur la probabilité de rester en emploi et qu'il remplit son objectif d'incitant à l'emploi. Cependant, pour le volume de travail, le bonus à l'emploi a eu un impact très limité. L'effet serait positif mais rarement statistiquement significatif. Enfin, le bonus a impacté négativement l'évolution du salaire des travailleurs éligibles.

Les analyses par groupe de travailleurs font apparaître des effets hétérogènes. Ainsi, les femmes seraient un peu plus impactées par le bonus à l'emploi en tant qu'incitant au travail. Leur probabilité de rester à l'emploi augmente un peu plus fortement que pour les hommes. De plus, leur évolution salariale est légèrement moins impactée à la baisse que celle des hommes.

L'analyse par catégorie d'âge montre que les travailleurs de plus de 50 ans sont ceux qui ont été le plus désavantagés en termes d'évolution de leur salaire brut. Aussi, pour ce groupe de travailleurs, l'évolution du volume de travail a été impactée à la baisse par le bonus à l'emploi. Ceci montre que, pour des groupes de travailleurs particuliers, un tel dispositif d'aide à l'emploi peut avoir des effets inverses à ceux visés par la mesure.

L'analyse par type de prestation fait également apparaître des différences pour la croissance du volume de travail et du salaire brut. Alors qu'aucun effet significatif n'apparaît pour les travailleurs à temps partiel, le bonus ralentit modestement l'évolution du volume de travail des travailleurs à temps plein. De plus, l'évolution salariale des travailleurs à temps partiel et ceux effectuant des prestations très courtes et irrégulières sont plus fortement affectés négativement par la mesure. Soulignons que, pour cette dernière catégorie, le bonus favorise la probabilité de rester en emploi.

L'analyse par sous-catégories a également été faite par région du domicile des travailleurs et par statut (ouvrier ou employé). Pour ces dimensions, très peu de différences sont apparues entre les catégories.

En conclusion, notre étude montre que le bonus à l'emploi atteint bien ses objectifs en termes d'emploi, principalement via une augmentation de la rétention. En revanche, et même si limité, l'effet négatif sur l'évolution du salaire brut mérite qu'on s'y attarde car la mesure risque d'avoir des effets inverses à ceux espérés à long terme. Une évaluation utilisant des données plus récentes, par exemple sur la période postérieure à la réforme en 2023, permettrait de confirmer ces résultats sur une période où la mesure est pleinement établie. De plus, l'utilisation de données de la Banque Carrefour de la Sécurité Sociale permettrait d'examiner si le bonus à l'emploi est un incitant à la transition du chômage vers l'emploi. De telles données permettraient également de faire des analyses par type de ménage et par niveau de diplôme. Toutefois, une telle analyse ne pourrait avoir lieu que dans quelques années.

# 1. Introduction

L'insertion professionnelle des personnes sans emploi a été un sujet très présent dans le débat politique belge ces deux dernières décennies. Cette insertion doit permettre de réduire les dépenses d'allocations sociales tout en augmentant les recettes fiscales, via notamment l'impôt des personnes physiques. Ce débat politique a entre autres porté sur le besoin d'inciter (para)fiscalement les chômeurs et les allocataires sociaux à trouver un emploi. Tous se sont accordés sur le fait qu'il convenait d'éviter les pièges à l'emploi, une situation où l'incitant financier au travail est insuffisant car la différence entre les allocations sociales et le revenu du travail auquel pourrait prétendre la personne est trop faible.

L'instrument principal ayant été mis en œuvre pour éviter ce piège est le bonus à l'emploi. Ce dispositif, introduit en 2000, consiste en une réduction des cotisations sociales personnelles ciblant les bas salaires. Par cette réduction de cotisations sociales, le salaire net des salariés ayant un bas salaire est donc augmenté, tout comme la différence avec le montant des allocations de chômage. Le bonus à l'emploi n'implique pas une hausse du salaire brut et n'est donc pas à charge des employeurs. Il est calculé sur base du salaire horaire du travailleur. En outre, pour les travailleurs à temps partiel, travailler un plus grand nombre d'heures, avec un même niveau de salaire horaire, permet donc de bénéficier d'un montant plus élevé de réduction des cotisations sociales personnelles et donc d'un salaire net plus élevé.

Depuis son introduction, le montant du bonus a été plusieurs fois relevé. Il suit l'inflation et est indexé sur base annuelle s'il y a lieu. Il reste un instrument de choix dans l'actualité politique étant donné que la réduction maximale accordée aux très bas salaires a encore été augmentée en juillet 2023. De plus, en Flandre, un dispositif régional et similaire, le « jobbonus », se greffe depuis 2022 au bonus à l'emploi fédéral. Même si celui-ci représente pour l'instant des montants plus faibles, il est très similaire dans sa construction et vise le même objectif.

Au niveau politique, l'avantage du bonus à l'emploi est qu'en plus d'inciter au travail sans augmenter les coûts pour les employeurs, il présente aussi un aspect social. L'aide financière a comme groupe cible les travailleurs à bas salaire et vise également à augmenter leur pouvoir d'achat via l'augmentation de leur revenu net. C'est pourquoi cette mesure a souvent été soutenue au cours des deux dernières décennies par les différents partis, de gauche comme de droite, des coalitions fédérales au pouvoir. Un tel dispositif est aussi plus facile à faire accepter qu'une baisse des allocations de chômage qui peut plus souvent être considérée comme injuste ou anti-sociale par les partis de gauche. De même, d'autres dispositifs comme l'augmentation du salaire minimum sont plus souvent bloqués par les partis de droite en arguant qu'ils constitueraient des freins à la compétitivité des entreprises belges.

La théorie économique prévoit qu'une mesure d'aide à l'emploi telle que le bonus à l'emploi inciterait à une meilleure insertion professionnelle des personnes sans emploi, et à une augmentation du volume de travail des travailleurs bénéficiaires. La littérature scientifique évaluant de tels dispositifs montre toutefois que les impacts sont souvent moindres que ceux prédits par la théorie économique, voire nuls dans certains cas. La présente étude s'intéresse à la période de mise en œuvre du bonus à l'emploi pour évaluer l'impact de la mesure sur la probabilité de rester en emploi et sur l'évolution du volume de

travail des travailleurs bénéficiaires. Ces deux indicateurs permettent de comprendre si le bonus à l'emploi est effectivement un bon outil pour inciter à travailler. L'impact sur l'évolution salariale est également analysé afin de mieux comprendre si ce sont vraiment les travailleurs qui ont profité du bonus à l'emploi. Ainsi, les travailleurs bénéficiaires auraient pu bénéficier d'augmentations salariales plus faibles à cause du bonus à l'emploi, auquel cas ce seraient les employeurs qui en auraient partiellement bénéficié.

Dans le contexte actuel de dégradation des finances publiques belges, il est important de s'assurer que les mesures publiques remplissent bien leurs objectifs. Le bonus à l'emploi est une mesure relativement coûteuse puisqu'elle représentait près de 1,6 milliard d'euros en 2023<sup>1</sup>. L'évaluation d'impact avec groupe de contrôle consiste à répondre à une question du type suivant : en quoi les perspectives des bénéficiaires sont-elles différentes de ce qu'elles auraient été si ces personnes n'avaient pas bénéficié du dispositif ? En d'autres termes, l'évaluation d'impact entend mesurer le lien de causalité entre le dispositif et les résultats observés. Cette démarche ne se limite donc pas au contrôle ou pilotage des mesures publiques (coût, nombre de bénéficiaires, etc.) mais questionne leur efficacité, c'est-à-dire dans quelle mesure elles rencontrent les objectifs recherchés. Dans le cas d'impacts nuls ou très faibles, les moyens mis en œuvre pour la mesure peuvent éventuellement être redirigés. Une autre possibilité est de remanier ladite mesure afin de la rendre plus efficace.

La présente évaluation s'intéresse aussi à l'hétérogénéité des impacts par groupe de travailleurs. Ces analyses permettent de mieux comprendre s'il existe des différences en termes d'impact selon le genre ou l'âge par exemple. Ceci permet éventuellement de donner des pistes d'amélioration du dispositif, par exemple en redéfinissant son groupe cible ou en renforçant le dispositif uniquement pour certains groupes spécifiques de travailleurs.

La présente étude est structurée de la façon suivante. La section 2 reprend une description du dispositif évalué. La section 3 présente une brève revue de la littérature sur l'impact de ce type de mesures. La section 4 se penche sur les aspects méthodologiques de l'évaluation d'impact et la section 5 présente les données utilisées. Enfin, les résultats sont commentés dans la section 6 et les conclusions sont présentées dans la dernière section.

---

<sup>1</sup> Ce montant est légèrement inférieur à de celui de la réduction structurelle (voir <https://www.rsz.be/stats/globale-tijdreksen-verminderingen#data>).



## 2. Le bonus à l'emploi

### 2.1. Le dispositif

Le bonus à l'emploi est un système de réduction des cotisations sociales à charge des travailleurs. Pour un même niveau de salaire brut, le travailleur éligible touche un salaire net plus élevé. Cette réduction concerne tant les travailleurs du secteur privé que les contractuels du secteur public<sup>2</sup>. En pratique, celle-ci n'est d'application que pour des salaires relativement bas vu le plafond salarial pris en compte dans le calcul du montant de la réduction.

Le but de ce dispositif est double. Premièrement, il garantit un salaire net plus élevé aux travailleurs dont le salaire est bas, sans augmenter les coûts pour l'employeur. De plus, il promeut l'emploi pour les travailleurs ayant un salaire relativement faible en stimulant l'offre. En particulier les transitions du chômage vers l'emploi sont encouragées. En effet, le salaire net auquel peuvent prétendre les travailleurs éligibles augmente grâce à la réduction de cotisations, et le différentiel avec les allocations de chômage que ces personnes toucheraient en situation de chômage s'accroît.

Le bonus à l'emploi est d'application pour l'ensemble des travailleurs redevables d'une cotisation personnelle de 13,07 %. Dès lors, seuls des groupes particuliers ne sont pas éligibles comme les médecins spécialistes en formation ou la plupart des agents statutaires dans la fonction publique<sup>3</sup>.

Le bonus à l'emploi est une réduction forfaitaire qui est calculée sur la base du salaire brut mensuel. Pour les salaires les plus faibles, le montant total des cotisations personnelles (13,07 %) est compensé par le bonus à l'emploi. Au-delà d'un certain seuil salarial, le montant du bonus à l'emploi diminue linéairement jusqu'à atteindre zéro pour les salaires juste au-dessus du salaire maximum éligible. C'est l'employeur qui doit déduire le montant du bonus à l'emploi des cotisations personnelles du travailleur au moment du paiement du salaire et de la déclaration à l'ONSS.

Le bonus à l'emploi est d'application depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2000. Il a depuis été plusieurs fois renforcé et les montants du calcul de la réduction ont également suivi annuellement l'inflation. Toutefois, et pour des raisons méthodologiques, cette étude se concentre sur la période d'introduction du dispositif. Le bonus à l'emploi n'ayant pas été modifié de façon majeure depuis cette mise en œuvre<sup>4</sup>, c'est le seul moment auquel une différence significative dans le temps du montant allouée peut être exploitée pour estimer son impact. La suite de cette section décrit les modalités d'octroi en vigueur au cours du second trimestre de l'année 2000.

---

<sup>2</sup> Dans le cadre de notre étude, nous avons écarté les travailleurs contractuels du secteur public.

<sup>3</sup> Les conditions sont explicitées plus en détail sur le site web de la Sécurité sociale belge, [socialsecurity.be](http://socialsecurity.be).

<sup>4</sup> La modification plus importante du calcul du montant en 2023 est trop récente pour déjà pouvoir observer son impact.

## 2.2. Calcul du montant

Pour calculer le montant de la réduction des cotisations personnelles d'un travailleur, son employeur doit d'abord calculer un salaire de référence. Il s'agit du salaire brut mensuel du travailleur en équivalent temps plein. Ce salaire doit être calculé sans prendre en compte la prime de fin d'année et les éventuelles indemnités payées pour rupture de contrat ou pour des heures qui ne constituent pas des heures de travail au sens de la législation sur le temps de travail. Les flexi-salaires et les heures supplémentaires horeca ne sont pas non plus prises en compte dans le calcul de ce salaire de référence.

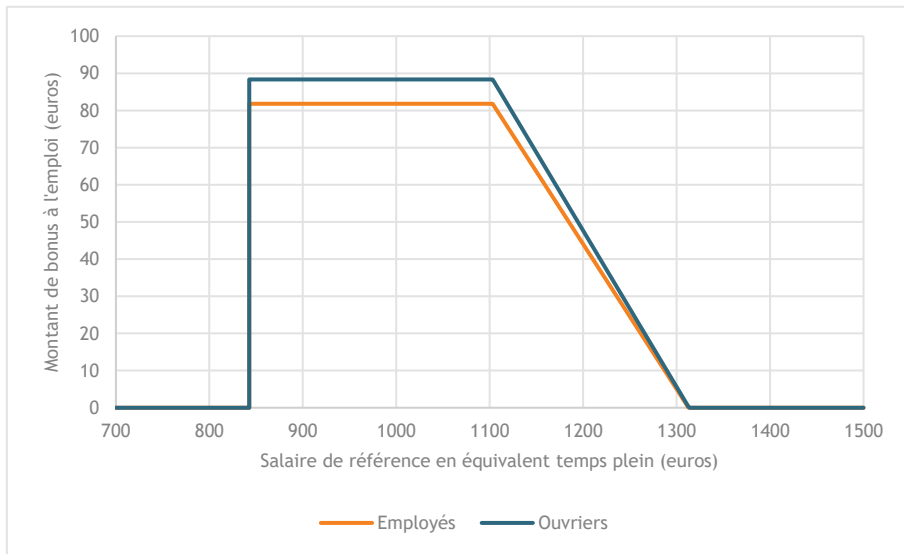
Un montant de base mensuel est ensuite calculé à partir du salaire mensuel de référence en équivalent temps plein. Ce calcul se fait en prenant en compte différentes catégories de travailleur et de salaire. Le tableau 1 ci-dessous présente le calcul du montant de base selon les modalités d'application au cours du second trimestre de l'année 2000.

**Tableau 1 Calcul du montant de base de la réduction bonus à l'emploi pour le 2<sup>e</sup> trimestre de l'année 2000**

Salaire de référence en équivalent temps plein (euros)	Montant de base (euros)
Pour les employés	
< 842,84	0
≥ 842,84 et ≤ 1103,13	81,80
> 1103,13 et ≤ 1313,84	81,80 - (0,39 × (Salaire de référence - 1103,13))
> 1313,84	0
Pour les ouvriers	
< 842,84	0
≥ 842,84 et ≤ 1103,13	88,35
> 1103,13 et ≤ 1313,84	88,35 - (0,42 × (Salaire de référence - 1103,13))
> 1313,84	0

Source : ONSS.

Le calcul du bonus à l'emploi se fait séparément pour les employés et les ouvriers. Selon leur statut, les travailleurs ont droit à un montant de réduction maximum différent. Au second trimestre de l'année 2000, le montant maximum atteignait 88,35 euros pour les ouvriers et 81,8 euros pour les employés (deuxième catégorie). Pour les salaires entre 842,84 euros et 1 313,84 euros (troisième catégorie), le montant était calculé de manière décroissante en fonction du salaire, en prenant en compte une pente descendante de 0,39 pour les employés et de 0,42 pour les ouvriers (voir graphique 1 ci-dessous). Enfin, les salaires supérieurs à 1 313,84 euros (quatrième catégorie salariale) et ceux inférieurs à 842,84 euros (première catégorie salariale) n'étaient pas éligibles au bonus à l'emploi. Le graphique ci-dessous montre le montant de base de la réduction selon le salaire de référence en équivalent temps plein pour le second trimestre de l'année 2000.

Graphique 1 Montant de base mensuel selon le salaire de référence (année 2000, 2<sup>e</sup> trimestre)

Source : calcul des auteurs, données ONS.

Enfin, pour calculer le montant effectif accordé à un travailleur, le montant de base doit encore être multiplié par la fraction de volume de travail du travailleur. Un travailleur à temps plein sera donc éligible pour une réduction de cotisations personnelles à hauteur du montant de base. Pour un travailleur effectuant un mi-temps par exemple, le montant de base calculé doit être divisé par deux.

### 3. Revue de la littérature

Les mesures publiques destinées à encourager l'emploi des personnes à faible revenu, appelées "in-work benefits", existent dans de nombreux pays. En augmentant les revenus des travailleurs à bas salaire, elles visent non seulement à stimuler l'emploi, mais aussi à lutter contre la pauvreté. Les pays anglo-saxons ont été les pionniers de ce type de politiques : le Royaume-Uni avec le Family Income Supplement (FIS) en 1971, et les États-Unis avec le Earned Income Tax Credit (EITC) en 1975. À la différence du bonus à l'emploi, l'éligibilité et le montant des avantages accordés dans le cadre de ces dispositifs dépendent des revenus du ménage et de la situation familiale, notamment du nombre d'enfants à charge.

Ces politiques, bien qu'adaptées au fil du temps, sont toujours en place, ce qui a donné lieu à de nombreuses études d'évaluation. Les réformes successives offrent des occasions de mesurer leur impact par le biais de méthodes comme les doubles différences. La majorité des évaluations met en évidence des effets positifs sur le taux d'emploi, en particulier pour des groupes cibles comme les mères célibataires. Cependant, les effets sur le nombre d'heures travaillées sont plus mitigés. Selon leur conception, ces dispositifs peuvent inciter les travailleurs à limiter leurs heures pour ne pas dépasser un certain seuil de revenus qui les exclurait du bénéfice de la mesure. Malgré cela, l'impact global sur l'emploi reste généralement positif, comme le montrent les études de Blundell et al. (2004), Eissa et Hoynes (2006), Meyer (2010) et Brewer et al. (2006).

Une des raisons qui expliqueraient un impact négatif sur le nombre d'heures travaillées est le ciblage sur le revenu familial. Alors que celui-ci mènerait à de meilleurs résultats en termes de distribution des revenus et de lutte contre la pauvreté (Immervoll et Pearson, 2009 ; Vandelanotte et Verbist, 2019), il peut générer des effets négatifs en termes d'offre de travail pour les couples mariés, en particulier, pour les salariés secondaires du ménage (Eissa et Hoynes, 2004 ; Immervoll et Pearson, 2009). À l'inverse, des mesures comme le bonus à l'emploi, qui se basent sur le revenu individuel, réduisent ces effets négatifs, mais peuvent être moins ciblées, ce qui peut limiter leur efficacité. D'une part, l'individualisation permet à des individus qui ne vivent pas dans des ménages en situation de pauvreté de bénéficier de la mesure. D'autre part, elle ouvre le droit à un plus grand nombre de bénéficiaires, par exemple, les deux conjoints au sein d'un ménage. Pour que le coût total de la mesure reste le même, les montants accordés aux bénéficiaires doivent être inférieurs à ceux octroyés dans le cadre des mesures familiales, ce qui risque de réduire l'impact positif sur les incitations au travail. Selon Immervoll et Pearson (2009), le défi dans l'élaboration de ces mesures consiste à trouver un degré approprié de ciblage qui maximise les effets positifs sur l'emploi, tout en évitant un effet trop négatif sur les salariés secondaires du ménage.

Un autre avantage du bonus à l'emploi est le mode de calcul du bénéfice octroyé. Celui-ci est établi en fonction d'un salaire en « équivalent temps plein » qui tient compte du volume de travail. Ainsi, les employés travaillant à temps plein ont droit à la réduction complète, tandis que ceux à mi-temps n'ont droit qu'à la moitié de la réduction maximale. En l'absence de prise en compte du volume de travail, les bénéficiaires à temps partiel pourraient avoir un incitant à ne pas accroître leur temps de travail. Dans un tel système, accroître le nombre d'heures fait augmenter le salaire total, qui est le salaire de référence, et risque de faire perdre le bénéfice de la mesure si la limite supérieure d'éligibilité est atteinte. En outre, la prise en compte du temps de travail, et donc indirectement du salaire horaire, permet de mieux

distinguer les emplois à faible productivité qui sont généralement le groupe cible de la mesure. Les dispositifs qui ne le prennent pas en compte risquent de bénéficier à d'autres catégories de travailleurs. C'est notamment le cas en Allemagne avec les « mini-jobs » introduits en 2003 dont un cinquième des bénéficiaires sont des pensionnés ou étudiants (Immervoll et Pearson, 2009).

Comme pour les dispositifs anglo-saxons, les études évaluant ces dispositifs dans d'autres pays ont conclu à des effets nets positifs sur l'offre de travail (Steiner et Whrohlich, 2004 ; Michalopoulos et al., 2005 ; Stancanelli, 2006 ; Sterdyniak, 2007 ; Immervoll et Pearson, 2009). Certains de ces dispositifs ont des similarités avec le bonus à l'emploi, tels que l'individualisation de l'éligibilité, mais comportent également des caractéristiques spécifiques autres. Comme mentionné précédemment, l'avantage dans le cadre des mini-jobs n'est pas calculé sur base d'un salaire en équivalent temps plein, ce qui pourrait avoir comme conséquence de limiter le nombre d'heures de travail en vue de maximiser le bénéfice octroyé. Ainsi, Steiner et Whrohlich, (2004) trouvent un effet positif des mini-jobs sur la participation mais négatif sur le nombre d'heures de travail des personnes en emploi. En ce qui concerne la prime pour l'emploi en France, les résultats des études « ex post » qui évaluent le dispositif lors de son introduction en 2001 sont mitigés. Certains auteurs ne trouvent aucun effet significatif sur l'emploi (Cochard et al., 2008), alors que d'autres trouvent des effets négatifs, par exemple, sur l'emploi des femmes (Stancanelli, 2006 ; Sterdyniak, 2007). Les raisons invoquées sont la complexité des règles d'octroi, la faiblesse des montants octroyés (quelques centaines d'euros sur base annuelle) ainsi que les délais d'obtention de la prime qui peuvent atteindre jusqu'à 18 mois.

Enfin, Blundell (2024) s'intéresse aux effets de long terme de ce type de mesures, en particulier, sur la progression des salaires. Parce qu'elles constituent un incitant pour le travail à temps partiel au Royaume-Uni, ces mesures ne favorisent pas un investissement en capital humain qui permettrait à terme aux bénéficiaires de sortir de l'emploi bas salaire. De plus, elles peuvent être exploitées par des employeurs qui, conscients que les revenus sont complétés par l'État, se sentent libres de maintenir des salaires bas. Aussi, les employeurs ont un désincitant à augmenter les salaires à hauteur du seuil d'éligibilité maximum car ces travailleurs perdraient le droit au bénéfice de la mesure entraînant une augmentation du salaire brut importante. L'auteur prône l'intégration des dispositifs de type « in-work benefits » avec des mesures qui incitent à la formation et accroissent le capital humain des travailleurs à faible productivité.

Pour terminer, en Belgique, les études sur le bonus à l'emploi s'intéressent principalement aux effets sur la pauvreté (Marx et al, 2011 ; Vandelannoote et Verbist, 2019) et l'emploi (Orsini, 2006 ; Vandelannoote et Verbist, 2019). Contrairement aux nombreuses études anglo-saxonnes qui se basent sur des expériences naturelles, ces études recourent à une méthodologie de type « ex ante » en s'appuyant notamment sur des modèles de microsimulation détaillés. Ainsi, Orsini (2006) trouve un effet positif du bonus à l'emploi sur l'accession à l'emploi, soit en tout 7 000 personnes supplémentaires. Alors qu'aucun effet n'apparaît sur le nombre d'heures travaillées pour les femmes déjà en emploi, une légère réduction est observée pour les hommes. À son tour, Vandelannoote et Verbist (2019) confirment l'avantage que représente un système d'éligibilité individuel pour stimuler la participation au marché du travail alors qu'un système basé sur le ménage est plus efficace pour réduire la pauvreté. Ces auteurs concluent que le bonus à l'emploi est un dispositif bien conçu mais que son ampleur est trop limitée

pour générer des effets importants. Un renforcement du système permettrait d'obtenir à la fois des meilleurs résultats en termes d'emploi et de réduction de la pauvreté.

## 4. Données

### 4.1. Données utilisées

Les données utilisées proviennent de l'Office National de Sécurité Sociale (ONSS). Les employeurs immatriculés à l'ONSS doivent transmettre chaque trimestre, les données de salaire et de temps de travail pour tous leurs travailleurs. Cette déclaration sert au calcul des cotisations de sécurité sociale dues et à celui des réductions de cotisations comme le bonus à l'emploi mais aussi pour celui de l'attribution des droits à la sécurité sociale et le paiement des indemnités.

Les données utilisées reprennent des caractéristiques individuelles des travailleurs pour chaque trimestre d'observation :

- le genre ;
- le statut du travailleur, ouvrier ou employé ;
- l'âge ;
- la région de domicile ;
- le type de prestation : temps plein, temps partiel ou spéciale<sup>5</sup> ;
- le montant du bonus à l'emploi touché (en euros) ;
- le salaire brut trimestriel de base en euros (prix courants) l'année t et t+1. Il s'agit de la définition ONSS, c'est-à-dire le salaire brut sans les avantages tels que les primes, pécules de vacances des ouvriers, et indemnités pour rupture de contrat. Le salaire en t+1 est également utilisé pour vérifier si la personne est encore en emploi un an plus tard.
- le volume de travail : cette variable indique aussi bien si la prestation couvre la totalité du trimestre que le régime de travail.

Remarquons que nos données ne comprennent aucune information sur le niveau d'études ou la composition du ménage des travailleurs. Ces informations auraient pu être utiles pour mieux comprendre l'impact du bonus à l'emploi pour différentes catégories de travailleurs.

Les données utilisées reprennent aussi des informations portant sur l'employeur :

- le secteur d'activité de l'employeur, soit un code NACE attribué par l'ONSS ;
- la taille de l'employeur, variable catégorielle sur base du nombre de travailleurs moyen au cours de l'année précédente.

---

<sup>5</sup> « Le type « spécial » concerne d'une part le travail par intermittence (c'est-à-dire le travail temporaire et intérimaire en application des dispositions sur le travail temporaire, le travail intérimaire et la mise à disposition de travailleurs) et, d'autre part, sur le travail effectué par du personnel domestique. D'autre part, ce régime de travail comprend également le travail saisonnier, notamment les périodes de travail de courte durée en raison du caractère saisonnier du travail ou de la nécessité pour l'entreprise d'effectuer un renforcement pendant certaines périodes de l'année. » (Source : Datawarehouse marché du travail et protection sociale).

La base de données ne comprend pas d'informations en dehors de l'emploi. S'il est possible d'observer quels travailleurs ne sont plus présents dans la base de données après une certaine période, il n'est pas possible d'observer leur destination (chômage, emploi indépendant, départ à la pension, décès, etc.). Inversement, il est possible d'observer qu'une personne entre dans l'emploi salarié mais il n'est pas possible de connaître sa provenance, en particulier, si l'emploi salarié est précédé d'un épisode de chômage.

Les données dont nous disposons couvrent la période 1997-2002. Comme le bonus à l'emploi a été introduit en 2000, ceci permet de disposer d'observations avant sa mise en œuvre et après, ce qui est essentiel pour la méthode d'analyse présentée plus bas dans la section 5. Comme le bonus à l'emploi a été complètement mis en œuvre à partir du deuxième trimestre 2000, nous nous concentrons sur les données du deuxième trimestre de chaque année d'observation (1997-2002). De cette manière, nous éliminons d'éventuelles variations saisonnières dans l'analyse qui pourraient affecter nos indicateurs de résultats. Concrètement, nous disposons d'un échantillon de 100.000 individus pour chacun des six trimestres étudiés.

Enfin, remarquons qu'il n'est pas possible à l'aide de nos données trimestrielles d'identifier précisément les bénéficiaires du bonus à l'emploi (calcul mensuel). L'annexe 1 illustre les difficultés introduites par cette approximation. De plus, il n'est pas possible de distinguer ce problème de celui du non-recours, c'est-à-dire des travailleurs éligibles qui ne toucheraient pas la réduction même s'ils y ont droit, par exemple, parce que l'employeur ignore l'existence de la mesure. La stratégie d'analyse présentée dans la section méthodologique ci-dessous a été choisie de manière à tenir compte de ces difficultés.

## 4.2. Analyse descriptive des données

Le tableau ci-dessous présente les caractéristiques des bénéficiaires du bonus à l'emploi à partir de notre échantillon de 100 000 travailleurs pour le deuxième trimestre de l'année 2000. Le groupe des bénéficiaires reprend tous les travailleurs ayant touché un montant du bonus à l'emploi supérieur à zéro ce trimestre-là. Pour chaque groupe de caractéristiques, les proportions sont montrées en pourcentage. Ces proportions sont à comparer à celles de la population des travailleurs belges âgés de 18 à 59 ans pour la même période, dans la dernière colonne.

Un peu moins de 43 000 travailleurs bénéficient du bonus à l'emploi. Les femmes sont fortement représentées parmi les bénéficiaires, de même que les ouvriers. Leurs parts respectives au sein des bénéficiaires sont bien plus importantes que parmi la population dans son ensemble. Ces deux groupes reprennent une part plus importante de travailleurs avec un salaire faible, ce qui explique qu'ils sont plus souvent bénéficiaires du bonus à l'emploi.

De même, les travailleurs les plus jeunes ont également plus souvent un salaire faible. Le groupe de moins de 25 ans, qui est un groupe plus petit dans la population, représente près de 30 % des bénéficiaires alors qu'ils sont moins de 15 % dans la population des travailleurs salariés. À l'inverse, les travailleurs de plus de 55 ans sont très peu représentés dans le groupe de bénéficiaires. Non seulement ce groupe bénéficie en moyenne de salaires plus élevés mais l'âge est également limité à 59 ans dans notre échantillon. À partir de 60 ans, certains comportements de retrait du marché du travail s'accroissent tels



que la prépension, la retraite anticipée, etc. Pour cette catégorie d'âge, il est donc plus difficile d'isoler l'effet du bonus à l'emploi pour les indicateurs étudiés.

Comme la Flandre a une population en emploi plus importante que les deux autres régions, les bénéficiaires du bonus à l'emploi sont proportionnellement plus nombreux à être domiciliés en Flandre. Toutefois, si on compare avec la population de travailleurs salariés, on voit que la Flandre est moins bien représentée parmi les bénéficiaires. Inversement, les Wallons et les Bruxellois sont plus représentés parmi les bénéficiaires que parmi la population des travailleurs. Enfin, les bénéficiaires du bonus à l'emploi travaillent également plus souvent à temps partiel et beaucoup plus souvent sous la catégorie « spéciale ».

En ce qui concerne les employeurs des travailleurs bénéficiaires du bonus à l'emploi, ceux-ci sont de toutes les tailles mais les plus petits emploient proportionnellement plus de bénéficiaires. Au niveau des branches d'activité, les employeurs se concentrent dans le commerce, l'immobilier et le service aux entreprises, la santé et l'action sociale et l'horeca, et ce bien davantage que la population salariée dans son ensemble. L'industrie manufacturière est aussi fortement représentée mais moins que pour la population dans son ensemble, ce qui s'explique par des salaires relativement plus élevés dans l'industrie. D'autres branches d'activité comme les activités financières sont extrêmement peu représentées. L'absence de l'administration publique et de l'éducation s'explique par le fait que les données utilisées ne couvrent pas le secteur public.

Le montant trimestriel moyen de réduction de cotisations sociales personnelles octroyé via le bonus à l'emploi est de 58 euros. Ce montant est relativement faible et pose la question de savoir si le dispositif peut avoir un impact. Dans l'analyse qui va suivre, nous testons différents modèles de manière à tenir compte de l'impact aussi bien de l'éligibilité que du niveau du montant octroyé.

**Tableau 2** Caractéristiques des bénéficiaires du bonus à l'emploi dans l'échantillon et dans la population des travailleurs salariés ONSS au deuxième trimestre de l'année 2000 (en % sauf indication contraire)

Cohorte 2000	Caractéristique	Échantillon de bénéficiaires	Population des travailleurs
Genre	Femmes	65,6	39,6
	Hommes	34,4	60,4
Type de travailleur	Ouvriers	66,1	49,3
	Employés	33,9	50,7
Catégorie d'âge	< 25 ans	29,4	14,2
	25-40 ans	48,1	52,4
	41-55 ans	20,8	30,8
	> 55 ans	1,6	2,6
Région de domicile	Flandre	59,7	64,2
	Wallonie	27,6	25,5
	Région bruxelloise	10,6	8,2
	Extérieur	2,1	2,1
Type de prestation	Temps plein	62,4	72,4
	Temps partiel	25,4	21,1
	Spécial	12,2	6,4
Taille de l'employeur	< 5 travailleurs	24,6	11,5
	5-19 travailleurs	23,8	16,8
	20-100 travailleurs	20,6	22,8
	101-999 travailleurs	16,0	26,4
	≥ 1000 travailleurs	15,0	22,5
Branche d'activité NACE-BEL 21	Agriculture, chasse, sylviculture et pêche	2,2	1,1
	Industrie extractive	0,0	0,2
	Industrie manufacturière	11,3	26,4
	Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	0,0	0,7
	Construction	0,9	7,6
	Commerce <sup>6</sup>	25,9	17,9
	Horeca	16,0	4,2
	Transports, entreposage et communications	4,0	5,6
	Activités financières	0,9	5,3
	Immobilier, location et services aux entreprises	19,2	16,1
	Administration publique	0,2	0,7
	Education	0,0	10,6
	Santé et action sociale	12,4	3,6
Services collectifs, sociaux et personnels	6,9	0,1	
Volume de travail moyen du travailleur (en % d'un temps plein sur le trimestre)		61	81
Salaire trimestriel brut moyen en équivalent temps plein (euros)		3.700	6.140
Montant moyen du bonus à l'emploi sur le trimestre (euros)		58	10
Nombre d'individus (nb)		42.701	2.328.183

Source : calcul des auteurs, données ONSS.

<sup>6</sup> Cette branche d'activité est dénommée « Commerce de gros et de détail; réparation de véhicules automobiles, motocycles et d'articles domestiques » dans la classification NACE-BEL.

## 5. Méthodologie d'évaluation

### 5.1. L'évaluation d'impact

L'objectif de l'évaluation d'impact est d'estimer l'effet causal d'une mesure (d'aide à l'emploi par exemple) sur des indicateurs de résultats. Dans notre étude, nous nous intéressons à l'effet causal du bonus à l'emploi sur des indicateurs tels que la probabilité de rester en emploi. Etant donné qu'un grand nombre d'autres facteurs influence cette probabilité, pour pouvoir isoler l'effet causal, il faudrait idéalement, comparer la situation observée avec octroi du bonus à une situation identique en tous points mais en l'absence de bonus à l'emploi. Cette deuxième situation est nommée le contrefactuel.

La difficulté méthodologique survient du fait que ce contrefactuel n'existe pas et n'est donc pas mesurable en soi. La situation qu'auraient connu les bénéficiaires sans le dispositif ne peut en effet pas être observée. Le contrefactuel va dès lors devoir être construit. Pour ce faire, un groupe de contrôle, en théorie identique au groupe des bénéficiaires à l'exception qu'ils ne bénéficient pas du bonus à l'emploi, est utilisé. Grâce à ce groupe, il est possible de présumer de ce qu'il serait advenu aux bénéficiaires s'ils n'avaient pas pu bénéficier du bonus à l'emploi. Cette comparaison entre le groupe de traitement (les bénéficiaires) et le groupe de contrôle (les non-bénéficiaires, très similaires pour le reste) permet d'estimer l'impact du bonus à l'emploi puisque la seule différence entre les deux groupes est dès lors la mesure.

En pratique, il est essentiel que ces deux groupes aient le plus de similitudes possibles. Ainsi, des caractéristiques différentes entre ces groupes pourraient impacter différemment l'indicateur d'intérêt. L'estimation de l'impact du dispositif sur les indicateurs d'intérêt risquerait de capter également ces autres effets et serait biaisée. Dans le cas du bonus à l'emploi, il est difficile d'avoir des groupes similaires du fait que le salaire brut est quasiment le seul critère d'éligibilité. Mais comme présenté plus bas dans cette section, il existe aussi des méthodes pour limiter ce biais et rendre les deux groupes plus comparables afin de mieux estimer l'impact du dispositif.

Une fois que les deux groupes sont définis, nous appliquons la méthode des doubles différences décrite dans la section 5.4. Cette méthode permet de prendre en compte les éventuelles différences qu'il resterait et d'estimer l'impact du dispositif en comparant les évolutions entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle. Dans notre étude, les deux groupes sont comparés avant et après la période de la mise en œuvre du dispositif, c'est-à-dire avant et après l'année 2000.

### 5.2. Définition des groupes de traitement et de contrôle

Comme explicité dans la section 4, dans nos données, certains travailleurs qui devraient être éligibles ne profitent pas du bonus à l'emploi. Une partie de ces anomalies peut s'expliquer par la nature de nos données. Ainsi, le bonus à l'emploi est octroyé sur la base du salaire mensuel de référence alors que nos données sont trimestrielles. Pour des petites prestations, par exemple, dont la durée est significativement inférieure à un trimestre complet ou dont le volume de travail est très faible, il se pourrait que notre estimation du salaire mensuel de référence ne soit pas suffisamment précise que pour pouvoir

établir correctement l'éligibilité des travailleurs. Par ailleurs, il est également possible que la mesure souffre de non-recours, en particulier pendant la phase de lancement. Ainsi, certains employeurs ne demanderaient pas le bonus à l'emploi pour leurs travailleurs, par exemple, parce qu'ils ne connaissent pas la mesure. Des travaux précédents (voir par exemple Boucq et López Novella, 2018) ont montré que les mesures de réductions de cotisations patronales connaissent des taux de non-recours non nuls. Bien que nous ne disposions pas de données sur ce phénomène pour le bonus à l'emploi, il n'est pas impossible que certains employeurs n'utilisent pas la mesure alors que leurs travailleurs y ont droit<sup>7</sup>.

C'est pourquoi il a été décidé de reprendre comme groupe de traitement l'ensemble des travailleurs éligibles, qu'ils profitent ou non du bonus à l'emploi. Notre étude estime dès lors l'impact de l'éligibilité au bonus à l'emploi sur les indicateurs d'intérêt. Cette façon de faire, très courante dans la littérature scientifique, est dénommée « évaluation de l'intention à traiter » (plutôt qu'une évaluation du traitement) et consiste donc à évaluer l'impact de la mesure non pas sur les bénéficiaires mais sur le groupe ciblé par la mesure, indépendamment du fait qu'ils aient effectivement bénéficié de la mesure ou pas. La définition du groupe de traitement dans cette évaluation, et dans la suite du texte, reprend donc le groupe des travailleurs éligibles et non pas les bénéficiaires.

Idéalement le groupe de contrôle ressemble autant que possible au groupe de traitement, à l'exception de l'éligibilité au bonus à l'emploi. Les quelques groupes exclus du bénéfice du bonus à l'emploi à la base, comme les médecins spécialistes en formation ou les agents statutaires de la fonction publique, sont trop spécifiques pour former un groupe de contrôle adéquat. En-dehors du niveau de salaire, le bonus à l'emploi ne reprend pas d'autre condition permettant d'identifier un groupe de travailleurs non-éligibles semblable aux éligibles. Le problème avec le niveau de salaire comme critère discriminant est que ce dernier peut entraîner d'autres différences sur le marché du travail. Par exemple, il est possible que lorsque la conjoncture économique se détériore, les travailleurs avec les salaires les plus bas perdent plus facilement leur emploi ou réduisent plus fortement leurs heures de travail. C'est la raison pour laquelle, nous avons choisi un groupe de contrôle dont le salaire est le plus proche possible de celui des éligibles.

Concrètement, la présente évaluation compare les travailleurs avec un salaire éligible avec les travailleurs dont le salaire est au-dessus du seuil. Comme présenté dans la section 2.2, les travailleurs ayant un salaire mensuel brut de maximum 1 313,84 euros en équivalent temps plein étaient éligibles au deuxième trimestre 2000. Le groupe de traitement repris dans cette évaluation comprend les travailleurs ayant un salaire trimestriel en équivalent temps plein de 3 941,52 euros maximum. Le groupe de traitement reprend aussi uniquement des travailleurs avec un salaire brut trimestriel de minimum 2 500 euros. L'exclusion des salaires plus bas au sein du groupe de contrôle s'explique par le fait qu'il s'agit d'un groupe trop particulier qui ne serait plus comparable au groupe de traitement composé de travailleurs avec un salaire au-dessus du seuil d'éligibilité du bonus à l'emploi.

Le groupe de contrôle défini pour être comparable à ce groupe de traitement est composé des travailleurs ayant, au deuxième trimestre 2000, un salaire brut trimestriel en équivalent temps plein supérieur à 3 941,52 euros. Ces travailleurs n'étaient donc pas éligibles au bonus à l'emploi. De plus, et de manière

---

<sup>7</sup> Ces problèmes sont illustrés dans l'annexe 1.

à accroître la comparabilité avec le groupe de traitement, seuls les travailleurs ayant un salaire trimestriel de maximum 5 000 euros ont été retenus.

Une autre possibilité aurait été de comparer les travailleurs éligibles qui bénéficient du bonus à l'emploi aux travailleurs éligibles qui n'en bénéficient pas. Cependant, cette option entraînerait un biais important. Pour les travailleurs éligibles qui ne touchent pas le bonus à l'emploi, il est vraisemblable que c'est parce que l'employeur n'en fait pas la démarche. Il est plausible aussi de penser que ce groupe est moins informé de ses droits ou est moins en position de demander à son employeur d'entreprendre la démarche. L'analyse descriptive montre (voir section 4.1) que certains secteurs comme le secteur de la vente et celui de l'horeca sont surreprésentés parmi les éligibles qui ne touchent pas le bonus à l'emploi. Tout indique donc que les travailleurs éligibles qui ne profitent pas du bonus à l'emploi représentent un groupe particulier avec des caractéristiques spécifiques qui pourraient influencer les indicateurs de résultats étudiés.

Etant donné la difficulté d'identifier dans nos données quel travailleur exactement est éligible, des tests de sensibilité portant sur la définition de ces groupes ont été réalisés. Ces tests permettent de s'assurer que les possibles erreurs de mesure pour l'éligibilité ont un impact limité sur les résultats. Pour ce faire, nous avons modifié la condition minimale (maximale) en termes de salaire pour être repris dans le groupe de traitement (de contrôle). Ces analyses ont été faites avec plusieurs bornes salariales différentes pour la définition des groupes et elles ont chaque fois abouti à des résultats similaires. De plus, deux analyses ont été faites en parallèle avec la même méthodologie mais avec des données différentes (voir section 5.6).

### 5.3. Matching

La méthode d'appariement (voir, par exemple, Caliendo et Kopeinig, 2008) permet de rendre les groupes de traitement et de contrôle plus similaires. Cette méthode attribue un poids à chaque individu en fonction de sa probabilité d'appartenir au groupe de traitement estimée à partir des caractéristiques individuelles observées. On appelle ces poids « scores de propension ». Dans notre étude, l'implémentation de cette méthode a été réalisée suivant la procédure présentée dans Albanese et Cockx (2018).

Concrètement, les individus du groupe de contrôle qui ressemblent fort (peu) à ceux du groupe de traitement se voient attribuer des poids plus élevés (faibles). La méthode d'appariement permet ainsi d'équilibrer les groupes de traitement et de contrôle avant de mesurer l'impact de la mesure. En combinaison avec la méthode des doubles différences (voir ci-dessous), elle isole de manière plus précise l'effet du dispositif étudié. Les individus du groupe de traitement se voient attribuer un poids égal à 1 pour garder le groupe tel qu'il est observé dans les données.

Pour calculer les scores de propension<sup>8</sup>, toutes les caractéristiques propres aux travailleurs et disponibles dans notre échantillon sont utilisées (voir section 4). Les variables ayant le plus de poids dans la

---

<sup>8</sup> Le « trimming » permet d'exclure de l'analyse les individus du groupe de contrôle ayant des scores de propension aux extrêmes de la distribution, ces individus créant autrement trop d'hétérogénéité et d'instabilité dans les résultats. Concrètement, les individus ayant un score de propension plus petit que 0,1 ou plus grand que 0,9 sont exclus de l'analyse. Ensuite, et

probabilité d'appartenir au groupe de traitement sont le statut d'ouvrier/employé et le type de prestation. Des variables propres à l'employeur, telles que le nombre de travailleurs et le secteur d'activité, ont également été utilisées. Le tableau 3 ci-dessous présente les variables finalement sélectionnées pour le matching et permet de comparer les caractéristiques du groupe de contrôle avant et après l'application de la procédure de matching avec le groupe de traitement.

---

toujours en suivant Albanese et Cockx (2018), les poids des individus finalement retenus dans le groupe de contrôle sont normalisés de manière à obtenir un score moyen égal à 1.

**Tableau 3 Comparaison des groupes de traitement et de contrôle avec et sans procédure de matching (en % sauf indication contraire) - échantillon emploi salarié ONSS au cours du deuxième trimestre 2000**

Cohorte 2000	Caractéristique	Groupe de contrôle avant matching	Groupe de contrôle après matching	Groupe de traitement
Genre	Femmes	46,0	67,9	67,5
	Hommes	54,0	32,1	32,5
Type de travailleur	Ouvriers	65,4	62,6	64,0
	Employés	34,6	37,4	36,0
Catégorie d'âge	< 25 ans	22,3	30,0	30,2
	25-40 ans	54,4	47,2	47,4
	41-55 ans	21,8	21,1	20,8
	> 55 ans	1,5	1,7	1,7
Région de domicile	Flandre	62,4	58,9	59,9
	Wallonie	26,6	28,2	27,5
	Région bruxelloise	8,7	10,6	10,2
	Extérieur	2,3	2,3	2,4
Taille de l'employeur	< 5 travailleurs	13,5	25,4	25,9
	5-19 travailleurs	20,4	23,6	23,7
	20-100 travailleurs	24,3	20,3	30,0
	101-999 travailleurs	20,8	16,7	16,4
	≥ 1000 travailleurs	21,0	21,0	13,9
Branche d'activité NACE-BEL 21	Industrie manufacturière	24,3	9,8	10,2
	Commerce <sup>9</sup>	22,3	24,4	25,7
	Horeca	4,8	17,8	17,4
	Immobilier, location et services aux entreprises	22,2	18,2	18,1
	Santé et action sociale	10,0	15,3	13,2
Type de prestation	Temps plein	62,4	40,0	39,9
	Temps partiel	25,4	48,3	48,8
	Spécial	12,2	11,7	11,3
Volume de travail moyen du travailleur (en % d'un temps plein sur le trimestre)		76	65	59
Salaire trimestriel brut moyen en équivalent temps plein (euros)		4.470	4.380	3.560
Nombre d'individus (nb)		62.573	59.320	36.801

Source : calcul des auteurs, données ONSS.

Le tableau montre qu'en l'absence de matching, des différences importantes existent pour la majorité des caractéristiques entre les groupes de contrôle et de traitement. Les différences sont marquées au niveau du genre (avec un groupe de contrôle plus masculin), de l'âge (groupe de contrôle moins jeune), du type de prestation (plus de temps pleins dans le groupe de contrôle) et de la taille de l'employeur (plus grande dans le groupe de contrôle) et du secteur d'activité. Le groupe de traitement présente donc en général des caractéristiques moins favorables au maintien dans l'emploi. Il est aussi largement plus représenté dans l'horeca et beaucoup moins dans l'industrie manufacturière.

Le matching rééquilibre les deux groupes de telle sorte que les caractéristiques des groupes présentés dans les deux dernières colonnes sont pour la plupart très similaires. La taille de l'employeur, pour laquelle l'écart se creuse pour quelques catégories, constitue une exception. Contrairement aux autres critères, ces catégories ne sont pas identifiées comme importantes par la procédure de matching, ce qui explique qu'elles sont moins bien balancées que les autres (voire que les différences se creusent). Le salaire moyen étant la variable permettant de distinguer les groupes de traitement et de contrôle, elle reste bien sûr à un niveau très différent entre les deux groupes même si elle est légèrement affectée. Les autres variables pour lesquelles on veut mesurer l'impact n'interviennent pas non plus directement dans la procédure de matching. Ceci explique pourquoi le niveau de volume de travail reste sensiblement différent entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle après matching.

<sup>9</sup> Cf. note de bas de page n°8.

Enfin, remarquons qu'il est bien en soi que le groupe de contrôle regroupe à l'origine plus d'individus que le groupe de traitement. Ceci permet de construire un meilleur groupe de contrôle qui ressemble plus au groupe de traitement. Le nombre d'individus exclus (près de 3 250 sur plus de 65 000) reste relativement faible par rapport au groupe de contrôle de départ.

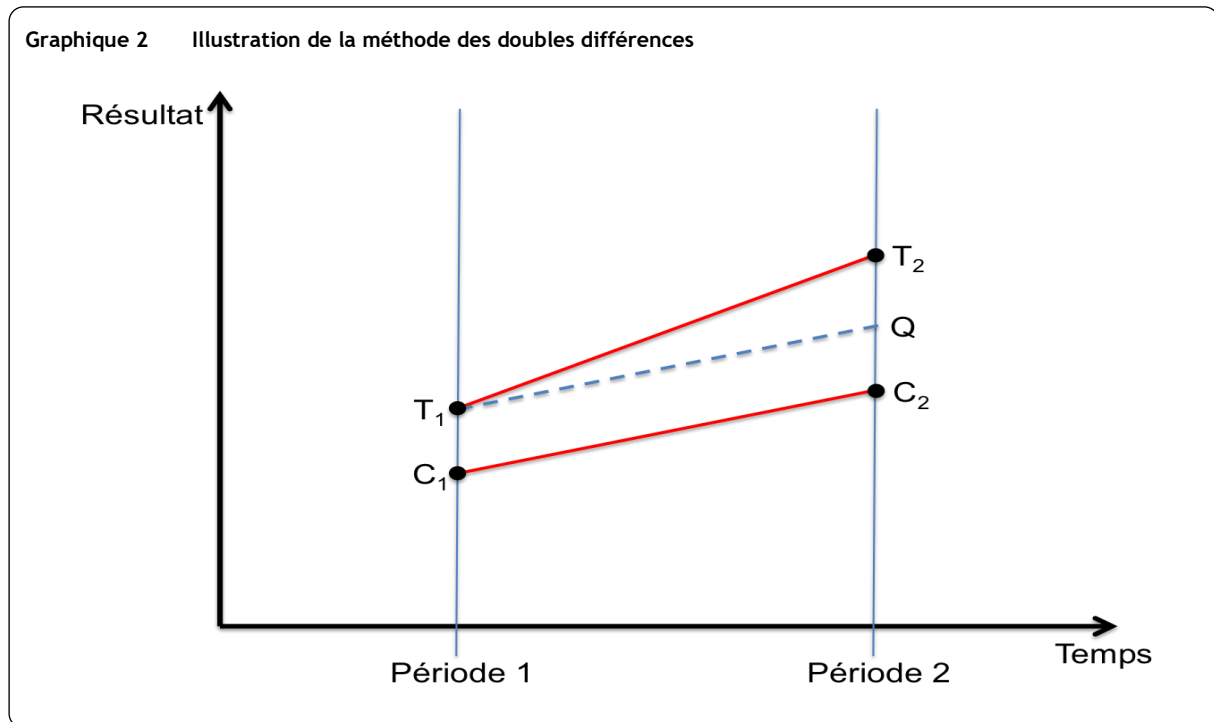
#### 5.4. Doubles différences

Etant donné que la procédure de matching permet de balancer les groupes de traitement et de contrôle uniquement à partir de caractéristiques individuelles observées dans nos données, des différences sur base de caractéristiques non observées pourraient persister. Par exemple, des caractéristiques non observées telles que la motivation ou la confiance en soi pourraient affecter à la fois la probabilité de faire partie des personnes éligibles au bonus à l'emploi (plutôt qu'au groupe de contrôle ayant un salaire plus élevé) et la probabilité de rester en emploi. Ces caractéristiques non observées risquent d'introduire un biais lors de l'estimation de l'impact du bonus sur les indicateurs étudiés.

Pour pallier cette difficulté, la méthode dite des doubles différences consiste à comparer le groupe de traitement au groupe de contrôle pendant deux périodes, avant et après la mise en place du dispositif. Cette double différence permet de neutraliser les différences entre les deux groupes qui sont constantes dans le temps, comme la motivation. Concrètement, l'évolution dans le temps du groupe de contrôle sert de situation contrefactuelle pour celle du groupe de traitement. L'écart entre le résultat qui aurait été observé si le groupe de traitement avait évolué comme le groupe de contrôle et celui effectivement observé représente l'effet de la mesure.

Le graphique 2 illustre la méthode des doubles différences. Les groupes de traitement (T) et de contrôle (C) sont observés au cours de deux périodes, avant et après l'introduction de la mesure. Au cours de la première période, les deux groupes ont des indicateurs d'intérêt de niveau différent (distance  $T_1C_1$ ). En l'absence de la mesure, le groupe de traitement aurait eu une évolution similaire au groupe de contrôle menant au point Q. La distance  $QT_2$  représente l'effet de la mesure.





Pour pouvoir mesurer les effets d'un dispositif sans biais, ce type de modélisation requiert que certaines hypothèses soient vérifiées. La principale hypothèse est que les groupes de traitement et de contrôle ont des « tendances parallèles » au cours du temps. Ainsi, les groupes peuvent être différents, mais il est nécessaire qu'ils évoluent similairement dans le temps, en particulier, qu'ils soient affectés de manière similaire par la conjoncture ou par d'autres chocs survenus au cours de la période étudiée. De plus, il est nécessaire que les groupes restent homogènes au cours du temps. Des changements de composition au sein des groupes invalideraient également l'estimation de l'effet du dispositif.

Une analyse de type "placebo" permet de valider l'hypothèse des tendances parallèles. Cette analyse consiste à faire le même exercice avant-après pour deux périodes avant la mise en œuvre du dispositif. Dans le cas du bonus, nous avons utilisé les années 1997 et 1998, et avec les mêmes définitions des groupes de contrôle et de traitement<sup>10</sup>. L'idée est qu'en l'absence de bonus à l'emploi pendant cette période, les groupes devraient évoluer de la même façon et aucune différence significative entre eux ne devrait ressortir de cette analyse. Un impact estimé comme non significatif permet donc de valider l'hypothèse de tendances parallèles. Dans notre cas, l'analyse "placebo" ne permet pas de valider cette hypothèse et un effet de tendance différenciée est donc présent malgré le matching. Ceci est probablement dû au fait que les différences de niveau de salaire causent des évolutions différentes entre les groupes de contrôle et de traitement. Dans le cas d'une tendance différenciée, la double différence doit être corrigée afin de ne pas estimer un impact biaisé. Pour ce faire, nous avons introduit un paramètre de tendance dans l'équation (comme présenté dans la section 5.5). Ce paramètre additionnel permet d'estimer les différences d'évolution et d'isoler l'impact de la mesure étudiée. Ceci est fait en suivant la procédure d'Albanese et Cockx (2018).

<sup>10</sup> Les montants de réduction de cotisations personnelles et de salaire dans les conditions d'octroi ont été déflatés en utilisant l'indice santé annuel.

## 5.5. Modèle estimé

Trois indicateurs de résultat ont été sélectionnés pour analyser l'impact du bonus à l'emploi. Étant donné que les données ONSS concernent l'emploi salarié, c'est sur celui-ci que se concentrent les indicateurs. Il n'est, par exemple, pas possible d'analyser avec nos données les transitions du chômage vers l'emploi. Seule une analyse à partir des données de la Banque Carrefour de la Sécurité Sociale (BCSS), qui rassemble des données de chômage et d'emploi, permettrait d'analyser l'impact du bonus à l'emploi sur l'activation des chômeurs.

Les indicateurs de résultat retenus sont la probabilité de rester en emploi, l'évolution du volume de travail et du salaire brut. Pour estimer l'impact du bonus à l'emploi sur ces indicateurs, des données couvrant la période 1997-2002 sont utilisées<sup>11</sup>. Ainsi, l'analyse reprend respectivement trois années avant et après la mise en œuvre du dispositif. Les modèles sont estimés avec les données correspondant au deuxième trimestre de l'année.

Le premier indicateur repris dans la présente évaluation est la probabilité de rester en emploi un an plus tard (y compris auprès d'un nouvel employeur). Cet indicateur permet d'établir si le bonus à l'emploi est un incitant à rester en emploi. Un impact positif indiquerait que le bonus à l'emploi remplit un de ses objectifs puisque celui-ci vise à inciter au travail.

Le deuxième indicateur porte sur le volume de travail. Il s'agit de l'évolution du volume de travail entre l'année en question (année  $t$ ) et l'année précédente ( $t-1$ )<sup>12</sup>. La variable utilisée donne une idée du degré d'occupation d'un emploi au cours du trimestre. Toutefois, elle ne permet pas de faire la distinction entre, d'une part, la proportion du trimestre pour laquelle un travail a été presté et, d'autre part, le pourcentage de la durée de travail hebdomadaire prestée par rapport à un temps plein. Un travailleur à temps plein ayant travaillé la moitié du trimestre et un travailleur à mi-temps ayant travaillé tout le trimestre ont tous les deux un volume de travail de 50 % dans nos données. En soi, les deux dimensions sont intéressantes pour étudier le bonus à l'emploi dont l'objectif est à la fois d'inciter à travailler et à travailler plus. De plus, d'autres variables dans la base de données permettent d'identifier s'il s'agit d'un travailleur à temps plein ou à temps partiel.

Pour éviter des problèmes de causalité inverse, l'évolution, plutôt que le niveau de cette variable, a été utilisée dans les estimations. En effet, un niveau de volume de travail plus élevé entraîne un niveau de réductions de cotisations personnelles également plus élevé suivant le calcul du bonus à l'emploi. Étant donné que le montant du bonus est directement lié au niveau du volume de travail, l'estimation de l'impact du bonus risque d'être biaisée. Utiliser l'évolution de cet indicateur réduit cette endogénéité. De plus, l'impact est estimé en reprenant uniquement le montant du bonus à l'emploi en l'année  $t$  qui ne peut en soi pas impacter le salaire de référence en  $t-1$ .

Le troisième et dernier indicateur étudié est le salaire. Cet indicateur montre si le bonus à l'emploi n'a pas freiné l'évolution du salaire brut du groupe de traitement. Comme pour le volume de travail, le niveau de salaire brut est utilisé dans le calcul du montant du bonus à l'emploi. Un niveau de salaire

<sup>11</sup> Pour les indicateurs de résultats qui requièrent des évolutions annuelles telles que le volume de travail et le salaire, la période d'analyse est plus limitée et s'étend de 1998 à 2002.

<sup>12</sup> La première année disponible dans les données étant 1997, il n'est pas possible d'étudier l'évolution entre 1996 et 1997.

horaire plus élevé entraîne automatiquement un niveau de réduction plus faible. Pour éviter des problèmes de causalité inverse, on se réfère à l'évolution du salaire brut entre l'année considérée et l'année précédente.

Pour chacun de ces indicateurs, l'équation suivante est estimée sur la période 1998-2002 :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \sum_{t=2000}^{2002} \gamma_t \text{Année}_t + \beta_2 \text{Traitement}_{it} + \beta_3 \text{Tendance}_{it} + \beta_4 \text{Traitement}_{it} * \text{Tendance}_{it} + \sum_{t=2000}^{2002} \delta_t \text{Impact}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

- avec  $Y_{it}$ , correspondant à l'un des trois indicateurs étudiés pour l'individu  $i$  au cours du deuxième trimestre de l'année  $t$ . Il s'agit de la probabilité conditionnelle d'être encore en emploi un an plus tard (en  $t+1$ ), de l'évolution salariale en pourcentage entre  $t$  et  $t-1$  (prix courants) et de l'évolution du volume de travail en pourcentage entre  $t$  et  $t-1$  ;
- $X_{it}$ , un vecteur de caractéristiques individuelles. Il s'agit des variables présentées dans la section 4 ci-dessus<sup>13</sup>. Ces caractéristiques comprennent des variables propres aux travailleurs comme l'âge, le statut (ouvrier ou employé), le régime de travail, la région de domicile et le genre ainsi que des caractéristiques propres à l'employeur comme le secteur d'activité ou le nombre d'employés ;
- $\text{Année}_t$ , variable binaire égale à 1 pour l'année  $t$ . Ces variables ne sont reprises que pour les années postérieures à la mise en œuvre du bonus à l'emploi. Ensemble, elles représentent le paramètre introduit par la méthode des doubles différences qui permet de contrôler pour des différences apparues entre les périodes avant et après l'introduction du bonus à l'emploi ;
- $\text{Traitement}_{it}$ , variable binaire égale à 1 si le travailleur est dans le groupe de traitement et égale à 0 si le travailleur est dans le groupe de contrôle. Il s'agit du second paramètre introduit par la méthode des doubles différences et qui permet de contrôler pour des différences constantes dans le temps entre les deux groupes ;
- $\text{Tendance}_{it}$ , une variable qui vise à capter les évolutions distinctes entre les groupes au cours de la période. Elle est égale à -1 pour l'année 1998, 0 pour l'année 1999, 1 pour l'année 2000, 2 pour l'année 2001 et 3 pour l'année 2002 ;
- $\text{Impact}_{it}$ , l'interaction entre les variables  $\text{Année}$  et  $\text{Traitement}$ . Il s'agit de la variable d'intérêt pour estimer l'impact du bonus à l'emploi avec la méthode des doubles différences. Pour l'analyse de la probabilité d'être encore en emploi un an plus tard, cette variable correspond au montant auquel le travailleur est éligible. Ceci n'est pas possible pour les deux autres indicateurs d'intérêt étant donné les problèmes d'endogénéité (voir ci-dessus). Pour le volume de travail et le salaire brut, il s'agit donc d'une variable binaire qui vaut 1 uniquement pour les travailleurs éligibles au bonus à l'emploi pendant la période après l'introduction de la mesure
- $\alpha$  une constante et  $\varepsilon_{it}$  le terme d'erreur.

<sup>13</sup> Le tableau A2 en annexe présente les résultats d'une des équations estimées, y compris l'ensemble des variables de contrôle utilisées.

Le premier indicateur étant une probabilité, un modèle logit est utilisé pour l'estimer. Pour les deux autres, une régression OLS est estimée. Ces estimations ont été faites avec le logiciel STATA 15.0 et en reprenant les poids individuels estimés via la méthode du matching.

## 5.6. Analyse de sensibilité

Pour tester la sensibilité des résultats, deux analyses sont faites sur base d'échantillons différents. La comparaison des résultats de ces deux analyses permet de s'assurer que ces résultats sont stables et robustes.

La première et principale analyse est faite à partir de données de type "cross section". Elle s'appuie sur des échantillons aléatoires tirés annuellement sur la période 1997-2002. Pour chacune de ces six années, un échantillon de 100 000 travailleurs âgés de 18 à 59 ans est tiré parmi tous ceux inscrits à l'ONSS au second trimestre et ayant un salaire brut trimestriel compris entre 2 500 et 5 000 euros.

La deuxième analyse s'appuie sur des données de type longitudinal. Elle est faite à partir d'un échantillon de 100 000 travailleurs déclarés à l'ONSS au cours du deuxième trimestre de 1997. Cet échantillon a été tiré aléatoirement parmi tous les travailleurs âgés de 18 à 59 ans et ayant un salaire brut trimestriel compris entre 2 500 et 5 000 euros. Ces travailleurs sont ensuite suivis annuellement jusqu'en 2003.

L'analyse de type "cross section" a comme désavantage que ce ne sont pas les mêmes travailleurs qui sont suivis sur toute la période. Ceci a pour conséquence qu'au cours du temps, des changements de composition peuvent apparaître au sein des deux groupes de comparaison et qui pourraient biaiser l'estimation de l'impact du bonus à l'emploi. En revanche, l'analyse de type longitudinal a l'avantage qu'on retrouve les mêmes individus au cours de la période et qu'on évite d'éventuels changements de composition qui pourraient affecter différemment les deux groupes. Toutefois, un désavantage important est l'apparition vraisemblable au fil du temps d'un biais d'attrition. Il est en effet probable que parmi le groupe de traitement plus de travailleurs quittent l'emploi au cours de la période examinée. Ce groupe ne sera représenté petit à petit que par les travailleurs qui sont plus propices que les autres à rester dans l'emploi et ce pour des raisons autres que le bonus à l'emploi. Les résultats de l'analyse en cross section sont présentés dans la section 6 tandis que ceux de l'analyse panel ont été utilisés en guise de test de robustesse et sont présentés en annexe.

## 6. Résultats

Dans cette section, nous présentons les résultats obtenus à l'aide de la modélisation présentée à la section 5.5. Pour rappel, trois indicateurs de résultats sont analysés : la probabilité de rester en emploi un an plus tard, l'évolution du volume de travail et celle du salaire brut. Pour chacun de ces indicateurs, trois coefficients mesurant l'impact du bonus à l'emploi sont rapportés. Ils correspondent respectivement aux trois cohortes de travailleurs éligibles au bonus à l'emploi retenues dans l'analyse, à savoir, des travailleurs en emploi au cours des deuxièmes trimestres 2000, 2001 et 2002. Enfin, rappelons que les résultats portent sur l'impact de l'éligibilité ou du montant éligible. Il s'agit donc d'une adaptation de l'impact moyen pour les sujets traités (ATT).

### 6.1. Probabilité d'être en emploi un an plus tard

Le premier indicateur analysé est la probabilité d'être encore en emploi un an après avoir été éligible au bonus à l'emploi. Théoriquement, le bonus à l'emploi pourrait augmenter cette probabilité étant donné qu'il permet aux travailleurs d'avoir un revenu net plus élevé. Ainsi, le travail serait mieux rémunéré et la différence par rapport aux allocations sociales accrue.

Pour estimer l'impact du bonus à l'emploi sur cette probabilité, l'analyse présentée dans cette section se base sur l'ensemble des travailleurs éligibles dans l'échantillon. L'impact estimé est donc un impact moyen pour tous ces travailleurs. Des impacts différenciés par groupe de travailleurs sont présentés dans la section 6.4.

L'impact a été estimé en reprenant le montant auquel les travailleurs ont droit. Cette approche permet donc de prendre en compte la hauteur du montant du bonus à l'emploi dans l'estimation. Pour pouvoir interpréter plus facilement les coefficients obtenus à l'aide de l'estimation d'un modèle non-linéaire, les effets marginaux sont présentés.

Le tableau 4 ci-dessous montre que le bonus à l'emploi a un effet positif significatif sur la probabilité de rester en emploi. Ainsi, cette probabilité augmenterait en moyenne d'environ 0,045 point de pourcentage lorsque le bonus à l'emploi augmente d'un euro et ceci quelle que soit la cohorte examinée.

**Tableau 4** Impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être en emploi un an plus tard - effet marginal d'un euro supplémentaire dans le montant éligible  
*Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002*

Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
2000	0,00045***	8,73	[0,00035 ; 0,00055]
2001	0,00044***	47,35	[0,00042 ; 0,00045]
2002	0,00049***	40,55	[0,00046 ; 0,00051]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

## 6.2. Evolution du volume de travail

Le deuxième indicateur analysé est le volume de travail. Inciter les travailleurs éligibles à augmenter leur volume de travail est un des objectifs du bonus à l'emploi. En effet, l'avantage qu'il représente est calculé de sorte que plus la durée du travail d'un travailleur à temps partiel éligible est longue, plus la réduction de cotisations sociales personnelles est grande.

Toutefois, et étant donné que le volume de travail est un des facteurs pris en compte dans le calcul du montant de bonus à l'emploi, seul l'impact du fait d'être éligible peut être estimé pour cet indicateur et non pas le montant. De plus, l'impact a été estimé sur le taux de croissance du volume de travail entre l'année considérée et l'année précédente, pour minimiser davantage tout problème de causalité inverse. Ainsi, les coefficients repris présentent l'effet moyen de l'éligibilité sur le taux de croissance du volume de travail pour l'ensemble des travailleurs éligibles.

Les résultats présentés dans le tableau 5 montrent que l'éligibilité au bonus à l'emploi n'a pas d'effet significatif sur le volume de travail pour les cohortes 2000 et 2001. Un effet positif et marginalement significatif apparaît pour la cohorte 2002. Ainsi, le bonus à l'emploi augmenterait de 2,3% le volume de travail des éligibles ce trimestre-là<sup>14</sup>. Le fait que le bonus à l'emploi n'ait pratiquement pas eu d'impact sur l'évolution du volume de travail pourrait être dû à des montants de réduction en moyenne faibles. Le montant moyen de réduction de cotisations sociales personnelles touché par les travailleurs du groupe des éligibles était d'environ 65 euros pour ce trimestre. En guise de comparaison, leur salaire brut trimestriel moyen s'élevait à environ 2.150 euros. Une autre hypothèse serait un effet de retard dans la connaissance de la mesure par les travailleurs. À mesure que le bonus est plus connu, les travailleurs pourraient adapter leur comportement, ce qui expliquerait que l'impact ne soit apparu que deux ans après sa mise en œuvre. Enfin, les analyses par sous-groupes ci-dessous permettent de mieux comprendre ce résultat.

**Tableau 5 Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du volume de travail**  
*Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002*

Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
2000	-0,004	-0,53	[-0,022 ; 0,013]
2001	0,015	0,18	[-0,015 ; 0,018]
2002	0,023*	1,92	[-0,001 ; 0,005]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

## 6.3. Evolution salariale

Le troisième et dernier indicateur analysé est l'évolution salariale. Plus précisément, il s'agit de l'évolution du salaire brut trimestriel entre l'année t-1 et t en pourcentage du salaire brut trimestriel en t-1. Cette évolution est calculée en prix courants pour le second trimestre de chaque année au cours de la période 1998-2002. La définition du salaire brut correspond à la notion de salaire de base de l'ONSS et ne reprend ni les primes ni le pécule de vacances simple des ouvriers.

<sup>14</sup> L'ensemble des résultats de cette régression sont présentés dans le tableau A2 en annexe.

Le bonus à l'emploi n'influence pas directement le salaire brut mais bien le salaire net, en réduisant les cotisations sociales personnelles dues par les travailleurs. L'estimation permet d'établir si l'augmentation du salaire net freine l'évolution du salaire brut, auquel cas une partie de la réduction de cotisations sociales personnelles serait captée par les employeurs. Ceux-ci, en sachant que leurs travailleurs touchent un salaire net plus élevé grâce au bonus à l'emploi pourraient essayer d'augmenter moins vite leur salaire brut.

Comme pour le volume de travail, et pour pallier le problème d'endogénéité, l'impact estimé est celui du fait d'être éligible au bonus à l'emploi sur l'évolution salariale. À nouveau, les coefficients estimés mesurent l'impact moyen de l'éligibilité pour l'ensemble des travailleurs éligibles dans l'échantillon analysé.

Les résultats présentés dans le tableau 6 ci-dessous montrent que le bonus à l'emploi a effectivement freiné l'évolution du salaire brut de travailleurs éligibles. Pour chacune des trois années, les coefficients sont négatifs et significatifs à un niveau de 1 %. Pour la première année, en 2000, les travailleurs éligibles ont vu leur salaire évoluer 1 % moins vite que s'ils n'avaient pas été éligibles. L'impact reste donc limité et ne dépasse pas l'augmentation de salaire net directement amenée par le bonus à l'emploi. Ce même groupe des travailleurs éligibles a en effet touché un montant moyen d'un peu plus de 60 euros de bonus à l'emploi au second trimestre de l'an 2000, soit un peu moins de 3% de leur salaire brut moyen.

**Tableau 6 Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du salaire trimestriel brut**  
*Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002*

Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
2000	-0,010***	-6,10	[-0,013 ; -0,007]
2001	-0,011***	-5,89	[-0,015 ; -0,008]
2002	-0,007***	-2,59	[-0,012 ; -0,002]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

La baisse de croissance reste stable pour l'année 2001 et est légèrement plus faible pour l'année 2002. Le fait que les employeurs captent une partie de la réduction de cotisations sociales personnelles en freinant la hausse des salaires bruts de leurs salariés, se confirme donc pour chacune des trois premières années de mise en œuvre du bonus à l'emploi.

#### 6.4. Analyses par sous-groupe

L'analyse de l'impact du bonus à l'emploi sur chacun des trois indicateurs a également été menée séparément pour différents groupes de travailleurs<sup>15</sup>. Cette analyse permet d'établir si certains sous-groupes sont plus impactés que d'autres par le dispositif, auquel cas, il peut être intéressant de cibler un dispositif sur un groupe restreint de travailleurs. Une autre option est d'améliorer le dispositif en prenant en compte ces effets hétérogènes et par exemple en le rendant plus flexible en termes de modalités selon le profil du travailleur.

<sup>15</sup> En raison du nombre parfois réduit de travailleurs au sein des différentes cohortes lorsque ceux-ci sont divisés en sous-groupes, et l'instabilité que cela crée pour appliquer la procédure de matching, les poids utilisés dans les analyses désagrégées restent ceux estimés sur base du groupe dans son ensemble.

Les analyses par genre, par catégorie d'âge et par type de prestation ont abouti à des résultats hétérogènes et sont présentées ci-dessous. Par contre, pour le type de travailleur (ouvrier ou employé) et la région de domicile, peu de différences sont apparues. Ainsi, le bonus à l'emploi ne semble pas affecter différemment les travailleurs selon qu'ils habitaient en Wallonie, en Flandre ou en Région bruxelloise. De même, l'impact du bonus à l'emploi sur les trois indicateurs analysés varie peu selon qu'il s'agisse d'ouvriers ou d'employés.

#### 6.4.1. Différences selon le genre

Le tableau 7 ci-dessous montre que l'impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être encore en emploi un an plus tard est positif tant pour les femmes que pour les hommes. Le bonus à l'emploi a eu un impact légèrement plus important sur cette probabilité pour les femmes. C'est surtout en 2001 que la différence est visible, mais elle est également significative en 2002<sup>16</sup>. Les femmes ont donc été légèrement plus sensibles à l'incitant que représente la réduction de cotisations sociales personnelles.

**Tableau 7** Impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être en emploi un an plus tard- effet marginal d'un euro supplémentaire dans le montant éligible  
*Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002*

Genre	Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
Femmes	2000	0,00044***	21,5	[0,00040 ; 0,00049]
	2001	0,00048***	19,9	[0,00043 ; 0,00052]
	2002	0,00046***	11,1	[0,00043 ; 0,00061]
Hommes	2000	0,00045***	24,1	[0,00042 ; 0,00049]
	2001	0,00037***	34,1	[0,00035 ; 0,00039]
	2002	0,00044***	20,2	[0,00039 ; 0,00048]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

En ce qui concerne le volume de travail, l'incitant semble aussi avoir un peu mieux fonctionné pour les femmes. Dans la section 6.2, il est montré que le volume de travail a légèrement été impacté à la hausse par le bonus à l'emploi pour le groupe des travailleurs éligibles dans son ensemble mais uniquement pour l'année 2002. Il ressort du tableau 8 ci-dessous, ventilé par genre, que les impacts positifs ne concernent que les femmes. Le fait d'être éligible au bonus à l'emploi augmente l'évolution annuelle de leur volume de travail de près de 2%. Même si le coefficient est également positif pour les hommes en 2002 (0,032), celui-ci n'est pas significatif. Il est important de rappeler que ce coefficient est calculé pour l'ensemble des hommes éligibles et sans prendre en compte la hauteur du montant. Pour les hommes toujours, le coefficient est significatif mais négatif pour l'année 2000 (-0,026). Bien que surprenant, cet effet négatif n'est pas unique ; c'est également le cas pour les travailleurs plus âgés (voir section suivante). Toutefois, pour les hommes, cet impact négatif sur le volume de travail est temporaire et devient nul (coefficient non-significatif) pour les cohortes de 2001 et 2002.

<sup>16</sup> Toutes les différences, dans l'ensemble des tableaux de cette section, ont été testées pour savoir si elles étaient significatives mais seules celles étant significatives sont commentées.



**Tableau 8 Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du volume de travail**  
*Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002*

Genre	Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
Femmes	2000	0,005	0,43	[-0,017 ; 0,026]
	2001	0,005	1,22	[-0,003 ; 0,014]
	2002	0,019**	2,05	[0,001 ; 0,038]
Hommes	2000	-0,026**	-2,50	[-0,046 ; -0,005]
	2001	-0,007	-0,42	[-0,040 ; 0,026]
	2002	0,032	1,26	[-0,018 ; 0,008]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

Enfin, pour l'évolution annuelle du salaire brut, celle-ci a été affectée à la baisse par le bonus à l'emploi pour les deux groupes. La seule différence entre les coefficients de la même année des deux genres qui est significative est celle pour l'année 2001.

**Tableau 9 Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du salaire trimestriel brut**  
*Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002*

Genre	Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
Femmes	2000	-0,011***	-2,90	[-0,018 ; -0,004]
	2001	-0,010***	-5,59	[-0,013 ; -0,006]
	2002	-0,007***	-2,84	[-0,013 ; -0,002]
Hommes	2000	-0,008***	-3,25	[-0,013 ; -0,003]
	2001	-0,017***	-5,80	[-0,023 ; -0,011]
	2002	-0,009**	-2,36	[-0,018 ; -0,002]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

#### 6.4.2. Différences selon l'âge

Afin d'analyser l'impact de l'éligibilité au bonus à l'emploi selon l'âge, le groupe des travailleurs éligibles a été séparé en trois catégories d'âge : les moins de 25 ans, les plus de 49 ans et les autres. Utiliser un nombre plus limité de catégories (par rapport aux analyses descriptives présentées plus haut) permet de garder assez d'individus dans chacune des catégories et de simplifier la lecture des résultats.

Le tableau 10 ci-dessous montre l'impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être encore en emploi un an plus tard selon la catégorie d'âge. Pour chacun des trois groupes d'âge, la probabilité d'être toujours en emploi est positivement impactée. C'est pour les travailleurs les plus jeunes, caractérisés en général par moins de stabilité dans l'emploi, que l'incitant a le mieux fonctionné à ce niveau. Les coefficients du groupe des travailleurs plus âgés sont également positifs. Il se peut que le bonus inciterait ces travailleurs à retarder leur départ à la pension. Il faut mentionner cependant que ce dernier groupe est relativement peu nombreux et particulier : ces travailleurs ont des salaires faibles bien qu'ils soient en fin de carrière.

**Tableau 10 Impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être en emploi un an plus tard - effet marginal d'un euro supplémentaire dans le montant éligible**  
Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002

Groupe d'âge	Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
< 25 ans	2000	0,00065***	21,9	[0,00059 ; 0,00071]
	2001	0,00047***	13,2	[0,00040 ; 0,00054]
	2002	0,00056***	21,5	[0,00051 ; 0,00061]
≥ 25 ans et < 50 ans	2000	0,00037***	25,4	[0,00034 ; 0,00040]
	2001	0,00043***	11,7	[0,00035 ; 0,00050]
	2002	0,00047***	17,2	[0,00041 ; 0,00052]
≥ 50 ans	2000	0,00049***	10,1	[0,00039 ; 0,00058]
	2001	0,00049***	11,9	[0,00041 ; 0,00057]
	2002	0,00055***	11,9	[0,00046 ; 0,00064]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

Le tableau 11 ci-dessous présente l'impact du bonus sur l'évolution du volume de travail selon la catégorie d'âge. Pour cet indicateur, cet impact est très différent selon le groupe d'âge. Si les deux catégories plus jeunes semblent avoir été peu affectées (aucun coefficient significatif), la troisième est affectée chacune des années étudiées. Le taux de croissance annuel du volume de travail des travailleurs éligibles de 50 ans ou plus a en effet été impacté négativement ces trois années. En 2000, ce taux de croissance a diminué de quasiment 5 % avec le bonus à l'emploi. Cet impact est de -7,6 % en 2001 et d'environ -4 % en 2002. Rappelons que le groupe des travailleurs plus âgés qui sont éligibles malgré qu'ils soient en fin de carrière est un groupe plus restreint et spécifique. Il semblerait que ces travailleurs profitent de la hausse de leur salaire net pour diminuer leur temps de travail par rapport à leur situation avant le bonus à l'emploi.

**Tableau 11 Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du volume de travail**  
Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002

Groupe d'âge	Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
< 25 ans	2000	-0,003	-0,09	[-0,059 ; 0,054]
	2001	0,037	0,93	[-0,040 ; 0,113]
	2002	0,039	0,78	[-0,060 ; 0,139]
≥ 25 ans et < 50 ans	2000	-0,001	-0,10	[-0,025 ; 0,022]
	2001	-0,008	-0,67	[-0,032 ; 0,016]
	2002	0,019	1,08	[-0,016 ; 0,054]
≥ 50 ans	2000	-0,048***	-3,32	[-0,076 ; -0,019]
	2001	-0,076***	-3,78	[-0,115 ; -0,036]
	2002	-0,039*	-1,68	[-0,086 ; 0,007]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

Des différences marquées sont également visibles entre les groupes d'âge en termes d'impact du bonus à l'emploi sur l'évolution du salaire brut. Le tableau 12 ci-dessous montre que les salaires des deux groupes plus jeunes ont été moins impactés par le bonus à l'emploi. Pour chacun des deux groupes, seul l'un des coefficients annuels est significatif. En revanche, le groupe des travailleurs éligibles plus âgés a été impacté chaque année. Les trois coefficients sont significativement négatifs. En 2000, le taux de croissance annuel du salaire brut de ces travailleurs a diminué de 2,5 %. Pour les deux années suivantes, cette diminution s'élève à 3 %. Ceci ne s'explique pas par l'évolution du volume de travail étant donné que l'évolution du salaire est calculée en termes de salaire en équivalent temps plein. Il semble donc plus probable que ce soit expliqué par une réaction de la part des employeurs de ces travailleurs.

**Tableau 12 Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du salaire brut**  
*Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002*

Groupe d'âge	Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
< 25 ans	2000	-0,006	-6,10	[-0,015 ; 0,002]
	2001	-0,014**	-2,40	[-0,025 ; -0,003]
	2002	-0,012	-1,64	[-0,027 ; 0,002]
≥ 25 ans et < 50 ans	2000	-0,010***	-2,64	[-0,017 ; -0,003]
	2001	-0,008	-1,57	[-0,018 ; 0,002]
	2002	-0,002	-0,35	[-0,015 ; 0,010]
≥ 50 ans	2000	-0,025***	-3,88	[-0,037 ; -0,012]
	2001	-0,030***	-9,50	[-0,037 ; -0,024]
	2002	-0,030***	-5,87	[-0,040 ; -0,020]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

### 6.4.3. Différences selon le régime de travail

Le tableau 13 présente les résultats de l'impact du bonus à l'emploi sur la probabilité de rester en emploi un an plus tard par type de prestation : temps plein, temps partiel et spéciale. Cette dernière catégorie fait référence à des prestations caractérisées par des contrats très courts ou irréguliers (par exemple, le travail saisonnier ou occasionnel dans l'agriculture, l'horticulture ou l'horeca). La désagrégation montre que tous les types de prestations bénéficient du bonus en termes de rétention. Cependant, ce sont les prestations spéciales, c'est-à-dire celles dont les conditions de travail sont les plus précaires qui en bénéficient le plus. Un euro supplémentaire augmenterait la probabilité de rester en emploi un an plus tard de 0,1 point de pourcentage. À leur tour, les prestations à temps partiel bénéficient plus de la mesure que les prestations à temps plein, avec un effet de 0,07 contre 0,04 respectivement.

**Tableau 13 Impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être en emploi un an plus tard- effet marginal d'un euro supplémentaire dans le montant éligible**  
*Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002*

Type de prestation	Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
Temps plein	2000	0,00032***	28,24	[0,00029 ; 0,00034]
	2001	0,00035***	33,20	[0,00033 ; 0,00037]
	2002	0,00044***	29,23	[0,00041 ; 0,00047]
Temps partiel	2000	0,00074***	24,84	[0,00068 ; 0,0008]
	2001	0,00069***	27,83	[0,0007 ; 0,00081]
	2002	0,00076***	28,12	[0,00071 ; 0,00081]
Spécial	2000	0,0012***	13,88	[0,00106 ; 0,0014]
	2001	0,0013***	5,60	[0,00088 ; 0,00182]
	2002	0,0013***	14,90	[0,00113 ; 0,0015]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

Le tableau 14 présente les résultats de l'impact du bonus à l'emploi sur l'évolution du volume de travail. Alors que le bonus n'a pas d'effet significatif pour les prestations à temps partiel ou spéciales, un effet négatif apparaît pour les prestations à temps plein. Ainsi, le bonus à l'emploi réduirait le taux de croissance du volume de travail pour ces prestations. Comme pour les hommes et les travailleurs âgés ci-dessus, cet effet reste limité mais montre que le bonus à l'emploi peut avoir des effets inverses à ceux visés pour des catégories spécifiques de travailleurs. Soulignons que cet effet se réduit en fin de période d'analyse et devient marginalement significatif en 2002.

**Tableau 14 Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du volume de travail**  
*Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002*

Type de prestation	Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
Temps plein	2000	-0,019***	-3,61	[-0,029 ; -0,008]
	2001	-0,033***	-6,25	[-0,043 ; -0,023]
	2002	-0,017*	-1,75	[-0,036 ; 0,002]
Temps partiel	2000	0,016	0,34	[-0,078 ; 0,110]
	2001	0,017	0,67	[-0,033 ; 0,067]
	2002	0,045	1,34	[-0,021 ; 0,11]
<u>Spécial</u>	2000	-0,065	-0,87	[-0,213 ; 0,082]
	2001	0,088	0,49	[-0,129 ; 0,215]
	2002	0,031	0,28	[-0,192 ; 0,254]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

Enfin, le tableau 15 présente les résultats de l'impact du bonus à l'emploi sur la croissance annuelle des salaires bruts. Comme c'était déjà le cas pour les résultats agrégés, le bonus réduit la croissance salariale pour tous les types de prestations. Toutefois, cet effet est plus important pour les prestations à temps partiel et spéciales. La baisse la plus importante apparaît pour les prestations spéciales en 2001 : un travailleur éligible aurait une croissance salariale annuelle de 2,5% plus faible s'il bénéficie du bonus. En revanche, la baisse pour cette catégorie n'est plus significative en 2002. Dans le cas des travailleurs à temps partiel, la décélération est de l'ordre de 1% et significative pour chaque année étudiée. Une étude ultérieure devrait confirmer ces résultats et essayer de mieux comprendre par quel mécanisme les employeurs arrivent à capter une partie du subside pour ces catégories de travailleurs.

**Tableau 15 Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du salaire trimestriel brut**  
*Coefficients estimés annuellement à partir des cohortes 1997-2002*

Type de prestation	Année	Impact	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
Temps plein	2000	-0,009***	-2,90	[-0,015 ; -0,003]
	2001	-0,007*	-1,75	[-0,014 ; 0,001]
	2002	-0,001	-0,13	[-0,010 ; 0,009]
Temps partiel	2000	-0,01***	-3,84	[-0,015 ; -0,005]
	2001	-0,014***	-4,69	[-0,02 ; -0,008]
	2002	-0,013***	-3,43	[-0,021 ; -0,006]
<u>Spécial</u>	2000	-0,015**	-2,23	[-0,028 ; -0,002]
	2001	-0,025***	-2,85	[-0,042 ; -0,008]
	2002	-0,013	-1,19	[-0,034 ; 0,008]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 %

Source : données ONSS, calculs BFP

## 7. Conclusion

Comme dans de nombreux pays de l'OCDE, la Belgique a introduit une mesure d'aide à l'emploi pour répondre à d'éventuels problèmes d'offre de travail et en vue de « rendre le travail payant<sup>17</sup> ». Dans cette étude, nous avons cherché à établir dans quelle mesure les objectifs du bonus à l'emploi sont rencontrés à l'aide d'une évaluation d'impact « ex post ». Pour des raisons méthodologiques, nous avons dû nous concentrer sur la période de son introduction en 2000 et avons examiné trois indicateurs de résultats : la rétention, l'évolution du volume de travail et celle du salaire brut. Nos résultats montrent que le bonus à l'emploi remplit bien ses objectifs en termes de rétention mais moins en termes de volume de travail. De plus, un effet négatif sur la progression des salaires apparaît indiquant que les employeurs arrivent à s'approprier une partie du subside.

Plus spécifiquement, nos résultats montrent que le bonus à l'emploi a un impact positif sur la probabilité de rester en emploi. Cet impact n'est pas négligeable et se vérifie pour toutes les sous-catégories de travailleurs examinées, y compris ceux effectuant des très petites prestations.

En revanche, le bonus n'a généralement pas d'incidence positive sur la croissance du volume de travail, et cet effet devient légèrement négatif pour certaines catégories de travailleurs, notamment ceux à temps plein. Contrairement à la probabilité de rester en emploi, l'impact étudié pour cet indicateur est celui de l'éligibilité, et non du montant éligible, ce qui veut dire que l'on reprend aussi les (nombreux) travailleurs éligibles qui ont droit à un montant très faible et pour lesquels le bonus risque de n'avoir aucun effet de comportement.

Quant à l'effet sur le salaire brut, le bonus à l'emploi freinerait modestement la progression du salaire brut des travailleurs éligibles et ceci pour l'ensemble des sous-catégories de travailleurs. À nouveau, cet effet négatif est plus prononcé pour certaines catégories, notamment, les travailleurs effectuant des prestations très courtes ou irrégulières et ceux à temps partiel. L'effet obtenu est pour cet indicateur aussi à mettre en perspective avec le fait que l'impact estimé est celui de l'éligibilité et non du montant éligible.

Les effets sur l'emploi sont en lien avec la littérature internationale qui trouve des effets positifs sur l'accession à l'emploi en combinaison avec des effets négatifs sur le nombre d'heures travaillées pour certaines catégories de travailleurs. Même si le bonus à l'emploi, par sa construction, inciterait moins à une réduction des heures travaillées que des dispositifs similaires dans d'autres pays, un effet de revenu modeste apparaît pour certaines catégories de travailleurs. Pour ces groupes, le bonus entraînerait un ralentissement de la croissance des heures de travail. Quant à l'effet de ralentissement sur la progression des salaires bruts, il a également été documenté au Royaume-Uni où les salaires des bénéficiaires de mesures équivalentes semblent stagner à long terme.

Enfin, notre étude connaît certaines limites. Ainsi, nous ne pouvons pas mesurer l'effet du bonus sur la transition du non-emploi vers l'emploi, ce qui est un des objectifs de la mesure. De plus, la période examinée correspond au lancement de la mesure et se caractérise probablement par une

---

<sup>17</sup> De l'anglais « make work pay ».

méconnaissance de son existence et de ses modalités par les employeurs. Néanmoins, notre étude constitue la première évaluation « ex post » de cette mesure qui, plus de vingt ans après son lancement, continue à être réformée et renforcée. Idéalement, une nouvelle étude pourrait évaluer l'impact du renforcement introduit en 2023 pour les très bas salaires. Cette évaluation pourrait également examiner les coûts de la mesure de manière à mettre en parallèle ses bénéfices et ses coûts dans une période où la mesure est en phase de maturité. Toutefois, une évaluation « ex post » requiert un certain recul et ne pourrait avoir lieu que dans quelques années.

## Bibliographie

- ALBANESE A. et B. COCKX (2018), « *Permanent wage cost subsidies for older workers. An effective tool for employment retention and postponing early retirement?* », *Labour Economics*, Vol. 58, p.145-166.
- BLUNDELL R. et H. HOYNES (2004), « *Has 'in-work' benefit reform helped the labor market?* » In D. Card, R. Blundell and R. Freeman (eds), *Seeking a Premier Economy: The Economic Effects of British Economic Reforms, 1980–2000*, National Bureau of Economic Research.
- BLUNDELL R. (2024), « *Beyond tax credits and the minimum wage: the challenge of labour market inequality* », *Fiscal Studies* Fiscal Vol. 45/1, p.1-106.
- BOUCQ E. et M. LÓPEZ NOVELLA (2018), « *Non-recours aux réductions de cotisations patronales : le cas de la mesure "premiers engagements"* », Working Paper 06-18, Bureau Fédéral du Plan.
- BREWER M. et J. BROWNE (2006), « *The effect of the working families' tax credit on labour market participation* », The Institute for fiscal studies, Briefing note n°69.
- CALIENDO M. et S. KOPEINIG (2008), « *Some practical guidance for the implementation of propensity score matching* », *Journal of Economic Surveys* 22:1, p.31-72.
- COCHARD M., JUNOD-MESQUI B., ARNAUD F. et S. VERMARE (2008), « *Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile* », *Economie et Statistique* n°412.
- EISSA N. et H. W. HOYNES (2004), « *Taxes and the labor market participation of married couples: the earned income tax credit* », *Journal of Public Economics* 88, p.1931 – 1958.
- EISSA N. et H. W. HOYNES (2006), « *Behavioral responses to taxes: Lessons from the EITC and labor supply* », *Tax Policy and the Economy*, Vol. 20, p. 73-110.
- IMMERVOLL H. et M. PEARSON (2006), « *A Good Time for Making Work Pay? Taking Stock of In-Work Benefits and Related Measures across the OECD* », *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, n°81.
- MARX I., VANHILLE J. et G. VERBIST (2011), « *Combating In-Work Poverty in Continental Europe: An Investigation Using the Belgian Case* », *IZA Discussion Paper No. 6067*.
- MEYER B. (2010), « *The Effects of the Earned Income Tax Credit and Recent Reforms* », *Tax Policy and the Economy* 24:1, p.153-180.
- MICHALOPOULOS C., ROBINS P.K. et D. CARD (2005), « *When financial work incentives pay for themselves: evidence from a randomized social experiment for welfare recipients* », *Journal of Public Economics* 89, n°5-29.
- ORSINI C. (2006), « *Tax-Benefits Reforms and the Labor Market: Evidence from Belgium and other EU Countries* », Working Paper KUL (<https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.898847>).

STANCANELLI E. (2006), « Evaluating the impact of the french tax credit programme: a difference in difference model », OFCE Document de travail n°2004-07.

STEINER V. et K. WROHLICH (2004), «Work incentives and labor supply effects of the 'Mini-Jobs Reform in Germany »», DIW Discussion Paper n°438.

STERDYNIAK H. (2007), « Low-skilled Jobs: The French Strategy », OFCE Document de travail n°2007-15.

VANDELANNOOTE D. et G. VERBIST (2019), « La conception du bonus à l'emploi vise-t-elle à stimuler l'emploi et à lutter contre la pauvreté en Belgique ? », Revue belge de la sécurité sociale, Vol. 2, p. 227-250.



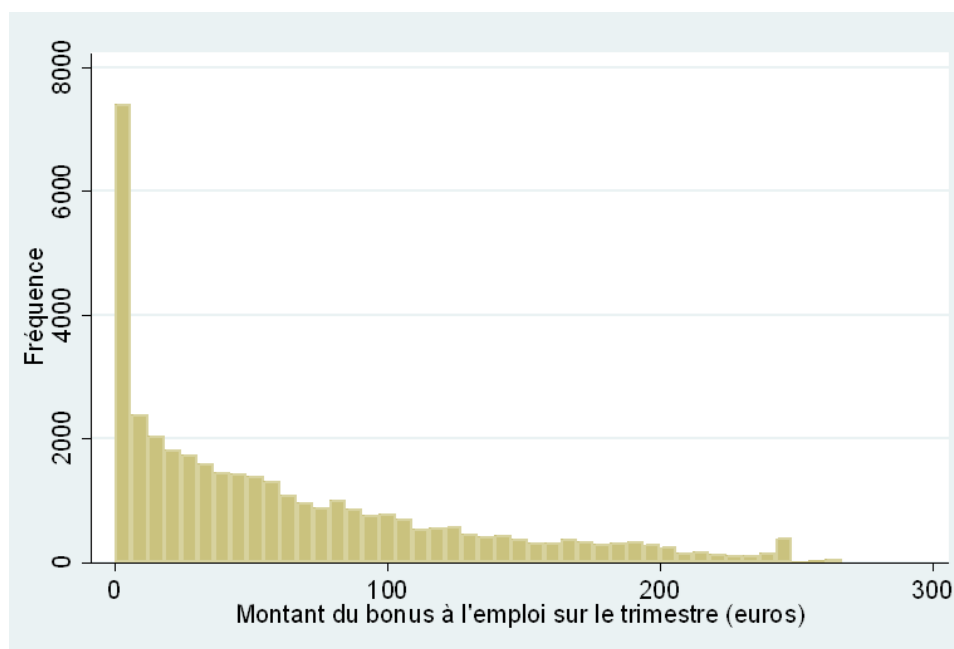
## Annexes

### Annexe 1 Distinction entre éligibles et bénéficiaires

Cette annexe illustre les difficultés rencontrées pour identifier correctement les bénéficiaires du bonus à l'emploi à l'aide de nos données. Elle présente aussi des analyses descriptives sur les bénéficiaires et les travailleurs éligibles dans notre échantillon et explique le choix de travailler avec ces derniers pour estimer l'impact de la mesure.

Le graphique suivant présente la distribution des montants de réduction de cotisations sociales personnelles touchés au deuxième trimestre de l'année 2000 par les travailleurs éligibles au bonus à l'emploi tels qu'identifiés à l'aide de nos données. Le premier phénomène à remarquer est qu'un nombre non-négligeable de travailleurs éligibles selon nos données n'a pas bénéficié du bonus à l'emploi (montant égal à zéro). Ce non-recours pourrait s'expliquer, en partie, par le fait que ce sont les employeurs qui doivent faire la demande de réduction de cotisations sociales pour leurs employés éligibles au bonus à l'emploi au moment du calcul de salaire et de la rentrée de la déclaration à l'ONSS. Certains employeurs pourraient ne pas faire cette demande, par exemple, parce qu'ils ne sont pas au courant ou parce qu'ils considèrent que les montants sont négligeables<sup>18</sup>.

**Graphique 3** Distribution des montants touchés par les travailleurs éligibles au bonus à l'emploi - Echantillon du 2e trimestre de l'an 2000 avec plus de 37.000 travailleurs éligibles



Source : calcul des auteurs, données ONSS.

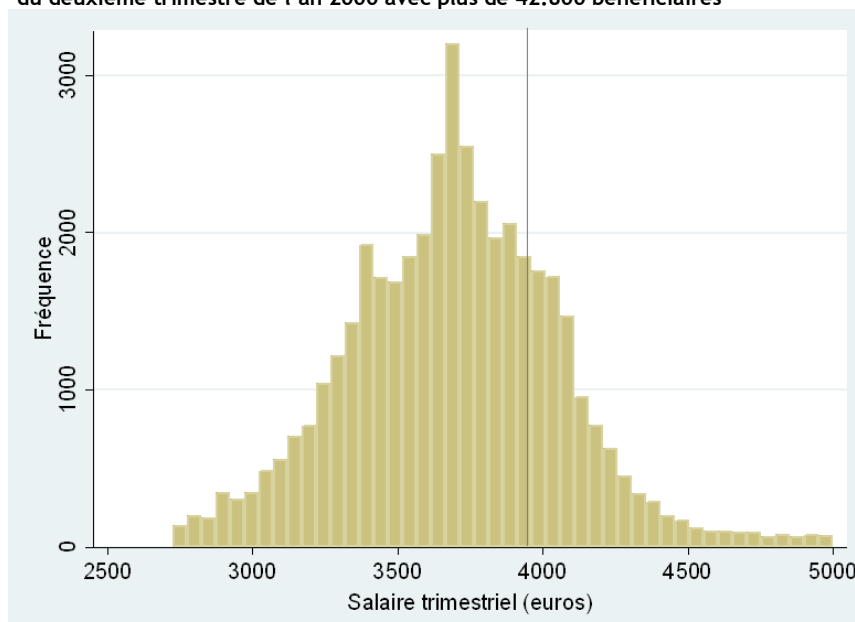
<sup>18</sup> Il faut toutefois remarquer que les données montrent que ce non-recours est présent tout autant pour des montants éligibles élevés que faibles.

Dans la présente étude, la distinction entre être éligible et être bénéficiaire est importante, surtout étant donné qu'un nombre important de travailleurs éligibles selon nos données ne semblent pas bénéficier du bonus à l'emploi. Comme présenté dans la section méthodologique, l'impact de l'éligibilité (et dans un second temps le montant éligible) est estimé.

Pour les montants touchés présentés dans le graphique 2, la distribution est portée vers la gauche avec une proportion importante de montants relativement faibles (< 100 euros) et une faible représentation des montants plus élevés. Ceci indique donc que les travailleurs qui devaient à l'époque toucher le montant maximal de la réduction étaient relativement peu nombreux.

Un deuxième phénomène à remarquer consiste en l'inverse du premier, à savoir, l'octroi d'un montant à des travailleurs considérés comme non éligibles à l'aide de nos données. Ainsi, certains travailleurs pourraient être éligibles uniquement sur base mensuelle, par exemple, pour un des mois sur le trimestre. Si ce salaire est compensé par le salaire des deux autres mois, la moyenne du salaire sur le trimestre (apparente dans les données) serait alors plus élevée que le seuil d'éligibilité. Ceci peut expliquer le fait qu'un nombre relativement important de travailleurs dont le salaire ne semble pas éligible au niveau trimestriel aient en réalité touché un montant de réduction du bonus à l'emploi. Sur le graphique ci-dessous, une proportion relativement élevée des bénéficiaires a en effet un salaire moyen sur le trimestre plus haut que le seuil d'éligibilité du bonus à l'emploi représenté par la barre noire verticale. Les données montrent qu'une grande proportion de ces travailleurs ont en réalité touché un montant extrêmement faible du bonus à l'emploi. Ceci semble vérifier l'hypothèse de la différence de salaires mensuels sur le trimestre et autour du seuil d'éligibilité, ce qui est rassurant pour l'évaluation.

**Graphique 4** Distribution des salaires trimestriels (euros) pour les bénéficiaires du bonus à l'emploi - Echantillon du deuxième trimestre de l'an 2000 avec plus de 42.800 bénéficiaires



Source : calcul des auteurs, base des données ONSS.

La distribution du salaire brut des travailleurs ayant bénéficié du bonus à l'emploi, suit une distribution normale avec un pic de fréquence autour de 3 700 euros, soit un peu plus de 1 200 euros par mois. Ces travailleurs, s'ils travaillent à temps plein et qu'ils ont un salaire égal pour chacun des trois mois sur le trimestre, sont éligibles pour un montant d'environ 75 euros sur le trimestre. Les salaires plus faibles et éligibles pour le montant maximum de la réduction (c'est-à-dire d'environ maximum 3 300 euros sur le trimestre) sont moins représentés. Enfin, certains des travailleurs ayant bénéficié du bonus à l'emploi au cours du deuxième trimestre de l'année 2000 avaient un salaire moyen sur le trimestre relativement élevé. Heureusement, ces derniers sont peu nombreux.

## Annexe 2 Tableaux de résultats : données en panel

Le tableau A1 présente les résultats obtenus pour l'ensemble des travailleurs avec l'analyse en panel. Tandis que l'analyse en cross section (sections 6.1 à 6.3) se base sur différentes cohortes de même taille au cours du temps, l'analyse en panel suit les mêmes individus tout au long de la période. Les deux analyses sont complémentaires et la comparaison des résultats permet de confirmer leur robustesse.

**Tableau A1 Impacts du bonus à l'emploi : calculs sur base de données de type panel**  
*Suivi longitudinal de travailleurs sur la période 1997-2002*

Impact	Année	Coefficient	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
Impact marginal d'un euro supplémentaire dans le montant éligible sur la probabilité d'être encore en emploi un an plus tard	2000	0,00024***	9,45	[0,00019 ; 0,00029]
	2001	0,00024**	8,69	[0,00019 ; 0,00030]
	2002	0,00036***	10,38	[0,00030 ; 0,00043]
Impact de l'éligibilité sur le taux de croissance annuel du volume de travail	2000	0,039**	1,98	[0,001 ; 0,077]
	2001	0,055*	1,80	[-0,004 ; 0,114]
	2002	0,038	0,90	[-0,044 ; 0,120]
Impact de l'éligibilité sur le taux de croissance annuel du salaire	2000	-0,023***	-5,36	[-0,031 ; -0,014]
	2001	-0,045***	-7,15	[-0,057 ; -0,033]
	2002	-0,058***	-6,80	[-0,074 ; -0,041]

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 % ; Etant donné que l'impact sur la probabilité d'être encore en emploi un an plus tard a été calculé avec l'aide d'un modèle de type panel (commande « xtlogit » de STATA), l'utilisation de poids issus du matching n'a pas été possible pour cet indicateur. Les résultats de cette régression sans matching sont donc présentés.

Le tableau A1 montre que les coefficients obtenus à partir du panel ont tous des signes équivalents à ceux estimés à partir des cross sections (cf. tableaux 4-6). Ainsi, l'impact du bonus à l'emploi sur la probabilité d'être encore en emploi un an plus tard reste positif pour chaque année examinée. Il est également positif, mais, comme pour l'analyse en cross section rarement significatif, pour le taux de croissance du volume de travail. Enfin, l'impact reste négatif pour l'évolution salariale. Ces résultats confirment donc ceux estimés à partir des données en cross section.

En ce qui concerne la valeur des coefficients, celle-ci est plus élevée pour les résultats estimés à partir du panel. Ceci peut s'expliquer par la différence entre les deux types de données, en particulier, l'effet d'attrition. Dans les données en panel, une proportion non négligeable des individus quitte le panel au cours du temps et les impacts ne sont alors mesurés que pour le sous-échantillon restant. Ce groupe risque d'avoir des caractéristiques spécifiques qui expliquent pourquoi ils restent plus longtemps en emploi (âge, secteur d'activité, etc.). De plus, ce phénomène d'attrition affecte une proportion plus importante du groupe de traitement, sans doute, parce que ce groupe comprend des travailleurs plus à risque de quitter l'emploi salarié (bas salaire, faible attachement au marché du travail, etc.).

### **Annexe 3 Résultats détaillés des équations estimées (sections 6.1 à 6.3)**

Les tableaux ci-dessous présentent, pour chacun des trois indicateurs, les résultats détaillés des régressions en cross section faites pour le groupe des travailleurs dans son ensemble.

**Tableau A2 Impact marginal du montant éligible du bonus sur la probabilité d'être encore en emploi un an après**  
*Détail de la régression estimée pour l'ensemble des travailleurs éligibles (cohortes 1997-2002)*

Variable	Coefficient	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
Cohorte 1998 <sup>a</sup>	-	-	-
Cohorte 1999	-0,00054	-0,23	[-0,00514 ; 0,00406]
Cohorte 2000	-0,01932***	-4,76	[-0,02278 ; -0,01136]
Cohorte 2001	-0,03670***	-6,55	[-0,06243 ; -0,03349]
Cohorte 2002	-0,04796***	-6,50	[-0,06243 ; -0,03349]
Groupe de traitement <sup>a</sup>	-0,00522***	-3,00	[-0,00863 ; -0,00181]
Tendance	0,00318*	1,66	[-0,00058 ; 0,00694]
Tendance*Groupe de traitement	-0,00887***	-14,61	[-0,0101 ; -0,00768]
Montant éligible 2000 (en euros)	0,00045***	8,73	[0,00035 ; 0,00055]
Montant éligible 2001 (en euros)	0,00044***	47,35	[0,00042 ; 0,00045]
Montant éligible 2002 (en euros)	0,00049***	40,55	[0,00046 ; 0,00051]
Entré à l'emploi	-0,12509***	-112,86	[-0,12726 ; -0,12291]
Déjà à l'emploi en t-1 <sup>a</sup>	-	-	-
Femmes	-0,00106	-0,93	[-0,00330 ; 0,00118]
Hommes <sup>a</sup>	-	-	-
Ouvriers	-0,01306***	-11,78	[-0,01523 ; -0,01089]
Employés <sup>a</sup>	-	-	-
Moins de 25 ans	-0,02926***	-31,42	[-0,03108 ; -0,02743]
Âgés entre 25 et 40 ans <sup>a</sup>	-	-	-
Âgés entre 41 et 55 ans	0,01174***	8,45	[0,00901 ; 0,01446]
Âgés de plus de 55 ans	-0,05191***	-45,08	[-0,05417 ; -0,04966]
Employeur avec moins de 5 employés	-0,02780***	-15,68	[-0,03128 ; -0,02433]
Employeur avec entre 5 et 19 employés	-0,01473***	-8,07	[-0,01831 ; -0,01115]
Employeur avec entre 20 et 99 employés	-0,00842***	-4,89	[-0,01180 ; -0,00505]
Employeur avec entre 100 et 999 employés	-0,00075	-0,47	[-0,003288 ; 0,00238]
Employeur avec plus de 999 employés <sup>a</sup>	-	-	-
Agriculture, chasse, sylviculture et pêche	-0,01072***	-6,86	[-0,01378 ; -0,00766]
Industrie extractive	-0,00746***	-7,00	[-0,00855 ; -0,00537]
Industrie manufacturière	-0,01511***	-11,87	[-0,01760 ; -0,01261]
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	0,0527***	28,57	[0,04217 ; 0,04838]
Construction	-0,03587***	-29,62	[-0,03824 ; -0,03335]
Commerce <sup>a</sup>	-	-	-
Horeca	-0,05536***	-33,02	[-0,05864 ; -0,05207]
Transports, entreposage et communications	-0,01965***	-10,23	[-0,02342 ; -0,01589]
Activités financières	0,00933***	12,20	[0,00784 ; 0,01084]
Immobilier, location et services aux entreprises	-0,04047**	-34,25	[-0,04279 ; -0,03816]
Santé et action sociale	-0,01791**	-9,82	[-0,02149 ; -0,01434]
Services collectifs, sociaux et personnels	-0,02710***	-11,87	[-0,03158 ; -0,02263]
Temps plein <sup>a</sup>	-	-	-
Temps partiel	-0,03530***	-32,65	[-0,03742 ; -0,03318]
Prestation de type spécial	-0,08454***	-54,69	[-0,08757 ; -0,08151]
Salaire brut trimestriel en équivalent temps plein ≤ 3.700 euros	-0,06054***	-27,96	[-0,06478 ; -0,05630]
> 3.700 euros et ≤ 4.100 euros	-0,02047***	-16,09	[-0,02230 ; -0,01780]
> 4.100 euros et ≤ 4.500 euros	-0,01483***	-12,65	[-0,01713 ; -0,01253]
> 4.500 euros <sup>a</sup>	-	-	-
Travailleur domicilié en Flandre <sup>a</sup>	-	-	-
Travailleur domicilié en Wallonie	-0,02271***	-18,83	[-0,02507 ; -0,02035]
Travailleur domicilié en Région bruxelloise	-0,04954***	-37,43	[-0,05214 ; -0,04695]

Nombre d'observations (individus) : 558.381 ; Wal  $\chi^2 = 4.33e+07$  ; \*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 % ; <sup>a</sup> correspond à la modalité de référence (les autres coefficients doivent être interprétés par rapport à cette référence).

**Tableau A3 Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du volume de travail**  
*Détail de la régression estimée pour l'ensemble des travailleurs éligibles (cohortes 1997-2002)*

Variable	Coefficient	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
Cohorte 1998 <sup>a</sup>	-	-	-
Cohorte 1999	0,043***	14,48	[0,037 ; 0,049]
Cohorte 2000	0,029***	6,09	[0,020 ; 0,039]
Cohorte 2001	0,026***	4,64	[0,015 ; 0,036]
Cohorte 2002	-0,102***	-12,08	[-0,118 ; -0,085]
Groupe de traitement <sup>a</sup>	-0,004	-1,00	[-0,013 ; 0,004]
Tendance	-0,017***	-11,37	[-0,020 ; -0,014]
Tendance*Groupe de traitement	0,005*	1,74	[-0,001 ; 0,010]
Impact 2000	-0,005	-0,53	[-0,022 ; 0,013]
Impact 2001	0,001	0,18	[-0,015 ; 0,018]
Impact 2002	0,023*	1,92	[-0,001 ; 0,005]
Entré à l'emploi	0,619***	208,56	[0,613 ; 0,625]
Déjà à l'emploi en t-1 <sup>a</sup>	-	-	-
Femmes	-0,048***	-29,54	[-0,051 ; -0,045]
Hommes <sup>a</sup>	-	-	-
Ouvriers	-0,026***	-12,29	[-0,031 ; -0,022]
Employés <sup>a</sup>	-	-	-
Moins de 25 ans	0,087***	37,96	[0,083 ; 0,092]
Âgés entre 25 et 40 ans <sup>a</sup>	-	-	-
Âgés entre 41 et 55 ans	-0,019***	-7,36	[-0,024 ; -0,014]
Âgés de plus de 55 ans	-0,091***	-21,20	[-0,099 ; -0,082]
Employeur avec moins de 5 employés	0,071***	32,86	[0,067 ; 0,075]
Employeur avec entre 5 et 19 employés	0,072***	33,56	[0,068 ; 0,076]
Employeur avec entre 20 et 99 employés	0,056***	22,55	[0,051 ; 0,061]
Employeur avec entre 100 et 999 employés	0,038***	10,64	[0,031 ; 0,045]
Employeur avec plus de 999 employés <sup>a</sup>	-	-	-
Agriculture, chasse, sylviculture et pêche	-0,009***	-3,77	[-0,013 ; -0,004]
Industrie extractive	0,077***	61,95	[0,074 ; 0,079]
Industrie manufacturière	0,025***	9,44	[0,020 ; 0,030]
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	0,574***	174,15	[0,567 ; 0,580]
Construction	-0,001	-0,10	[-0,002 ; 0,002]
Commerce <sup>a</sup>	-	-	-
Horeca	0,102***	41,87	[0,097 ; 0,107]
Transports, entreposage et communications	0,023***	19,26	[0,020 ; 0,025]
Activités financières	0,009***	8,34	[0,007 ; 0,011]
Immobilier, location et services aux entreprises	-0,004**	-2,34	[-0,007 ; -0,001]
Santé et action sociale	0,008**	2,34	[-0,007 ; -0,001]
Services collectifs, sociaux et personnels	0,017***	9,15	[0,013 ; 0,020]
Temps plein <sup>a</sup>	-	-	-
Temps partiel	0,131***	80,37	[0,128 ; 0,134]
Prestation de type spécial	0,398***	89,80	[0,390 ; 0,407]
Salaire brut trimestriel en équivalent temps plein ≤ 3.700 euros	0,014***	2,99	[0,005 ; 0,023]
> 3.700 euros et ≤ 4.100 euros	-0,034***	-21,96	[-0,037 ; -0,031]
> 4.100 euros et ≤ 4.500 euros	0,398***	89,80	[0,390 ; 0,407]
> 4.500 euros <sup>a</sup>	-	-	-
Travailleur domicilié en Flandre <sup>a</sup>	-	-	-
Travailleur domicilié en Wallonie	-0,027***	-28,83	[-0,007 ; 0,003]
Travailleur domicilié en Région bruxelloise	-0,031***	-4,10	[-0,046 ; -0,016]

Nombre d'observations (individus) : 481.416 ; R<sup>2</sup>= 0,0697 ; \*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 % ;  
<sup>a</sup> correspond à la modalité de référence (les autres coefficients doivent être interprétés par rapport à cette référence).

**Tableau A4 Impact du bonus à l'emploi sur le taux de croissance annuel du salaire trimestriel en équivalent temps plein**  
*Détail de la régression estimée pour l'ensemble des travailleurs éligibles (cohortes 1997-2002)*

Variable	Coefficient	z-stat	Intervalle de confiance (95 %)
Cohorte 1998 <sup>a</sup>	-	-	-
Cohorte 1999	0,003***	4,05	[0,001 ; 0,004]
Cohorte 2000	0,012***	13,01	[0,011 ; 0,014]
Cohorte 2001	0,017***	12,83	[0,014 ; 0,019]
Cohorte 2002	-0,016***	-8,98	[-0,019 ; -0,012]
Groupe de traitement <sup>a</sup>	0,055***	76,29	[0,053 ; 0,056]
Tendance	0,004***	11,92	[0,003 ; 0,005]
Tendance*Groupe de traitement	0,001	0,82	[-0,001 ; 0,002]
Impact 2000	-0,010***	-6,10	[-0,013 ; -0,007]
Impact 2001	-0,011***	-5,89	[-0,015 ; -0,008]
Impact 2002	-0,007***	-2,59	[-0,012 ; -0,002]
Entré à l'emploi	-0,008***	-19,69	[-0,008 ; -0,007]
Déjà à l'emploi en t-1 <sup>a</sup>	-	-	-
Femmes	-0,036***	-114,93	[-0,036 ; -0,35]
Hommes <sup>a</sup>	-	-	-
Ouvriers	-0,046***	-125,00	[-0,047 ; -0,045]
Employés <sup>a</sup>	-	-	-
Moins de 25 ans	0,002***	4,17	[0,001 ; 0,002]
Âgés entre 25 et 40 ans <sup>a</sup>	-	-	-
Âgés entre 41 et 55 ans	-0,007***	-21,72	[-0,008 ; -0,006]
Âgés de plus de 55 ans	-0,018***	-61,08	[-0,018 ; -0,017]
Employeur avec moins de 5 employés	-0,024***	-32,03	[-0,025 ; -0,022]
Employeur avec entre 5 et 19 employés	-0,016***	-21,47	[-0,017 ; -0,014]
Employeur avec entre 20 et 99 employés	-0,009***	-11,73	[-0,010 ; -0,007]
Employeur avec entre 100 et 999 employés	-0,005***	-7,59	[-0,007 ; -0,004]
Employeur avec plus de 999 employés <sup>a</sup>	-	-	-
Agriculture, chasse, sylviculture et pêche	-0,016***	-22,01	[-0,017 ; -0,014]
Industrie extractive	0,003***	7,54	[0,002 ; 0,004]
Industrie manufacturière	0,015***	29,17	[0,014 ; 0,016]
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	0,144***	154,25	[0,142 ; 0,146]
Construction	0,028***	60,81	[0,027 ; 0,029]
Commerce <sup>a</sup>	-	-	-
Horeca	-0,015***	-32,89	[-0,016 ; -0,014]
Transports, entreposage et communications	0,029***	54,92	[0,028 ; 0,030]
Activités financières	0,022***	39,91	[0,021 ; 0,023]
Immobilier, location et services aux entreprises	0,018***	31,07	[0,017 ; 0,019]
Santé et action sociale	0,015***	27,68	[0,014 ; 0,016]
Services collectifs, sociaux et personnels	0,006***	11,79	[0,005 ; 0,007]
Temps plein <sup>a</sup>	-	-	-
Temps partiel	-0,009***	-33,60	[-0,010 ; -0,009]
Prestation de type spécial	-0,018***	-23,33	[-0,020 ; -0,016]
Travailleur domicilié en Flandre <sup>a</sup>	-	-	-
Travailleur domicilié en Wallonie	-0,004***	-11,44	[-0,004 ; -0,003]
Travailleur domicilié en Région bruxelloise	-0,001	-1,57	[-0,002 ; 0,001]

Nombre d'observations (individus) : 480.749 ; R<sup>2</sup>= 0,0525

\*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des taux de significativité de 10, 5 et 1 % ;

<sup>a</sup> correspond à la modalité de référence (les autres coefficients doivent être interprétés par rapport à cette référence).



## Le Bureau fédéral du Plan

Le Bureau fédéral du Plan (BFP) est un organisme d'intérêt public chargé de réaliser, dans une optique d'aide à la décision, des études et des prévisions sur des questions de politique économique, socioéconomique et environnementale. Il examine en outre leur intégration dans une perspective de développement durable. Son expertise scientifique est mise à la disposition du gouvernement, du Parlement, des interlocuteurs sociaux ainsi que des institutions nationales et internationales.

Il suit une approche caractérisée par l'indépendance, la transparence et le souci de l'intérêt général. Il fonde ses travaux sur des données de qualité, des méthodes scientifiques et la validation empirique des analyses. Enfin, il assure aux résultats de ses travaux une large diffusion et contribue ainsi au débat démocratique.

Le Bureau fédéral du Plan est certifié EMAS et Entreprise Écodynamique (trois étoiles) pour sa gestion environnementale.

Rue Belliard 14-18, 1040 Bruxelles  
+32-2-5077311  
[www.plan.be](http://www.plan.be)  
[contact@plan.be](mailto:contact@plan.be)

Reproduction autorisée, sauf à des fins commerciales, moyennant mention de la source.

Éditeur responsable : Baudouin Regout

Dépôt Légal : D/2024/7433/32