

Analyse des effets de la mesure
« premiers engagements »
sur la survie des jeunes entreprises
qui emploient des salariés

Février 2021

Maritza López Novella, mln@plan.be

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.

<https://www.plan.be>

e-mail : contact@plan.be

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

Éditeur responsable : Philippe Donnay

Dépôt légal : D/2021/7433/4

Bureau fédéral du Plan
Rue Belliard 14-18, 1040 Bruxelles
tél. : +32-2-5077311
e-mail : contact@plan.be
<https://www.plan.be>

Analyse des effets de la mesure « premiers engagements » sur la survie des jeunes entreprises qui emploient des salariés

Février 2021

Maritza López Novella, mln@plan.be

Abstract - La mesure « premiers engagements » vise à promouvoir l'emploi en soutenant les nouvelles et petites entreprises. En 2012, la mesure ouvrait le droit à une réduction temporaire des cotisations lors de l'engagement des trois premiers travailleurs. En 2016, dans le cadre du tax shift, la mesure est renforcée et comprend, d'une part, une exemption du paiement des cotisations illimitée dans le temps pour l'engagement du premier travailleur et, d'autre part, une réduction temporaire pour les engagements jusqu'au sixième travailleur. L'analyse économétrique montre que la mesure a un effet positif mais modeste sur la probabilité de survie des jeunes entreprises. De plus, et lorsqu'on considère les quatre premières années de vie des jeunes entreprises, le renforcement en 2016 ne semble pas générer de gain additionnel par rapport aux modalités d'application en 2012. D'une part, ces résultats laisseraient supposer que l'extension des modalités ne répondait pas à un vrai besoin des bénéficiaires pendant la phase de lancement. D'autre part, le renforcement aurait pu inciter un plus grand nombre d'employeurs à se lancer dans une activité risquée.

Jel Classification - J23, J38, D04, C41, H32

Keywords - évaluation d'impact, politiques d'aide à l'emploi, réductions de cotisations patronales, coût salarial, création d'emploi, nouvelles entreprises

Ce working paper fait suite au projet de recherche TAKE financé par BELSPO et mené en partenariat avec le Centrum voor Sociaal Beleid Herman Deleeck de l'Université d'Anvers (coordinateur), l'Université de Liège et le Service Public Fédéral Sécurité Sociale. L'auteure remercie l'ONSS pour les données.

Table des matières

Synthèse	1
Synthese	3
Executive summary	5
1. Introduction	7
2. Les aides à l'embauche	8
2.1. Effets attendus et bref aperçu de la littérature	8
2.2. La mesure « premiers engagements »	9
3. Données utilisées et analyse descriptive	11
3.1. Description des données	11
3.2. Courbes de survie	14
4. Stratégie d'évaluation	19
4.1. Indicateur de résultat et biais de sélection	19
4.2. Stratégie d'évaluation	20
4.2.1. La méthode d'appariement dynamique	20
4.2.2. Le modèle de durée	21
4.2.3. La méthode des « doubles différences »	23
5. Résultats	25
5.1. Effet de la mesure « premiers engagements »	25
5.2. Effets hétérogènes	27
5.3. Analyse de sensibilité	28
5.4. Effet agrégé net de la mesure	29
5.5. Effet du renforcement de la mesure en 2016	31
6. Conclusions	34
7. Bibliographie	36
8. Annexes	37
8.1. Description détaillée de la mesure « premiers engagements »	37
8.2. Description de l'échantillon après pondération par la procédure d'appariement	38
8.3. Résultats détaillés des estimations	39

Liste des tableaux

Tableau 1	Mesure « premiers engagements » : modalités pour les engagements au cours de l'année 2012.....	9
Tableau 2	Mesure « premiers engagements » : modalités pour les engagements à partir du 1er janvier 2016.....	10
Tableau 3	Nouveaux employeurs bénéficiaires et non-bénéficiaires de la mesure « premiers engagements » : description des cohortes 2012 et 2016	12
Tableau 4	Effet de la mesure « premiers engagements » sur le risque de fin d'activité des nouveaux employeurs.....	26
Tableau 5	Effets hétérogènes de la mesure « premiers engagements »	27
Tableau 6	Effets de la mesure « premiers engagements » : modèle avec la valeur ajoutée et échantillon d'employeurs entrés en 2012	29
Tableau 7	Effet du renforcement de la mesure « premiers engagements » en 2016 : résultats du modèle « doubles différences »	32

Liste des graphiques

Graphique 1	Nouveaux employeurs dont l'activité a démarré au cours de l'année 2012 : estimateur de Kaplan-Meier selon le recours ou non à la mesure « premiers engagements »	14
Graphique 2	Nouveaux employeurs dont l'activité a démarré au cours de l'année 2016 : estimateur de Kaplan-Meier selon le recours à la mesure « premiers engagements »	15
Graphique 3	Nouveaux employeurs dont l'activité a démarré au cours de l'année 2012 : estimateur de Kaplan-Meier selon le recours aux mesures de réductions de cotisations groupe-cible	16
Graphique 4	Premier recours à la mesure « premiers engagements » et aux autres mesures groupe-cible (cohorte 2012) : estimateurs de Kaplan-Meier	17
Graphique 5	Premier recours à la mesure « premiers engagements » et aux autres mesures groupe-cible (cohorte 2016) : estimateurs de Kaplan-Meier	18
Graphique 6	Différence de probabilité de survie en fonction du temps : modèle sans appariement (gauche) et avec appariement (droite) - employeurs ayant commencé à bénéficier de la mesure en 2012.....	30
Graphique 7	Différence de probabilité de survie en fonction du temps : modèle sans appariement - employeurs ayant commencé à bénéficier de la mesure en 2016	31

Synthèse

Cette étude s'intéresse à l'effet de la mesure « premiers engagements » sur la survie des jeunes entreprises qui emploient des salariés. Cette population est particulièrement fragile, avec de faibles taux de survie, en particulier, pendant la phase de lancement. L'analyse des cohortes de nouveaux employeurs ayant démarré une activité en 2012 et 2016, montre que moins de la moitié est encore en activité au-delà de trois ans.

La mesure « premiers engagements » a comme objectif de promouvoir l'emploi au sein des petites et nouvelles entreprises. Elle consiste en une réduction du coût salarial par le biais d'une réduction des cotisations patronales. Bien qu'elle existe depuis plus de 30 ans, la mesure a connu de nombreuses modifications en termes de durée d'octroi, de montant, ou du nombre de travailleurs concernés. Depuis 2004, la mesure n'impose aucun critère d'éligibilité quant au profil des travailleurs à engager et l'employeur peut, chaque trimestre, désigner le travailleur auquel elle s'applique. Malgré cette flexibilité, des travaux précédents ont montré que la mesure génère un taux de non-recours non négligeable (Boucq et López-Novella, 2018a et 2018b). Toutefois, depuis son renforcement en 2016, la mesure a gagné en popularité même si elle reste inutilisée par une minorité de nouveaux employeurs.

Dans cette étude, nous exploitons ce non-recours et utilisons les nouveaux employeurs qui ouvrent le droit à la mesure mais qui n'y recourent pas comme groupe témoin pour estimer l'impact de la mesure sur la probabilité de survie des jeunes entreprises. Pour isoler l'effet de la mesure, cette comparaison requiert que les groupes de bénéficiaires et non-bénéficiaires se ressemblent autant que possible en termes de caractéristiques observées dans les données (secteur, volume de travail, etc.) et non-observées (motivation, expérience entrepreneuriale, etc.). Diverses méthodes nous ont permis de mieux équilibrer les deux groupes.

Nous examinons deux cohortes de nouveaux employeurs composées, respectivement de ceux ayant démarré une activité en 2012 et en 2016. En 2012, la mesure ouvrait le droit à une réduction temporaire des cotisations lors de l'engagement des trois premiers travailleurs. En 2014 et 2015, elle est étendue respectivement au quatrième et cinquième travailleur. En 2016, et dans le cadre du tax shift, la mesure est à nouveau renforcée et comprend, d'une part, une exemption du paiement des cotisations illimitée dans le temps pour l'engagement du premier travailleur et, d'autre part, une réduction temporaire pour les engagements subséquents jusqu'au sixième travailleur.

Nos résultats montrent que la mesure a un impact positif mais limité sur la durée d'activité des jeunes entreprises. Pour la cohorte 2012, que nous suivons pendant une période de sept ans, la mesure augmente la probabilité de survie, quel que soit le moment considéré dans le suivi, pour atteindre un maximum de 5 % en fin de période. Ce gain est faible lorsqu'on le compare aux avantages offerts par la mesure. Toutefois, le gain est plus important pour les plus « grands » employeurs, ceux qui démarrent une activité avec un volume de travail supérieur à un temps plein. Cet avantage est probablement lié aux réductions pour les engagements subséquents, en l'occurrence pour les deuxième et troisième travailleurs. Soulignons, que seule une minorité de nouveaux employeurs créent une activité avec un volume de travail supérieur à un temps plein (25 % en 2012 et 20 % en 2016).

L'analyse du renforcement de la mesure à partir du 1^{er} janvier 2016 pose des défis méthodologiques. Dans ce contexte plus incertain, nos résultats montrent que la mesure a toujours un effet positif mais que le renforcement n'a pas eu d'effet additionnel sur la probabilité de survie des entreprises durant les quatre premières années de vie. Pendant cette phase de lancement de l'entreprise, l'aspect illimité de l'exonération pour l'engagement d'un premier travailleur peut difficilement être pris en compte. En revanche, l'exonération des cotisations, et dans une moindre mesure, son extension à six travailleurs ne semblent pas avoir atteint leurs objectifs.

Ce résultat pourrait laisser supposer que les nouvelles modalités ne répondent pas à un vrai besoin pendant la phase de lancement d'une jeune entreprise. Toutefois, l'absence d'effet du renforcement pourrait également s'expliquer par un effet de composition. La mesure a été fortement promue lors de son lancement en 2016, ce qui aurait pu amener un plus grand nombre de nouveaux employeurs à se lancer dans une activité risquée. Notre étude ne permet pas de différencier ces deux effets.

Comme toute évaluation d'impact, notre étude vise à établir si une mesure publique atteint ses objectifs. La mesure « premiers engagements » telle qu'elle existait en 2012, permettait une augmentation de la probabilité de survie des jeunes entreprises, même si celle-ci restait modeste. En revanche, l'analyse est moins concluante pour le renforcement du montant de la mesure, et dans une moindre mesure, son extension à six travailleurs.

Synthese

Deze studie bestudeert de impact van de maatregel ‘eerste aanwervingen’ op de overlevingskansen van jonge ondernemingen die werknemers in dienst hebben. Deze populatie werkgevers is bijzonder kwetsbaar, met lage overlevingskansen, vooral tijdens de opstartfase. Uit een analyse van de cohorten nieuwe werkgevers die in 2012 en 2016 een activiteit hebben opgestart, blijkt dat minder dan de helft na drie jaar nog actief is.

De maatregel ‘eerste aanwervingen’ heeft tot doel de werkgelegenheid in kleine en nieuwe ondernemingen te bevorderen en bestaat uit een loonkostenverlaging via een vermindering van de werkgeversbijdragen. Die maatregel bestaat al meer dan dertig jaar, maar is al vaak gewijzigd op het gebied van toekenningsduur, bedrag of het aantal betrokken werknemers. Sinds 2004 legt de maatregel geen toekenningscriteria op voor het profiel van de aan te werven werknemers en kan de werkgever elk kwartaal de werknemer aanduiden op wie de maatregel van toepassing is. Ondanks deze flexibiliteit is uit vroegere werkzaamheden gebleken dat de maatregel een aanzienlijk non-take-up-percentage genereert (Boucq en López-Novella, 2018a en 2018b). Sinds de versterking ervan in 2016 heeft de maatregel echter aan populariteit gewonnen, ook al wordt hij door een minderheid van de nieuwe werkgevers nog steeds niet gebruikt.

In deze studie maken wij gebruik van die non-take-up en worden de nieuwe werkgevers die recht op de maatregel hebben, maar er geen beroep op doen, als controlegroep gehanteerd om de impact van de maatregel op de overlevingskansen van jonge ondernemingen te ramen. Om de impact van de maatregel te isoleren, is het nodig dat de groepen begunstigen en niet-begunstigen zoveel mogelijk gelijkenissen vertonen, zowel wat betreft waargenomen kenmerken (bedrijfstak, arbeidsvolume, enz.) als niet-waargenomen kenmerken (motivatie, ervaring als ondernemer, enz.). Verschillende methoden hebben ons in staat gesteld de twee groepen beter vergelijkbaar te maken.

We onderzoeken twee cohorten nieuwe werkgevers die respectievelijk hun activiteiten opstartten in 2012 en 2016. In 2012 opende de maatregel het recht op een tijdelijke bijdragevermindering bij de aanwerving van de eerste drie werknemers. In 2014 en 2015 wordt de maatregel uitgebreid naar de vierde en vijfde werknemer. In 2016 wordt de maatregel in het kader van de taxshift nogmaals versterkt en omvat hij enerzijds een vrijstelling van de werkgeversbijdragen voor onbepaalde duur bij de aanwerving van de eerste werknemer en anderzijds een tijdelijke vermindering voor de daaropvolgende aanwervingen tot en met de zesde werknemer.

Onze resultaten tonen dat de maatregel een positieve maar beperkte impact heeft op de levensduur van jonge ondernemingen. Voor de cohorte 2012, die wij over een periode van zeven jaar volgen, verhoogt de maatregel de overlevingskansen, ongeacht het tijdstip in de opvolging, tot een maximum van 5 % aan het einde van de periode. Deze winst is gering in vergelijking met de voordelen die de maatregel biedt. De winst is echter groter voor de ‘grotere’ werkgevers, met name zij die een activiteit starten met een arbeidsvolume van meer dan een voltijds equivalent. Dat voordeel houdt waarschijnlijk verband met de verminderingen voor de daaropvolgende aanwervingen, in dit geval voor de tweede en derde

werknemer. We merken op dat slechts een minderheid van de nieuwe werkgevers een activiteit opstart met een arbeidsvolume van meer dan een voltijds equivalent (25 % in 2012 en 20 % in 2016).

De analyse van de versterking van de maatregel vanaf 1 januari 2016 brengt methodologische uitdagingen met zich mee. In deze meer onzekere context blijkt uit onze resultaten dat de maatregel nog steeds een positief effect heeft, maar dat de versterking geen bijkomend effect heeft gehad op de overlevingskansen van ondernemingen tijdens de eerste vier levensjaren. Tijdens deze opstartfase van de onderneming is het moeilijk om rekening te houden met het feit dat de vrijstelling voor de aanwerving van een eerste werknemer onbeperkt is in de tijd. De vrijstelling van bijdragen op zich en, in mindere mate, de uitbreiding van de maatregel tot zes werknemers lijken daarentegen hun doel niet te hebben bereikt.

Dit resultaat zou erop kunnen wijzen dat de nieuwe modaliteiten niet beantwoorden aan een reële behoefte tijdens de opstartfase van een jonge onderneming. Dat we geen effect vinden van de versterking zou echter ook kunnen worden verklaard door een compositie-effect. De maatregel werd sterk gepromoot toen hij in 2016 werd gelanceerd, wat ertoe geleid zou kunnen hebben dat meer nieuwe werkgevers in een risicovolle activiteit stappen. Onze studie laat niet toe tussen deze twee effecten te differentiëren.

Zoals elke impactevaluatie wil deze studie nagaan of een overheidsmaatregel zijn doelstellingen bereikt. De maatregel 'eerste aanwervingen' zoals die in 2012 bestond, verhoogde, zij het in beperkte mate, de overlevingskansen van jonge ondernemingen. Anderzijds is de analyse minder sluitend wat betreft de versterking van het bedrag van de maatregel en, in mindere mate, de uitbreiding ervan tot zes werknemers.

Executive summary

This study looks at the effect of the “first recruitments” measure on the survival of young businesses employing salaried staff. This group is particularly vulnerable with low survival rates, particularly in the start-up phase. The analysis of cohorts of new employers who started up a business in 2012 and 2016 shows that less than half of them are still in business after three years.

The “first recruitments” measure aims at promoting employment within small businesses and start-ups. It consists of a reduction in wage costs via a reduction in employer’s contributions. Although it has existed for over 30 years, the measure has undergone many changes in terms of duration, amount and the number of employees concerned. Since 2004, the measure does not impose any eligibility criteria concerning the profile of the employees to be recruited and the employer can, on a quarterly basis, change the employee to whom the measure applies. Despite this flexibility, previous work has shown that the measure generates a sizeable rate of non-take-up (Boucq and López-Novella, 2018a and 2018b). However, since its reinforcement in 2016, the measure has increased in popularity even though it remains unused by a minority of new employers.

In this study, we exploit this non-take-up and use the new employers who are entitled to the measure but do not use it as a control group to evaluate the impact of the measure on the probability of survival of young businesses. In order to isolate the effect of the measure, this comparison requires the groups of recipients and non-recipients to be as similar as possible in terms of characteristics observed in the data (sector, volume of work etc.) and unobserved (motivation, entrepreneurial experience, etc.). Various methods have allowed us to better balance the two groups.

We examine two cohorts of new employers, composed of those who started up a business in 2012 and 2016, respectively. In 2012, the measure granted employers a temporary reduction in contributions when hiring their first three employees. In 2016, within the framework of the tax shift, the measure was reinforced and on the one hand, includes a permanent exemption from the payment of contributions when recruiting the first employee and, on the other hand, a temporary reduction for subsequent recruitments up to the sixth employee.

Our results show that the measure has a positive but moderate impact on how long start-ups remain in business. For the 2012 cohort, which we track over a seven-year period, the measure increases the probability of survival, at any given point in the follow-up, achieving a maximum of 5% at the end of the period. This increase is small when compared with the advantages that the measure offers. However, the increase is bigger for “larger” employers, those who start up a business with a volume of work greater than a full-time job. This advantage is probably related to reductions in contributions for subsequent recruitments, in this case for second and third employees. Note that only a minority of new employers set up a business with a volume of work greater than a full-time job (25% in 2012 and 20% in 2016).

The analysis of the reinforcement of the measure from 1 January 2016 poses methodological challenges. In this more uncertain context, our results show that the measure still has a positive effect but that the reinforcement had no additional effect on the probability of survival of businesses during their first four

years of existence. During this start-up phase, it's difficult to take into account the unlimited aspect of the exemption for the recruitment of the first employee. On the other hand, the exemption from contributions and, to a lesser extent, the extension to six employees do not appear to have achieved their objectives.

This result may imply that the new modalities do not address a genuine need during the start-up phase of a young business. However, the lack of impact of the reinforcement might also be explained by the characteristics of the employers themselves. The measure was strongly promoted when it was launched in 2016, which may have led to a larger number of new employers undertaking risky business activities. Our study does not make it possible to differentiate between these two effects.

As with any impact assessment, our study aims to establish whether a public measure achieves its objectives. The "first recruitments" measure, as it was in 2012, allowed for an increase in the probability of survival of young businesses, even though it remained modest. On the other hand, the analysis is less conclusive for the reinforcement of the amount of the subsidy, and to a lesser extent, its extension to six employees.

1. Introduction

La mesure « premiers engagements » a comme objectif de promouvoir l'emploi chez les nouvelles et petites entreprises. Elle consiste en une réduction du coût salarial par le biais d'une réduction des cotisations patronales. Contrairement aux autres mesures de réductions des cotisations patronales groupables, elle n'impose aucun critère d'éligibilité quant au profil des travailleurs à engager¹.

Des études précédentes se sont penchées sur le non-recours à cette mesure ainsi que sur son impact sur l'insertion des travailleurs bénéficiaires (Boucq et López Novella (2018a) et López Novella (2003)). A son tour, cette étude s'intéresse à l'effet de la mesure sur la durée de vie des jeunes entreprises employant des salariés.

La population de nouveaux employeurs est particulièrement fragile et le recours aux aides pourrait augmenter ses chances de survie. Par ailleurs, la mesure pourrait attirer des employeurs ayant des compétences entrepreneuriales limitées. Dans un contexte budgétaire restreint, il est important de soutenir la création d'emploi dans les jeunes entreprises qui ont des perspectives de survie à long terme.

Dans cette étude, nous considérons dans un premier temps la cohorte de nouveaux employeurs ayant démarré leur activité en 2012. Au moment de leur création, la mesure ouvre le droit à une réduction des cotisations patronales pendant une période limitée pour l'engagement d'un premier, deuxième ou troisième travailleur. De plus, et dans le cadre du plan de relance de cette période, le montant de la réduction est renforcé pour les engagements effectués à partir du quatrième trimestre de cette année.

Dans un deuxième temps, nous considérons les modifications de la mesure introduites à partir de 2016. Dans le cadre du tax shift, les employeurs bénéficient d'une exemption pour une durée illimitée des cotisations patronales de base à l'engagement d'un premier travailleur. Pour les autres engagements, la mesure est élargie jusqu'au sixième travailleur.

Cette étude se situe dans le cadre des analyses d'évaluation d'impact qui visent à établir l'effet causal des politiques publiques. Ces analyses ex-post visent à déterminer si une action ou un programme public atteint bien ses objectifs. La mesure « premiers engagements » vise à soutenir les nouveaux employeurs qui démarrent une activité et engagent leurs premiers travailleurs. Nous essayons d'établir dans quelle mesure cet objectif est effectivement atteint.

Ce document s'organise comme suit. La section 2 détaille les spécificités de la mesure et donne un bref aperçu de la littérature sur les subsides à l'embauche. La section 3 présente les données utilisées dans l'analyse statistique. La section 4 détaille la méthodologie utilisée et la section 5 présente les résultats. Enfin, la section 6 conclut.

¹ Au départ, la mesure « plans plus » exigeait que le travailleur appartienne à certaines catégories de demandeur d'emploi. A partir de 2004, avec l'harmonisation et à la simplification des réductions de cotisations patronales, ces conditions ont disparu et la mesure a été rebaptisée « premiers engagements ».

2. Les aides à l'embauche

2.1. Effets attendus et bref aperçu de la littérature

Selon la théorie économique, plusieurs arguments peuvent être invoqués pour justifier l'utilisation d'aides à l'embauche. Tout d'abord, ces aides serviraient à soutenir la demande de travail dans un contexte de faible création d'emplois. En réduisant le coût salarial, elles soutiendraient la création d'emploi auprès des entreprises et réduiraient le chômage.

Deuxièmement, et lorsqu'elles sont ciblées sur des groupes spécifiques, les aides à l'embauche augmenteraient les chances d'obtenir un emploi pour des groupes défavorisés. Ainsi, elles permettraient de compenser d'éventuels écarts de productivité à court-terme lors de l'embauche de travailleurs appartenant à des groupes éloignés du marché du travail.

A leur tour, des difficultés peuvent résulter de l'utilisation de ces aides. Tout d'abord il y a un grand risque d'effets d'aubaine, c'est-à-dire que le recrutement aurait eu lieu de toute façon avec ou sans l'aide. Dans ce cas, la survie et le succès de l'entreprise ne sont alors pas liés aux aides. Ce risque est d'autant plus important que la mesure n'est pas ciblée sur un groupe spécifique. Un autre inconvénient potentiel est le risque que des travailleurs soient engagés par des firmes peu productives qui arrivent à recruter et à rester en vie en grande partie grâce aux subsides.

En pratique, l'effet des aides à l'embauche dépend de leur ciblage et de leur conception. Un ciblage trop large, voire son absence peut générer des effets d'aubaine importants. A l'inverse, un ciblage trop restreint peut engendrer une stigmatisation des travailleurs à engager et des coûts administratifs et de monitoring pour l'employeur. Ceci peut résulter en un faible taux de recours à la mesure.

La littérature empirique sur l'impact des subsides à l'embauche s'intéresse principalement à leur effet sur l'insertion professionnelle des travailleurs engagés. Alors que ce type de mesures d'aide à l'emploi est largement répandu, leur effet sur l'insertion des bénéficiaires reste ambigu (OCDE, 2005 ; Card *et al.*, 2015 ; Kluve *et al.*, 2016). Selon Card *et al.* (2015) les subsides à l'embauche seraient effectifs pour les chômeurs de longue durée dans un contexte de récession. Pour Kluve *et al.* (2016), les subsides à l'embauche seraient moins performants que d'autres mesures d'aide à l'emploi pour les jeunes.

Plus récemment, certains auteurs se sont intéressés à l'effet de ces mesures sur la survie des jeunes entreprises. En France, plusieurs études se sont penchées sur le dispositif « ACCRE » qui consiste en une aide aux chômeurs créant ou reprenant une entreprise. Dehautois *et al.* (2015) examine la cohorte 1998 de nouvelles start-ups et trouve que les start-ups aidées ont une probabilité de survie après deux ans d'existence plus élevée que celles n'ayant pas bénéficié de l'aide. A son tour, Redor (2017) examine plusieurs cohortes de nouvelles start-ups et conclut que l'effet de l'ACCRE sur la survie des entreprises aidées apparaît nul pour la plupart des catégories de chômeurs.

En Allemagne, Caliendo *et al.* (2015) montre que les entreprises subventionnées ont un taux de survie supérieur aux autres entreprises. Cependant, leurs performances en termes de croissance, d'innovation et de revenu seraient moindres.

2.2. La mesure « premiers engagements »

La mesure « premiers engagements » consiste en une réduction des cotisations sociales patronales octroyée aux nouveaux employeurs lors de l'engagement de leurs premiers travailleurs. Bien qu'elle existe depuis plus de 30 ans, la mesure a connu de nombreuses modifications en termes de durée d'octroi, de montant, ou du nombre de travailleurs concernés². Les employeurs concernés par la mesure sont les nouveaux employeurs qui n'ont jamais déclaré de travailleur ordinaire³ à l'ONSS ou qui ont cessé de le faire depuis au minimum quatre trimestres consécutifs.

Soulignons que cette mesure n'est pas ciblée sur un type de travailleur spécifique. Alors que les autres mesures de réductions de cotisations « groupe-cible » visent à promouvoir l'emploi de groupes spécifiques tels que les jeunes, les chômeurs de longue durée ou encore les travailleurs âgés, un nouvel employeur peut bénéficier de la mesure « premiers engagements » pour n'importe quel type de travailleur⁴. De plus, la réduction n'est pas liée à un travailleur particulier depuis 2004. L'employeur peut, chaque trimestre, désigner le travailleur auquel elle s'applique, et il n'est pas nécessaire que le travailleur qui a ouvert le droit soit encore occupé.

Dans ce qui suit, nous analysons tout d'abord la cohorte de nouveaux employeurs ayant engagé leur premier travailleur au cours de l'année 2012. Pendant cette période, la réduction est octroyée pour les engagements d'un premier, deuxième ou troisième travailleur. Alors que les montants et la durée d'octroi se différencient selon la position du travailleur, l'aide accordée est à prendre obligatoirement dans les 20 trimestres à partir du trimestre d'engagement. De plus, et dans le cadre du plan de relance, la réduction a été renforcée au cours du quatrième trimestre. Le tableau 1 présente les différents forfaits et leur durée d'octroi.

Tableau 1 Mesure « premiers engagements » : modalités pour les engagements au cours de l'année 2012

	Montant et durée d'octroi (nombre de trimestres)					
	Période 2012Q1-2012Q3			Période 2012Q4		
1 ^{er} travailleur	5 x 1.000 euros	8 x 400 euros	-	5 x 1.500 euros	4 x 1.000 euros	4 x 400 euros
2 ^{ème} travailleur	13 x 400 euros			5 x 1.000 euros	8 x 400 euros	
3 ^{ème} travailleur	9 x 400 euros			5 x 1.000 euros	4 x 400 euros	

La deuxième cohorte analysée correspond aux employeurs ayant engagé leur premier travailleur au cours de l'année 2016. A partir du 1^{er} janvier 2016, les nouveaux employeurs bénéficient d'une exonération de cotisations patronales pour une durée indéterminée pour le premier travailleur. De plus, les forfaits sont renforcés pour les travailleurs ultérieurs et la mesure est élargie aux engagements jusqu'au sixième travailleur⁵. Le tableau 2 présente les différents montants de réduction accordés et leur durée.

² Le tableau A1 dans l'annexe présente les différentes modifications au cours de la période 2004-2016.

³ Il s'agit d'un travailleur pour lequel des cotisations doivent être payées pour l'ensemble des régimes de la sécurité sociale (loi du 27 juin 1969). Un employeur qui engagerait uniquement des étudiants-jobistes ne doit, par exemple, pas être assujéti à tous les régimes et ne pourrait donc pas bénéficier de la mesure pour ce type de travailleurs.

⁴ López Novella (2003) examine le profil des travailleurs engagés en 1998 et confirme que la majorité n'appartient pas à des groupes à risque. A cette époque, la mesure portait le nom de « plans plus » et exigeait d'engager certaines catégories de demandeurs d'emploi. L'étude montre que plus de la moitié des travailleurs engagés avait une durée de chômage de moins de 3 mois.

⁵ La mesure avait déjà été étendue aux engagements pour le quatrième et cinquième travailleur, respectivement en 2014 et 2015.

Tableau 2 Mesure « premiers engagements » : modalités pour les engagements à partir du 1er janvier 2016

	Montant et durée d'octroi (nombre de trimestres)		
1 ^{er} travailleur*	-	-	-
2 ^{ème} travailleur	5 x 1.550 euros	4 x 1.050 euros	4 x 450 euros
3 ^{ème} travailleur	5 x 1.050 euros	8 x 450 euros	-
4 ^{ème} travailleur	5 x 1.050 euros	4 x 450 euros	-
5 ^{ème} travailleur	5 x 1.000 euros	4 x 400 euros	-
6 ^{ème} travailleur	5 x 1.000 euros	4 x 400 euros	-

* : exemption du paiement des cotisations patronales de base.

Remarquons que pendant les deux périodes examinées, les nouveaux employeurs peuvent également recourir à d'autres mesures de réductions de cotisations groupe-cible. Contrairement à la mesure « premiers engagements », ces autres mesures visent à soutenir l'embauche de travailleurs spécifiques. Toutefois, les mesures « groupe-cible », y compris la mesure « premiers engagements », ne sont pas cumulables entre elles pour un même travailleur. En revanche, un nouvel employeur qui engage plusieurs travailleurs peut combiner plusieurs réductions simultanément.

3. Données utilisées et analyse descriptive

3.1. Description des données

L'analyse se base sur des données trimestrielles de l'Office national de sécurité sociale (ONSS). Ces données permettent de suivre individuellement les nouveaux employeurs dans le temps et d'identifier s'ils ont bénéficié de la mesure étudiée. Dans ce qui suit, nous nous limitons au premier recours à la mesure par un employeur, ce qui dans la plupart des cas correspond à un recours pour l'engagement d'un premier travailleur⁶.

Plus spécifiquement, nous avons sélectionné les nouveaux employeurs qui « entrent » à l'ONSS et déclarent leur premier travailleur au cours de l'année 2012 ou 2016. La définition de nouvel employeur correspond à celle utilisée par l'ONSS, à savoir des employeurs qui n'ont jamais déclaré de travailleur ordinaire ou qui ont cessé de le faire depuis au minimum quatre trimestres consécutifs.

Lorsqu'un employeur est absent à l'ONSS au cours d'un trimestre, cela implique qu'il n'a pas eu recours à du personnel salarié ce trimestre-là. Nous considérons donc qu'il est sorti de l'ONSS et ne prenons pas en compte un éventuel retour. Dans certains cas, il pourrait s'agir d'une acquisition, voire une fusion, mais nos données ne nous permettent pas de distinguer ces éventualités. Une absence des fichiers ONSS constitue pour nous une interruption de l'activité en tant qu'employeur.

Les données contiennent des informations sur la taille, le secteur d'activité, la région du siège social, les caractéristiques des travailleurs engagés (âge, genre, statut ouvrier/employé), l'affiliation à un secrétariat social, l'octroi de réductions de cotisations y compris pour les mesures groupe-cible, et si l'employeur a déjà occupé des travailleurs partiellement assujettis à la sécurité sociale les quatre trimestres précédant son entrée⁷. Les données de la cohorte 2012 permettent de suivre les nouveaux employeurs jusqu'au quatrième trimestre 2018, soit pendant 25 à 28 trimestres selon le trimestre d'entrée⁸. Pour la cohorte 2016, le suivi se limite au minimum à 13 et au maximum à 16 trimestres selon le trimestre d'entrée.

Le tableau 3 présente des statistiques descriptives pour les deux cohortes examinées. Il s'agit des caractéristiques des nouveaux employeurs et de leurs travailleurs lors du trimestre d'entrée. Pour chaque cohorte, deux groupes sont présentés : le groupe d'employeurs qui bénéficient au moins une fois de la mesure et les autres. Dans l'analyse d'évaluation d'impact présentée dans la section 4, le groupe de bénéficiaires est le groupe traité et le groupe des non-bénéficiaires le groupe témoin. C'est la comparaison des durées de vie de ces deux groupes qui permet d'estimer l'effet de la mesure.

⁶ Nous verrons dans les sections suivantes que dans certains cas il peut s'agir d'un recours pour un travailleur subséquent.

⁷ Par exemple, des étudiants ou encore certaines catégories de travailleurs domestiques.

⁸ Les employeurs ayant démarré leur activité au premier trimestres de l'année 2012 peuvent être observés au maximum pendant 28 trimestres, alors que ceux ayant démarré au quatrième trimestre, pendant 25 trimestres.

Tableau 3 Nouveaux employeurs bénéficiaires et non-bénéficiaires de la mesure « premiers engagements » : description des cohortes 2012 et 2016

Trimestre d'entrée	Cohorte 2012 ¹		Cohorte 2016 ²	
	Employeurs bénéficiaires	Employeurs non-bénéficiaires	Employeurs bénéficiaires	Employeurs non-bénéficiaires
Caractéristiques des employeurs				
Région du siège social (%)				
Bruxelles-Capitale	18	17	17	15
Flandre	52	48	51	49
Wallonie	29	34	31	35
Secteur d'activité (%)				
Commerce	23	23	21	21
Construction	15	15	14	13
Horeca	13	19	15	22
Activités spécialisées	11	9	13	9
Nombre de travailleurs moyen ³				
	1	1	1,4	4,6
Volume de travail moyen				
	0,76	0,91	0,75	3,0
Salaire trimestriel moyen ⁴ (euros courants)				
	6.400	5.762	6.588	5.822
Montant trimestriel moyen réduction premiers engagements (euros courants)				
	594	-	1.400	-
Affiliation à un secrétariat social (%)				
	90	90	87	87
Présence préalable à l'ONSS (%)				
	10	5	12	3
Trimestre d'entrée (%)				
Premier	29	31	30	32
Deuxième	24	22	24	22
Troisième	24	22	22	23
Quatrième	24	24	23	24
Autres réductions groupe-cible (%)				
	58	10	31	10
Caractéristiques des travailleurs (%)				
part <= 30 ans				
	40	43	39	43
part >= 45 ans				
	22	24	23	27
part femmes				
	43	44	43	45
part ouvriers				
	49	56	48	57
# moyen de trimestres de survie				
	15	9	10	8
# moyen de trimestres premiers engagements				
	9	-	8	-
# de nouveaux employeurs	14.665	8.081	23.608	6.816

¹ : la période de suivi compte au maximum 25 à 28 trimestres selon le trimestre d'entrée ; ² : la période de suivi compte au maximum 13 à 16 trimestres selon le trimestre d'entrée ; ³ : fin de trimestre ; ⁴ : salaire en équivalent temps plein.

Au total, 22 746 nouveaux employeurs ont démarré une activité avec du personnel salarié au cours de l'année 2012 et 30 424⁹ au cours de l'année 2016. De manière similaire pour les deux périodes, environ la moitié a démarré une activité en Flandre, un peu plus de 30 % en Wallonie et un peu moins de 20 % en région bruxelloise. Les principaux secteurs d'activité sont le commerce (section G), l'Horeca (I), la construction (F) et les activités spécialisées, scientifiques et techniques (M). Le premier trimestre de l'année compte chaque fois un nombre un peu plus grand de nouveaux employeurs alors que la répartition est semblable entre les autres trimestres de l'année. Les nouveaux employeurs engagé

⁹ Ce chiffre est très proche de celui publié par l'ONSS : 30.024 nouveaux employeurs en 2016 (<https://www.rs.z.fgov.be/fr/statistiques/statistiques-en-ligne/reductions-de-cotisations-pour-les-premiers-engagements-ou-plans->).

majoritairement des travailleurs jeunes de moins de 30 ans, un peu moins de femmes que d'hommes, et la grande majorité a recours à un secrétariat social.

Une part plus importante des nouveaux employeurs a recours à la mesure « premiers engagements » en 2016 (78 %) qu'en 2012 (64 %). Le montant moyen trimestriel de la réduction est également plus élevé en 2016 qu'en 2012. Rappelons que la mesure a été fortement renforcée à partir du 1/1/2016 avec une exemption illimitée du paiement de cotisations patronales lors de l'engagement du premier travailleur. Alors que la distribution des caractéristiques est relativement similaire entre les deux cohortes, une différence apparaît quant à la taille. Les nouveaux employeurs sont en moyenne plus grands en 2016 qu'en 2012, en particulier ceux n'ayant pas bénéficié de la mesure¹⁰. Toutefois, et dans le cas des employeurs bénéficiaires, le volume de travail reste très similaire entre les deux périodes. Remarquons également la petite baisse de la part des nouveaux employeurs qui recourt aux services d'un secrétariat social en 2016 par rapport à 2012 ainsi que la baisse des employeurs qui recourent à d'autres réductions groupe-cible.

Si on compare les bénéficiaires de la mesure aux non-bénéficiaires, on remarque qu'une part un peu plus élevée des nouveaux employeurs fait appel à la mesure en Flandre alors que c'est l'inverse en Wallonie. Pour les secteurs, une différence apparaît pour l'Horeca où une part plus grande de nouveaux employeurs ne recourt pas à la mesure. Pour les activités spécialisées, c'est l'inverse avec une part plus importante des nouveaux employeurs qui recourt à la mesure. Comme expliqué auparavant, les nouveaux employeurs peuvent bénéficier d'autres mesures groupe-cible pendant la période d'observation. En 2012, 58 % des nouveaux employeurs bénéficiaires avait également recours à d'autres mesures de réductions de cotisations groupe-cible. Ce pourcentage baisse à 31 % pour les nouveaux employeurs bénéficiaires en 2016. Il est de seulement 10 % pour les nouveaux employeurs non-bénéficiaires pour les deux cohortes. En outre, on compte une part plus importante de nouveaux employeurs non-bénéficiaires qui au cours de l'année précédant le début de leur activité ont partiellement cotisé à l'ONSS. L'écart pour ce critère entre employeurs bénéficiaires et non-bénéficiaires est encore plus marqué pour la cohorte 2016.

En ce qui concerne les caractéristiques des travailleurs engagés, les employeurs bénéficiaires engagent un peu moins de jeunes, de travailleurs âgés, de femmes et surtout d'ouvriers que les non-bénéficiaires. De plus, le volume de travail est en moyenne plus faible pour les employeurs bénéficiaires que pour les non-bénéficiaires. C'est l'inverse pour le salaire de base qui est 11 % plus élevé en 2012 et 13 % en 2016 pour les travailleurs engagés par des employeurs bénéficiaires par rapport à ceux engagés par des non-bénéficiaires.

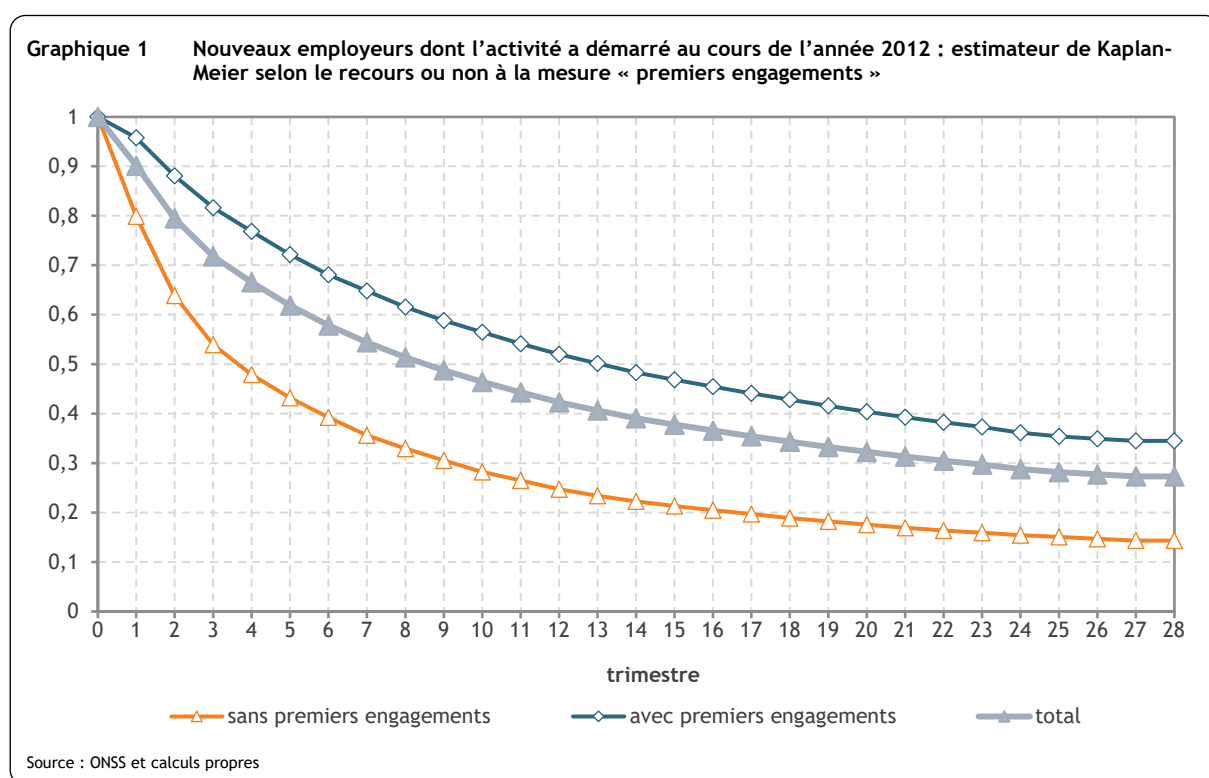
Enfin, la durée de vie moyenne est plus longue pour les employeurs bénéficiaires que pour les autres, en particulier pour la cohorte 2012. Cette différence pourrait être due à la mesure « premiers engagements » mais il est trop tôt à ce stade pour pouvoir en être sûr. Quant au nombre de trimestres moyen de recours à la mesure, il est de 9 en 2012 et de 8 en 2016. Etant donné que la période d'observation est plus courte pour la cohorte 2016, cela veut dire que les nouveaux employeurs bénéficient de manière plus continue de la mesure. La section suivante détaille ces informations pour les deux cohortes.

¹⁰ Par contre, les médianes sont très comparables entre les quatre groupes (1 travailleur).

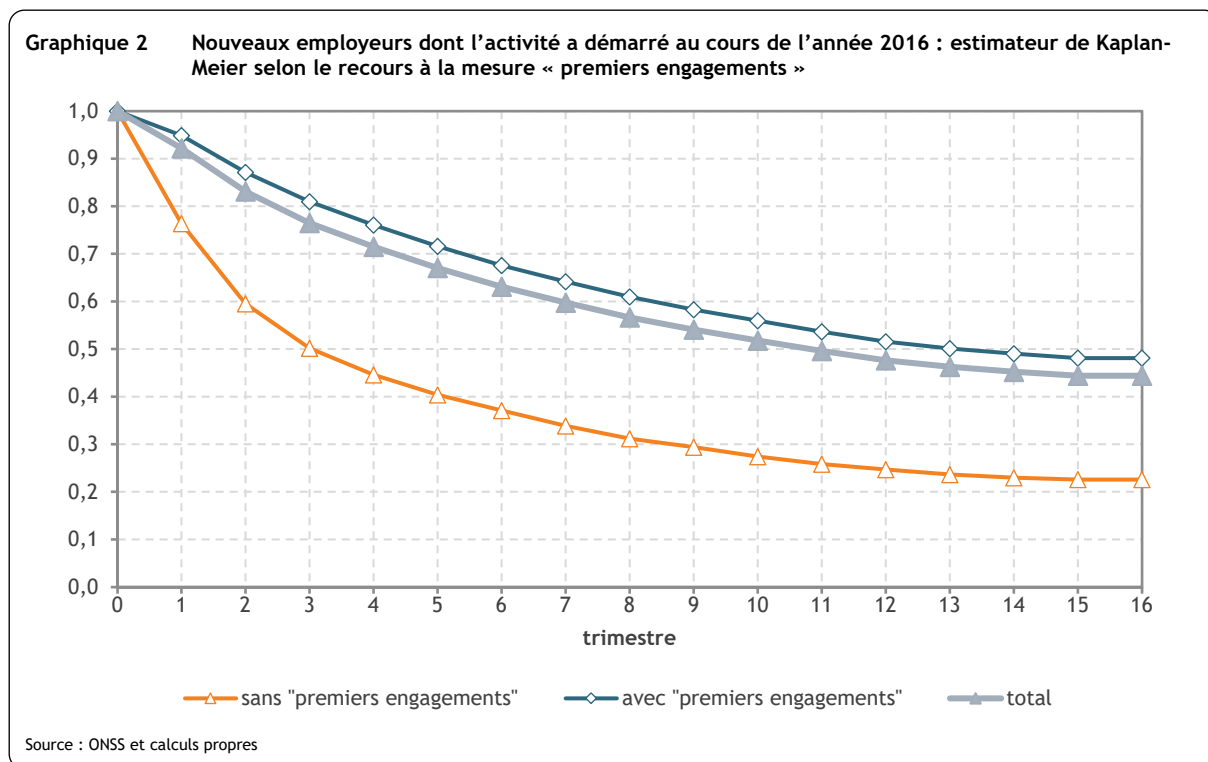
3.2. Courbes de survie

Dans notre étude, le concept de survie est utilisé pour examiner l'effet de la mesure « premiers engagements » sur la durée de vie des jeunes entreprises. Le graphique 1 présente l'estimateur du Kaplan-Meier des courbes de survie pour la cohorte 2012 selon que les nouveaux employeurs aient recouru au moins une fois à la mesure « premiers engagements ». Ces courbes illustrent l'évolution de la fraction de nouveaux employeurs encore en activité au cours des 28 trimestres d'observation. Au départ l'ensemble de la cohorte est présente, et au fur et à mesure des trimestres passés, elle diminue suite aux interruptions d'activité.

Le graphique illustre que le risque d'interruption est le plus élevé les premières années de vie de la jeune entreprise. Ainsi, près de la moitié des nouveaux employeurs n'atteint pas une durée d'existence de plus de deux ans (8 trimestres). La probabilité de survie se stabilise quelque peu ensuite, avec 37 % des nouveaux employeurs qui survivent au moins pendant 4 ans et 32 % au moins pendant 5 ans. En fin de période, un peu moins de 30 % des nouveaux employeurs sont encore affiliés à l'ONSS.



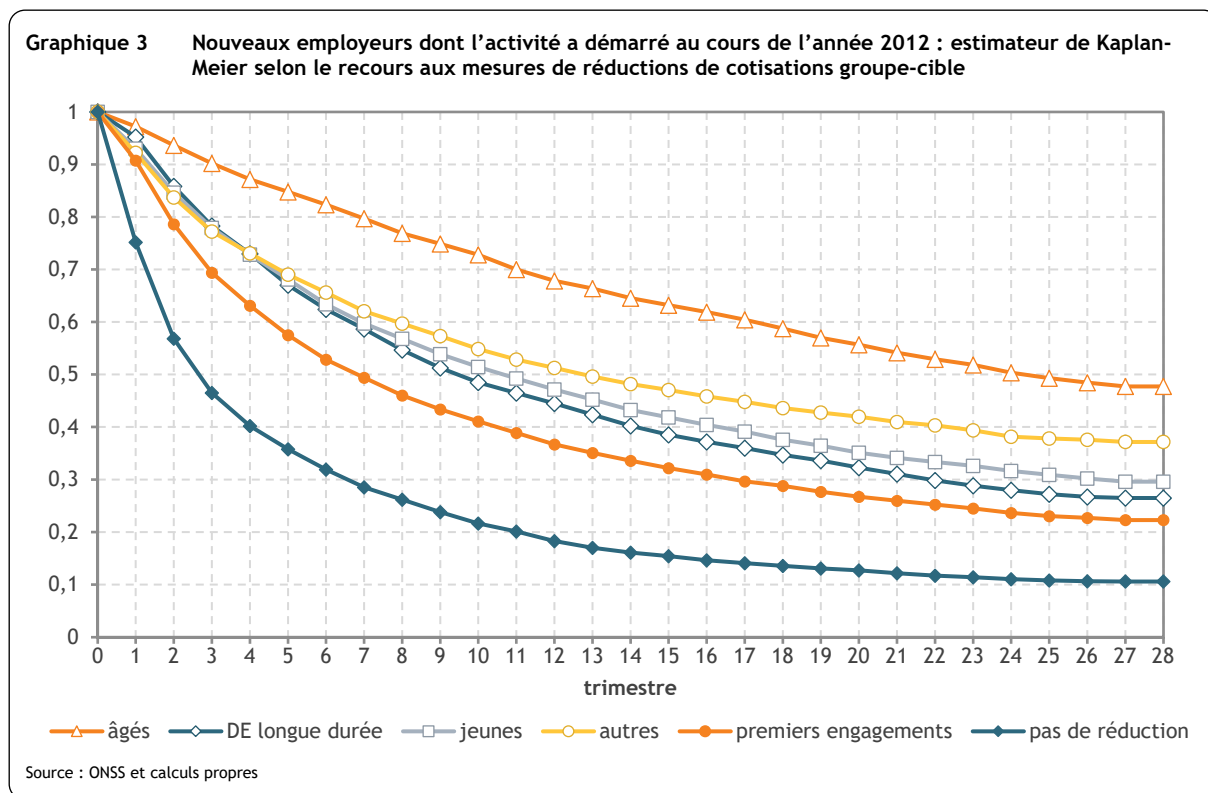
La courbe de survie des entreprises qui recourent à la mesure au moins une fois est toujours supérieure à celle des entreprises qui n'y recourent pas. En d'autres mots, les chances de poursuivre leur activité sont toujours supérieures pour les bénéficiaires quelle que soit leur durée d'activité. Alors que 96 % des jeunes entreprises qui recourent à la mesure sont encore en vie le premier trimestre après leur démarrage, seul 80 % le sont pour celles qui ne recourent pas. En fin de période, le taux de survie chute à 34 % pour celles qui recourent, contre 14 % pour celles qui ne recourent pas.



Le graphique 2 présente l'estimateur du Kaplan-Meier pour la cohorte 2016. Rappelons que le suivi se limite à 16 trimestres maximum pour cette cohorte. Comme pour la cohorte 2012, la courbe de survie des entreprises bénéficiaires est toujours supérieure. De manière très similaire à la cohorte 2012, un peu moins de 50 % des entreprises ayant bénéficié de la mesure « premiers engagements » est encore en vie après 16 trimestres d'activité contre un peu plus de 20 % pour celles n'ayant pas bénéficié de la mesure.

A nouveau, il serait prématuré de conclure sur base de ces deux graphiques que la mesure « premiers engagements » augmente la probabilité de survie des jeunes entreprises. En effet, d'autres caractéristiques pourraient expliquer ces différences de survie telles que la taille ou le secteur. De plus, les employeurs qui recourent à la mesure « premiers engagements » peuvent recourir à d'autres mesures de réductions de cotisations groupe-cible pour leurs autres travailleurs. Ainsi, 58 % des employeurs bénéficiaires ayant démarré leur activité en 2012 bénéficient également d'une autre mesure groupe-cible au cours de la période de suivi (cf. tableau 3).

Le graphique 3 présente l'estimateur de Kaplan-Meier pour la cohorte 2012 selon les différents types de mesures groupe-cible. Lorsqu'un nouvel employeur bénéficie d'une autre réduction groupe-cible en combinaison avec la mesure « premiers engagements », il est repris pour chaque mesure. Remarquons que certaines des autres mesures de réductions de cotisations peuvent être plus intéressantes pendant cette période. Ainsi la réduction pour l'embauche d'un chômeur de longue durée peut dans certains cas ouvrir le droit à une réduction de 1 000 euro pendant 21 trimestres alors que la période d'octroi de ce forfait est limitée à 5 trimestres pour la mesure « premiers engagements ».



Le graphique 3 montre que les courbes de survie des entreprises ayant bénéficié d'autres mesures de réductions de cotisations, en combinaison ou non avec la mesure « premiers engagements », sont plus élevées. En particulier, les entreprises ayant bénéficié de la mesure « travailleurs âgés » ont des chances de survie nettement plus élevées, avec un taux de survie de presque 50 % après 28 trimestres d'activité. En fait, ce sont les entreprises qui ne recourent à aucune mesure groupe-cible qui ont les taux de survie les plus faibles (11 % en fin de période). Si on exclut ce groupe, les entreprises ayant bénéficié de la mesure « premiers engagements » ont les chances de survie les plus faibles.

A nouveau, il est important de souligner que sur base de cette analyse descriptive, nous ne pouvons pas conclure que l'absence d'aide explique les taux de survie plus faibles des entreprises qui ne bénéficient d'aucune mesure. Ces entreprises et leurs employeurs pourraient avoir des caractéristiques corrélées avec le non-recours aux mesures qui génèrent en moyenne une durée d'activité plus courte, telles qu'un manque d'expérience ou une plus faible motivation.

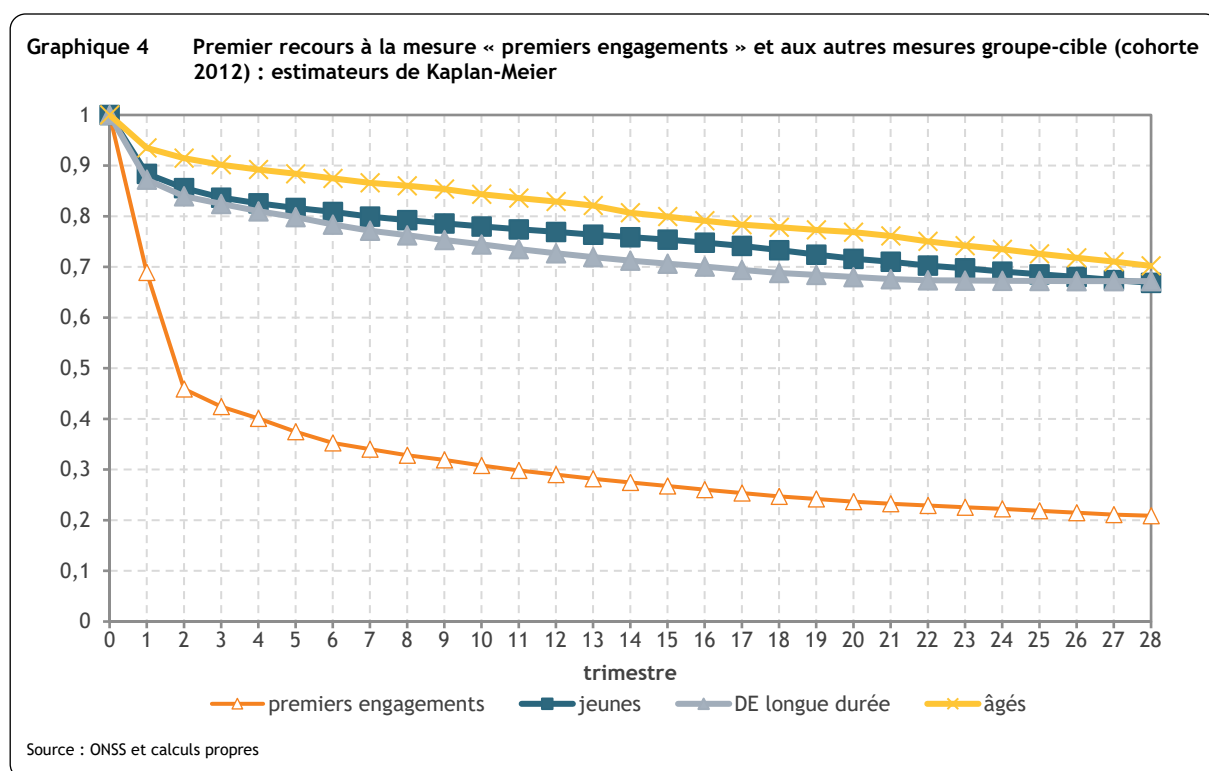
Au-delà des mesures de réductions de cotisations, de nombreuses caractéristiques des jeunes entreprises (taille, secteur, etc.) influencent leurs chances de survie. Pour évaluer l'effet de la mesure en tenant compte de ces caractéristiques, nous faisons appel à un modèle de durée multivarié qui sera présenté dans la section suivante. Ce type de modèle permet de comparer les trajectoires des bénéficiaires et des non-bénéficiaires de la mesure « premiers engagements » pendant toute la période d'observation¹¹.

Le modèle permet également de prendre en compte le moment à partir duquel les nouveaux employeurs ont recours à la mesure pour la première fois. Le graphique 4 illustre la dynamique de ce premier recours au cours du temps. De manière similaire aux graphiques précédents, ces courbes de

¹¹ Des méthodes alternatives telles que les modèles logit ou probit permettent de comparer les trajectoires à un moment spécifique dans le temps. Toutefois, le moment choisi reste arbitraire.

survie illustrent la fraction de nouveaux employeurs qui ne sont pas encore entrés dans les différents dispositifs au cours des 28 trimestres d'observation.

Rappelons qu'en 2012, les employeurs pouvaient bénéficier de 13 trimestres de réductions de cotisations à prendre pendant les 20 trimestres après l'engagement du premier travailleur. Un peu plus de la moitié (54 %) des nouveaux employeurs qui recourt au dispositif « premiers engagements » le fait directement à partir du trimestre d'embauche ou du trimestre suivant. Les entrées dans le dispositif continuent par la suite mais à un rythme beaucoup plus lent.

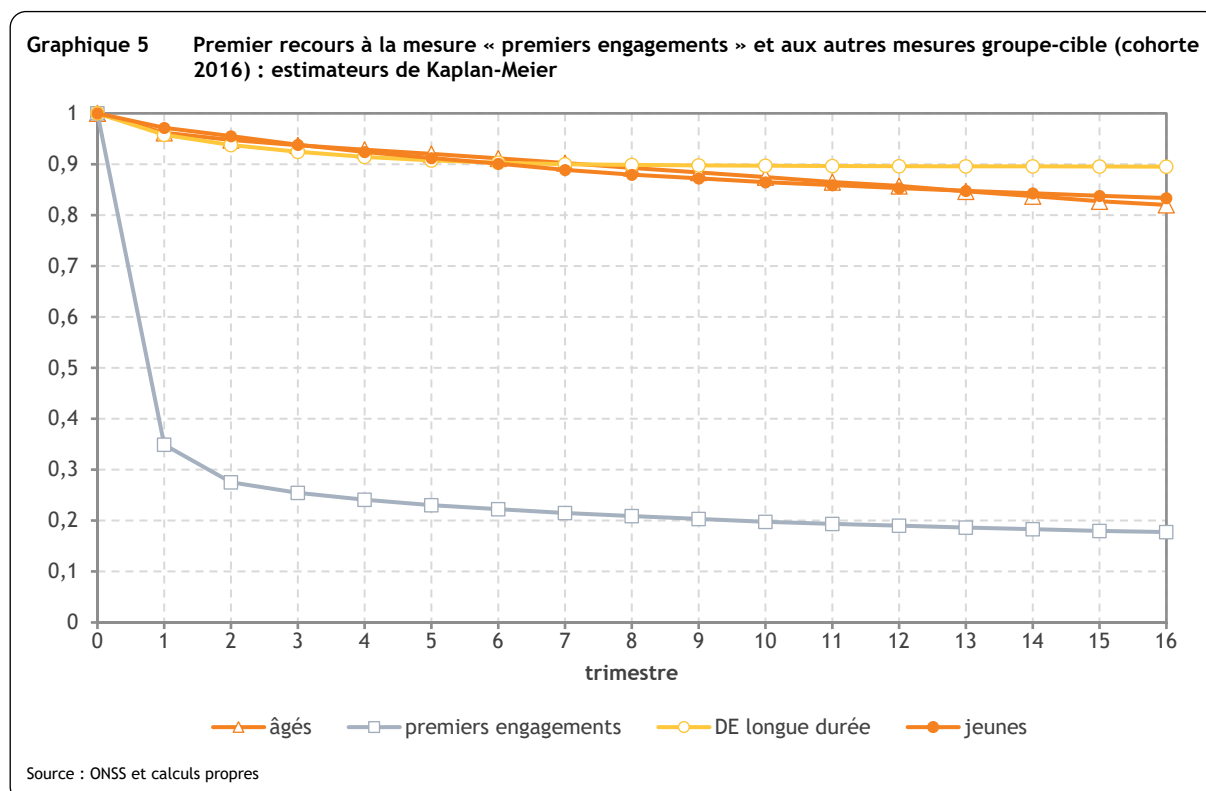


Les entrées plus tardives dans le dispositif « premiers engagements » peuvent correspondre à plusieurs cas de figure. Ainsi, un nouvel employeur pourrait engager un premier travailleur avec une autre réduction groupe-cible plus avantageuse et se tourner ensuite vers la réduction « premiers engagements » pour les trimestres restants dans la période de 20 trimestres suivant l'engagement. Une autre possibilité est un premier recours pour l'engagement d'un deuxième ou troisième travailleur auquel cas l'employeur ne bénéficie pas de la mesure « premiers engagements » pour le premier travailleur. Les entrées qui se font au-delà du 20^{ième} trimestre correspondent principalement à ce cas de figure.

Le profil au cours du temps à la mesure « premiers engagements » contraste avec celui des autres mesures de réductions de cotisations groupe-cible, en particulier au cours des deux premiers trimestres. Comme nous l'avons vu dans le tableau 3, un très grand nombre de nouveaux employeurs recourt à la mesure « premiers engagements » alors qu'un nombre beaucoup plus restreint recourt aux autres mesures de réductions de cotisation ciblées. Rappelons que contrairement aux autres mesures groupe-cible, il n'y a pas d'exigences en termes de profil du travailleur à engager pour la mesure « premiers engagements ». Elle pourrait donc être demandée de manière presque systématique.

Pour les autres mesures groupe-cible, l'employeur est obligé d'engager un travailleur avec un profil précis (jeune, âgé, demandeur d'emploi, etc.). Le recours à ces mesures pourrait donc se révéler plus « laborieux ». Des enquêtes auprès des employeurs ont montré que les mesures de réductions de cotisations, y compris les mesures groupe-cible, sont peu connues des employeurs. Dans de nombreux cas, c'est le secrétariat social qui demande la réduction et l'employeur n'est souvent pas au courant de leur existence¹².

Le graphique 5 présente la dynamique du premier recours à la mesure « premiers engagements » et aux autres mesures groupe-cible pour la cohorte 2016.



Cette fois, le recours à la mesure « premiers engagements » est encore plus marqué au cours des deux premiers trimestres. Ainsi 72 % des nouveaux employeurs ont recours à partir du premier ou deuxième trimestre après l'engagement de leur premier travailleur. Comme pour la cohorte 2012, ce profil contraste fortement avec celui des autres mesures groupe-cible. Soulignons que la mesure « premiers engagements » a été renforcée au 1/1/2016 et que des campagnes d'information ont été organisées de manière à faire connaître les nouvelles modalités de la mesure aux nouveaux employeurs et aux autres acteurs concernés (secrétariats sociaux, fédérations d'employeurs, etc.).

Enfin, le recours aux autres mesures groupe-cible est plus faible pour la cohorte 2016 que pour la cohorte 2012. Rappelons que les mesures groupe-cible ne peuvent pas être cumulées pour un même travailleur. Avec le renforcement en 2016, la mesure « premiers engagements » devient clairement encore plus attrayante que les autres mesures groupe-cible.

¹² Voir Boucq et López Novella (2018b).

4. Stratégie d'évaluation

La section précédente a montré que les jeunes entreprises ayant bénéficié de la mesure « premiers engagements » ont des probabilités de survie plus élevées. Toutefois, cet effet peut être dû à d'autres caractéristiques observées ou inobservées ; il est donc nécessaire de faire appel à des méthodes plus complexes pour isoler l'effet de la mesure. Dans cette section, nous présentons les différentes étapes de la stratégie d'évaluation.

4.1. Indicateur de résultat et biais de sélection

Pour évaluer l'impact des subsides à l'embauche, la plupart des études utilisent des indicateurs de résultats tels que la durée d'embauche ou la durée d'emploi des travailleurs engagés avec le subside (voir, par exemple, López Novella (2003)). De cette manière, ces études permettent de juger si les aides à l'embauche soutiennent l'insertion de ces travailleurs sur le marché du travail. Le fait que, depuis 2004, la réduction « premiers engagements » ne soit plus liée à un travailleur particulier rend de tels indicateurs difficiles à utiliser. De plus, les travailleurs engagés ne doivent pas appartenir à des groupes vulnérables sur le marché du travail et la mesure vise clairement à soutenir les jeunes entreprises.

Dans ce contexte, un indicateur alternatif est la « durée d'activité » ou de survie des jeunes entreprises elles-mêmes. Dans ce cas, la question d'évaluation devient : est-ce que la mesure « premiers engagements » aide les jeunes entreprises à maintenir une activité plus longtemps ? Dans l'affirmative, la mesure contribuerait à générer de l'emploi puisqu'un nouvel employeur qui survit plus longtemps correspond au maintien d'une création nette d'emploi. Ainsi, la mesure contribuerait à soutenir l'esprit d'entreprise et la création d'emploi.

Soulignons que le type d'évaluation effectuée ne nous permet pas de juger si les jeunes entreprises qui restent en vie grâce à la mesure sont productives ou innovantes. Elle ne nous permet pas non plus de quantifier d'éventuels effets d'aubaine, c'est-à-dire si l'engagement aurait de toutes façons eu lieu avec ou sans le recours à la mesure. Néanmoins, puisque la mesure vise à soutenir les nouveaux employeurs qui engagent leurs premiers travailleurs, il est essentiel d'examiner si au moins cet objectif est atteint.

Pour répondre à la question d'évaluation, il est important de pouvoir distinguer les effets de la mesure des effets de sélection. Le biais de sélection apparaît lorsque les employeurs qui utilisent la mesure ont un profil particulier qui n'est souvent pas observé par l'évaluateur et qui a également un impact sur la durée de vie de la jeune entreprise. Ainsi, si les nouveaux employeurs qui recourent à la mesure « premiers engagements » sont à la base les employeurs qui démarrent avec de nombreux travailleurs ou les mieux organisés, alors l'effet de la mesure pourrait être surestimé. En effet, il est probable que les employeurs les mieux organisés soient également ceux qui ont les chances de survie les plus grandes. À l'inverse, si ce sont surtout les employeurs qui ont de faibles aptitudes entrepreneuriales qui recourent à la mesure alors l'effet de la mesure pourrait être sous-estimé. La section suivante présente la stratégie d'évaluation qui vise à limiter le biais de sélection autant que possible.

4.2. Stratégie d'évaluation

Pour estimer l'effet de la mesure, nous utilisons, dans un premier temps, un modèle de durée multivarié combiné à une procédure d'appariement dynamique. Concrètement, le modèle de durée nous permet d'estimer l'effet de la mesure sur la durée de vie des jeunes entreprises au cours du temps et en prenant en compte d'autres facteurs influençant la survie tels que la taille ou le secteur d'activité. A son tour, la méthode d'appariement en amont de l'analyse de durée permet de réduire le biais de sélection qui émane de caractéristiques observées des jeunes entreprises. Enfin, et pour estimer l'effet du renforcement de la mesure en 2016, nous utilisons la méthode des « doubles différences ».

4.2.1. La méthode d'appariement dynamique

Pour estimer l'effet de la mesure « premiers engagements » sur la survie des jeunes entreprises, nous aimerions idéalement comparer la durée de vie des mêmes entreprises avec et sans recours à cette mesure. En d'autres mots, il nous faudrait observer ce qu'il serait arrivé aux employeurs qui ont recouru à la mesure s'ils n'y avaient pas recouru. Cette situation contrefactuelle n'existe évidemment pas dans la réalité mais la méthode d'appariement permet de s'y rapprocher en identifiant des nouveaux employeurs qui n'ont pas recouru à la mesure mais qui ressemblent fortement à ceux ayant recouru.

Concrètement, la méthode d'appariement permet de rendre le groupe des bénéficiaires et des non-bénéficiaires plus comparables en pondérant chaque observation. Les poids sont déterminés en fonction de la probabilité d'appartenir au groupe des bénéficiaires chaque trimestre. Ceci veut dire que des individus qui n'ont pas bénéficié de la mesure mais qui ressemblent fortement aux bénéficiaires vont recevoir des poids élevés alors que des employeurs atypiques bénéficiaires et non-bénéficiaires vont recevoir des poids plus faibles.

L'aspect dynamique est également important. Les poids sont calculés séparément pour chaque trimestre sur base des employeurs qui sont encore présents. Les employeurs qui n'ont pas encore bénéficié de la mesure servent de groupe témoin. Ce groupe peut changer au cours du temps et un employeur qui ne bénéficie pas de la mesure pendant un trimestre pourrait en bénéficier ultérieurement. Cet employeur sera dans le groupe témoin pendant les trimestres où il ne bénéficie pas encore de la mesure et dans le groupe de traitement à partir du moment où il en bénéficie.

Cette méthode permet de contrôler pour le biais de sélection s'il existe un ensemble de variables observables pour lesquelles une indépendance d'affectation au traitement peut être vérifiée¹³. Comme cela a été mentionné précédemment, les employeurs comptent principalement sur leurs secrétariats sociaux pour obtenir ces aides, ce qui est une information observée dans nos données. Toutefois, des informations sur les caractéristiques individuelles des employeurs (âge, expérience, etc.) ou à caractère financier pourraient également se révéler importantes dans la décision de recourir à la mesure¹⁴. Nous reviendrons sur ces aspects dans la section 5.

¹³ C'est ce qu'on appelle le Condition d'Indépendance Conditionnelle.

¹⁴ La section 5.3 présente les résultats d'un modèle estimé sur une partie de l'échantillon et qui comprend la valeur ajoutée comme variable supplémentaire.

La tableau A2 en annexe présente les caractéristiques de l'échantillon 2012 après pondération. Les caractéristiques des groupes bénéficiaires et non-bénéficiaires sont mieux balancées que dans les données brutes (cf. tableau 3). En revanche, pour la cohorte 2016, il n'a pas été possible de réduire le biais de sélection sur base de caractéristiques observées dans nos données¹⁵. Dès lors, et pour estimer l'effet du renforcement de la mesure en 2016, nous avons réalisé une analyse supplémentaire (voir section 4.2.3).

4.2.2. Le modèle de durée

Dans l'analyse, nous nous limitons à la première inscription d'un nouvel employeur auprès de l'ONSS. Ainsi, un employeur qui ne déclare plus de travailleurs pendant au moins un trimestre est considéré comme ayant interrompu son activité et les trimestres ultérieurs au cours desquels il aurait réengagé des travailleurs ne sont pas pris en considération¹⁶.

En ce qui concerne la mesure « premiers engagements », nous nous limitons à évaluer la première utilisation par les nouveaux employeurs. Dans la plupart des cas, il s'agira d'un recours pour l'engagement d'un premier travailleur. Si le début de l'octroi a lieu au-delà de la première année, il pourrait s'agir d'un recours pour l'engagement d'un travailleur subséquent. Dans certains cas, cela est dû au fait que le nouvel employeur a déjà bénéficié d'autres réductions groupe-cible plus avantageuses pour le premier travailleur.

Au départ nous voulions estimer pour la cohorte 2012, l'effet des 13 trimestres d'octroi de la réduction comme prévu par la mesure. Toutefois, et comme l'a montré le tableau 3, les employeurs bénéficiaires recourent en moyenne pendant 9 trimestres (8 trimestres pour la cohorte 2016). En fait, un nombre non-négligeable d'employeurs ne perçoit pas la réduction de manière continue ou pendant tous les trimestres auxquels l'employeur a droit.

Une discontinuité apparaît souvent chez les tout petits employeurs qui ont un volume de travail insuffisant au cours de certains trimestres pour bénéficier de la mesure de manière continue¹⁷. En revanche, le fait qu'un nombre non-négligeable de nouveaux employeurs ne bénéficie pas de l'ensemble des 13 trimestres est principalement dû à une durée d'activité trop courte et dans une moindre mesure à une permutation de mesures groupe-cible ou à une interruption lorsque le montant de la réduction baisse¹⁸.

Dans notre modélisation, nous définissons le « traitement » à l'aide d'une variable binaire qui prend la valeur 1 à partir du premier trimestre d'octroi et jusqu'au dernier trimestre d'observation de l'employeur. Cette modélisation simple nous permet de répondre à la question de savoir si les employeurs ayant bénéficié de la mesure « premiers engagements » ont en moyenne une durée d'activité plus longue que ceux qui n'en ont pas bénéficié¹⁹.

¹⁵ Pour cette cohorte, le modèle comprenant la procédure d'appariement n'a pas convergé.

¹⁶ Il en va de même pour tout nouvel employeur qui change de numéro de matricule ONSS. C'est le cas notamment lors d'une fusion ou d'une reprise par une autre entreprise.

¹⁷ Le volume de travail doit être d'au moins 28,5 % pour ouvrir le droit à la réduction.

¹⁸ Pour la cohorte 2012, la réduction était de 1 000 euro pendant les cinq premiers trimestres et de 400 euro les huit trimestres suivants.

¹⁹ Les autres mesures groupe-cible sont introduites de manière similaire dans le modèle. Pour toutes ces mesures aucune distinction n'est faite entre la période d'octroi et la période ultérieure.

Nous observons la « durée de vie » des nouveaux employeurs trimestrielllement. Le modèle de durée retenu est donc de type discret et proportionnel²⁰, c'est-à-dire que nous conditionnons les variables explicatives, y compris la participation à la mesure étudiée, à avoir un effet (multiplicateur) identique quel que soit le moment considéré. En d'autres termes, les caractéristiques retenues augmentent ou réduisent le risque d'une cessation d'activité de manière proportionnelle au cours du temps. Dans la section 5.2, nous relâcherons cette propriété du modèle de manière à investiguer si les effets varient selon le moment d'entrée dans le dispositif ou la taille du nouvel employeur.

Les modèles de survie étudient le temps écoulé avant qu'un événement ne survienne. Ainsi, la variable à expliquer n'est pas à proprement parler la durée de vie mais le risque qu'un nouvel employeur interrompe son activité à un moment spécifique dans le temps t , alors qu'il a survécu jusque $t-1$. Ce risque est appelé « hasard ». Le modèle nous permet d'expliquer ce risque à l'aide du temps, de caractéristiques observées des employeurs et de leurs travailleurs, y compris le recours à la mesure premiers engagements, et de caractéristiques inobservées. L'équation 1 présente formellement le modèle :

$$h(t|t_{pe}, x, v) = h_0(t) \gamma(X) v e^{\delta I(t > t_{pe})}$$

où $h(\cdot)$ est le risque ou hasard conditionnel qui est fonction du temps t , du trimestre d'entrée dans le dispositif t_{pe} et de caractéristiques observées x et inobservées v . Le membre de droite de l'équation comporte les éléments suivants :

- la fonction de « hasard de base » $h_0(\cdot)$ représente la relation sous-jacente entre le hasard et le temps. Dans notre modèle, elle est modélisée de manière flexible à l'aide de variables binaires²¹. Cette fonction constitue une référence lorsque toutes les variables explicatives prennent la valeur zéro et permet d'apprécier si le hasard dépend du temps ou non. Si le risque de sortie des nouveaux employeurs augmente ou diminue avec la durée d'activité, indépendamment de leurs caractéristiques, alors on parle de dépendance à la durée ;
- $\gamma(\cdot)$ est une fonction des variables explicatives observées et décrit comment le hasard répond à des variations de ces variables. Les caractéristiques observées comprennent le secteur d'activité (a21), le nombre de travailleurs à la fin du trimestre d'entrée, le salaire brut de base ainsi que la présence d'un avantage lié à une voiture de société pour le trimestre d'entrée, un indicateur conjoncturel trimestriel, la part des ouvriers, des travailleurs jeunes et âgés et des femmes durant le trimestre d'entrée, l'affiliation à un secrétariat social lors du trimestre d'entrée et si l'employeur était présent au cours de l'année précédente dans la base de données, en l'occurrence sans personnel régulier. Seul l'indicateur conjoncturel varie au cours du temps. ;
- v est un paramètre qui capte l'hétérogénéité non-observée et la manière dont le hasard fluctue en fonction de variables inobservées dans les données²² ;
- $I(t > t_{pe})$ est une fonction indicatrice qui prend la valeur 1 si la condition entre parenthèses est respectée, c'est-à-dire si l'employeur a eu recours à la mesure « premiers engagements » à partir

²⁰ Il s'agit du modèle de survie en temps discret cloglog, qui utilise une transformation de type « Log-log complémentaire » ($y = \text{CLogLog}(p) = \ln(-\ln(1-p))$).

²¹ Plus précisément, il y a 7 variables binaires annuelles pour la cohorte 2012 et 4 variables binaires semestrielles suivies de 2 annuelles pour la cohorte 2016.

²² L'hétérogénéité non-observée est modélisée de manière non-paramétrique et selon une fonction de densité ayant deux points de support.

du moment t_{pe} . Le paramètre δ représente l'effet de la mesure « premiers engagements ». Dans un premier temps, cet effet est constant. Ensuite, nous examinons si cet effet varie dans le temps ou dépend de certaines caractéristiques des nouveaux employeurs.

Le modèle est estimé à l'aide de la procédure « hshaz » du logiciel Stata. Les coefficients repris dans les tableaux (exp(b)) sont des « hazard ratio », c'est-à-dire qu'ils s'interprètent par rapport à la valeur 1. Par exemple, et si on considère la mesure « premiers engagements », un hazard ratio inférieur à 1 signifie que les employeurs ayant bénéficié de la mesure ont un risque plus faible d'interrompre leur activité que ceux qui n'en ont pas bénéficié. A l'inverse, un « hazard ratio » supérieur à 1 signifie qu'ils ont un risque plus élevé.

4.2.3. La méthode des « doubles différences »

Contrairement à la méthode d'appariement, la méthode des « doubles différences » permet sous certaines conditions de contrôler pour le biais de sélection émanant des caractéristiques non-observées dans les données, telles que la motivation ou l'expérience entrepreneuriale des nouveaux employeurs. Si en moyenne, les nouveaux employeurs ont la même motivation ou le même niveau d'aptitudes entrepreneuriales entre les deux périodes, la comparaison dans le temps permet d'éliminer cette source de sélection.

La méthode repose sur la comparaison des participants et des non-participants avant et après l'introduction de la mesure. Dans notre cas, nous évaluons le renforcement de la mesure « premiers engagements » à partir de 2016 par rapport à la situation qui existait en 2012 (cf. section 2.2). Sommairement, il s'agit de l'accroissement du forfait, en particulier pour l'engagement d'un premier travailleur qui devient une exonération illimitée dans le temps, et de l'élargissement jusqu'au sixième travailleur. Comme précédemment, nous nous concentrons sur le premier recours d'un employeur à la mesure.

Cette fois, nous combinons l'analyse de durée et la méthode des « doubles différences » de manière à répondre à la question d'évaluation suivante : est-ce que le renforcement a permis d'accroître la durée d'activité des employeurs bénéficiaires par rapport à une situation où ils auraient bénéficié de la mesure avec les modalités de 2012 ? Pour ce faire, nous utilisons un modèle de durée similaire à celui présenté dans la section précédente auquel nous ajoutons 3 nouvelles variables :

$$h(t|t_{pe}, x, v) = h_0(t) \gamma(X, D, T, DT) v$$

- une variable binaire D qui vaut 1 si l'employeur bénéficie de la mesure « premiers engagements » en 2012 ou en 2016 et 0 sinon ;
- une variable binaire T qui vaut 1 si le nouvel employeur démarre son activité en 2016 et 0 s'il la démarre en 2012 ;
- une variable binaire DT qui vaut 1 si l'employeur démarre son activité en 2016 et qu'il bénéficie de la mesure « premiers engagements » et 0 sinon. C'est le coefficient de cette variable qui capte l'effet du renforcement de la mesure.

Le modèle est estimé sur une période 3 ans : les employeurs qui ont démarré une activité au cours de l'année 2012 sont suivis jusqu'au quatrième trimestre 2015 alors que ceux entrés en 2016 le sont jusqu'au quatrième trimestre 2019.

5. Résultats

5.1. Effet de la mesure « premiers engagements »

Les tableaux A2 et A3 en annexe présentent l'ensemble des résultats des estimations pour les deux cohortes respectivement. Deux modèles avec hétérogénéité non-observée ont été estimés pour chaque cohorte, respectivement avec et sans prise en compte de la procédure d'appariement. Toutefois, ce dernier modèle n'a pas convergé pour la cohorte 2016.

Comme on pouvait s'y attendre, plus un nouvel employeur a de travailleurs lorsqu'il démarre son activité plus le risque d'interruption se réduit par la suite. De même pour le salaire, le risque d'interruption baisse lorsque le salaire moyen augmente. En ce qui concerne la région, un nouvel employeur qui démarre son activité en région de Bruxelles-Capitale a un risque d'interruption beaucoup plus grand qu'un employeur qui démarre en Flandre. En revanche, un employeur wallon a un risque un peu plus faible qu'un employeur flamand. Les caractéristiques des travailleurs sont également importantes : les employeurs qui comptent relativement plus de travailleurs âgés et de femmes ont un risque d'interruption plus faible. Par rapport au secteur du commerce, un employeur qui démarre dans le secteur de l'Horeca a un risque beaucoup plus élevé d'interrompre son activité alors que le phénomène s'inverse pour les services financiers. Enfin, l'affiliation à un secrétariat et surtout la présence préalable de l'employeur à l'ONSS²³ réduiraient le risque d'interruption de l'activité.

Le paramètre captant l'hétérogénéité non-observée est significatif dans tous les modèles. Dans le modèle avec prise en compte de la procédure d'appariement (2012), le risque d'interruption diminue fortement avec le temps même lorsqu'on prend en compte les caractéristiques non-observées des nouveaux employeurs. Par rapport à la première année, le risque d'interruption diminue de manière croissante au fur et à mesure que les années d'activité augmentent et connaît une forte baisse au cours de la septième année.

Le tableau 4 reprend les coefficients²⁴ associés à la mesure « premiers engagements ». Pour la cohorte 2012, trois modèles sont présentés : le modèle 1 est le plus simple et n'inclut ni l'hétérogénéité non-observée ni la procédure d'appariement ; le modèle 2 prend en compte l'hétérogénéité non-observée ; enfin le modèle 3 inclut l'hétérogénéité non-observée et la procédure d'appariement. La comparaison de ces trois modèles nous permet de mieux comprendre l'importance des caractéristiques non-observées et du biais de sélection. Pour la cohorte 2016, seuls les deux premiers modèles ont pu être estimés.

Le coefficient de la mesure « premiers engagements » est significativement inférieur à 1 dans tous les modèles examinés, ce qui veut dire que la mesure réduit le risque d'interruption de l'activité²⁵. L'effet est très similaire selon que l'on prenne l'hétérogénéité non-observée en compte ou pas.

²³ Rappelons qu'il s'agit d'employeurs partiellement assujettis à la sécurité sociale au cours des quatre trimestres précédant leur entrée.

²⁴ Plus spécifiquement, il s'agit de hazard rates ($\exp(\beta)$). Pour des raisons de simplicité, nous les appelons coefficients dans le texte.

²⁵ Inversement, un « hazard rate » supérieur à 1 signifie que la variable augmente le risque d'interruption de l'activité.

Tableau 4 Effet de la mesure « premiers engagements » sur le risque de fin d'activité des nouveaux employeurs

Hazard rates	Cohorte 2012						Cohorte 2016					
	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3 ²	
	Exp(b)	Err. Std	Exp(b)	Err. Std	Exp(b)	Err. Std	Exp(b)	Err. Std	Exp(b)	Err. Std	Exp(b)	Err. Std
Premiers engagements ¹	0,85 ^a	0,01	0,85	0,02	0,91	0,02	0,80	0,02	0,77	0,02	-	-
Hétérogénéité non-observée	-		oui		oui		-		oui		oui	
Matching	-		-		oui		-		-		oui	
# d'observations			288.797					287.576				
Log likelihood	-59.850		-59.698		-56.396		-60.823		-60.823			

¹ : tous les coefficients sont significatifs ($p < 0,01$). ² : ce modèle n'a pas convergé.

Modèle 1 : modèle sans prise en compte de l'hétérogénéité non-observée et sans procédure d'appariement ;

Modèle 2 : modèle avec prise en compte de l'hétérogénéité non-observée et sans procédure d'appariement ;

Modèle 3 : modèle avec prise en compte de l'hétérogénéité non-observée et avec procédure d'appariement.

^a Lecture : les employeurs bénéficiaires ont 15 % de chances en moins d'interrompre leur activité par rapport aux employeurs non-bénéficiaires.

Pour la cohorte 2012, l'effet positif de la mesure diminue une fois que l'on tient compte du biais de sélection (modèle avec procédure d'appariement). Le coefficient passe de 0,85 à 0,91, ce qui veut dire que la mesure réduit toujours le risque de sortie (le coefficient reste inférieur à 1) mais de manière plus limitée. Ces résultats indiquent aussi que le biais de sélection est positif : ce sont les nouveaux employeurs qui ont des caractéristiques observées favorables qui recourent le plus souvent à la mesure. Une fois qu'on tient compte de ce biais, l'effet positif de la mesure sur la survie des jeunes entreprises se réduit.

Avant de s'intéresser aux résultats pour la cohorte 2016, il est important de souligner qu'il est plus difficile d'évaluer l'effet de la mesure pour cette cohorte. Presque 80 % des employeurs ayant démarré une activité en 2016 recourt à la mesure étudiée. En d'autres mots, les employeurs non-bénéficiaires sont trop peu nombreux pour permettre la construction d'un bon groupe de contrôle et ils risquent d'avoir un profil spécifique. Dans l'analyse descriptive, par exemple, nous avons vu que les nouveaux employeurs qui ne recourent pas à la mesure sont en moyenne plus grands que ceux qui y recourent. Le fait qu'il est plus difficile de construire un groupe de contrôle adéquat pour cette cohorte explique également les difficultés techniques rencontrées pour estimer un modèle qui réduit le biais de sélection à l'aide de la procédure d'appariement.

Les résultats du modèle sans prise en compte du biais de sélection indiquent que la mesure engendrerait une baisse du risque d'interruption de l'activité plus élevée que pour la cohorte 2012. A ce stade, il est toutefois difficile d'interpréter cette différence. Bien que la mesure soit plus avantageuse en 2016, le suivi dans le temps à l'aide de nos données est plus court et nous n'avons pas pu réduire le biais de sélection pour cette cohorte. Tous ces facteurs pourraient expliquer l'effet positif plus important que l'on observe par rapport à 2012. C'est la raison pour laquelle nous revenons sur l'estimation de l'effet du renforcement de la mesure dans la section 5.5.

5.2. Effets hétérogènes

Dans la section précédente, nous avons considéré que l'impact de la mesure « premiers engagements » sur la survie des jeunes entreprises est homogène, c'est-à-dire qu'il est le même quel que soit le moment du recours ou quelles que soient les caractéristiques des entreprises. Le tableau 5 présente les principaux résultats. Pour la cohorte 2012, il s'agit d'un modèle avec correction pour le biais de sélection. En revanche, pour la cohorte 2016, aucune correction pour un éventuel biais de sélection n'a pu être effectuée²⁶.

Tableau 5 Effets hétérogènes de la mesure « premiers engagements »

Hazard rates	Cohorte 2012 ^a		Cohorte 2016 ^b	
	Exp(b)	Err. Std.	Exp(b)	Err. Std.
Volume de travail moyen^c				
volume ≤ 0,5*	-	-	-	-
0,5 < volume < 1	<i>1,00</i>	<i>0,03</i>	<i>0,96</i>	<i>0,03</i>
volume > 1	<i>0,80^d</i>	<i>0,04</i>	<i>0,79¹</i>	<i>0,03</i>
Statut des travailleurs				
Employé*	-	-	-	-
Ouvrier	<i>0,92¹</i>	<i>0,04</i>	<i>1,18¹</i>	<i>0,05</i>
Région du siège social				
Bruxelles-Capitale	<i>1,01</i>	<i>0,05</i>	<i>1,05</i>	<i>0,07</i>
Flandre*	-	-	-	-
Wallonie	<i>0,98</i>	<i>0,05</i>	<i>0,87¹</i>	<i>0,04</i>
Trimestre de création de la jeune entreprise				
1 ^{er} trimestre*	-	-	-	-
2 ^{ème} trimestre	<i>0,96</i>	<i>0,05</i>	<i>0,91</i>	<i>0,05</i>
3 ^{ème} trimestre	<i>0,95</i>	<i>0,05</i>	<i>0,92</i>	<i>0,05</i>
4 ^{ème} trimestre	<i>1,51¹</i>	<i>0,09</i>	<i>0,81¹</i>	<i>0,05</i>

* : modalité de référence ; ¹ : coefficient significatif (p<0,05) ; italique: coefficient non-significatif.

^a : modèle avec prise en compte de l'hétérogénéité non-observée et avec correction pour le biais de sélection.

^b : modèle avec prise en compte de l'hétérogénéité non-observée mais sans correction pour le biais de sélection.

^c : trimestre d'entrée.

^d Lecture : les employeurs bénéficiaires dont le volume de travail de départ est supérieur à un temps plein ont 20 % de chances en moins d'interrompre leur activité par rapport aux employeurs bénéficiaires qui ont volume de travail inférieur ou égal à un mi-temps.

La mesure aurait un effet différencié selon la taille du nouvel employeur mais uniquement pour les plus « grands » employeurs, c'est-à-dire ceux qui démarrent une activité avec un volume de travail supérieur à un équivalent temps plein. Pour ces employeurs, le risque d'interruption se réduirait grâce à la mesure par rapport aux employeurs qui démarrent avec un volume de travail inférieur à un mi-temps. Cet effet est similaire pour les deux cohortes. Soulignons que les « grands » employeurs sont minoritaires, 25 % pour la cohorte 2012 et 20 % pour la cohorte 2016. En outre, cet effet positif pourrait découler en partie des réductions accordées pour des travailleurs additionnels, deuxième et troisième pour la cohorte 2012 et deuxième jusqu'à sixième pour la cohorte 2016.

Le statut des travailleurs pour lesquels l'employeur bénéficie de la mesure peut également engendrer un effet différencié. Pour la cohorte 2012, les employeurs bénéficiaires qui ont une part plus importante d'ouvriers ont un risque plus faible d'interrompre leur activité. En revanche, pour la cohorte 2016, ce sont les employeurs bénéficiaires qui occupent une part plus importante d'employés qui ont des chances plus faibles d'interrompre leur activité.

²⁶ Le modèle qui prend en compte la procédure d'appariement ne converge pas pour la cohorte 2016.

En ce qui concerne la région du siège social, et par rapport aux nouveaux employeurs qui démarrent une activité en Flandre, les nouveaux employeurs wallons réduiraient en 2016 de manière un peu plus prononcée leur risque d'interruption grâce à la mesure. En revanche, aucun effet différencié n'apparaît pour la cohorte 2012.

Enfin, le trimestre de création de la jeune entreprise pourrait également générer un effet différencié de la mesure, en particulier pour la cohorte 2012. Rappelons que la mesure « premiers engagements » a connu un renforcement au cours du quatrième trimestre de l'année 2012. Les employeurs qui ont démarré leur activité lors de ce trimestre pouvaient bénéficier de montants de réduction sensiblement plus importants (cf. tableau 1).

Pour la cohorte 2012, les résultats font apparaître que les employeurs bénéficiaires qui démarrent leur activité au cours du quatrième trimestre ont une probabilité plus élevée d'interrompre leur activité que ceux qui démarrent au cours du premier trimestre de l'année. Ce résultat surprenant pourrait indiquer que le renforcement de la mesure aurait eu comme effet d'attirer un plus grand nombre de nouveaux employeurs avec de faibles chances de survie.

L'expérience entrepreneuriale, la motivation, l'accès à des réseaux, etc. sont des caractéristiques non-observées dans nos données qui ne sont pas prises en compte dans la procédure d'appariement. En l'absence de correction pour un biais de sélection émanant de ces caractéristiques non-observées, l'effet du renforcement de la mesure apparaît « négatif », c'est-à-dire qu'il augmente le risque d'interruption de l'activité.

Pour la cohorte 2016, les résultats sont très différents. Cette fois, les nouveaux employeurs bénéficiaires qui ont démarré une activité au quatrième trimestre de l'année ont un risque d'interruption plus faible que ceux ayant démarré au premier trimestre de l'année. Comme pour la cohorte 2012, il pourrait s'agir d'un biais de sélection émanant de caractéristiques non-observées. Toutefois, ce biais pourrait également émaner de caractéristiques observées puisque nous n'avons pas pu réduire le biais de sélection sur base de la procédure d'appariement. Enfin, et comme pour la cohorte 2012, les résultats pour les autres trimestres ne sont pas significativement différents de 1.

Pour terminer, mentionnons aussi que nous avons testé d'autres interactions, notamment avec le moment du recours au dispositif, mais que nous n'avons pas trouvé d'effets différenciés pour ces critères.

5.3. Analyse de sensibilité

Dans les sections précédentes, il a été mentionné que nous ne disposons dans nos données ni d'informations financières ni d'informations sur les caractéristiques socio-démographiques de nouveaux employeurs (âge, niveau d'études, etc.). Le tableau 6 présente les principaux résultats de l'estimation d'un modèle à effets homogènes avec procédure d'appariement qui comprend la valeur ajoutée comme variable de contrôle additionnelle. Cette information est disponible pour un grand nombre d'employeurs en 2012 mais elle ne l'est pas pour la cohorte 2016. Le tableau A4 en annexe présente l'ensemble des résultats de ce modèle pour la cohorte 2012.

Tableau 6 Effets de la mesure « premiers engagements » : modèle avec la valeur ajoutée et échantillon d'employeurs entrés en 2012

Hazard rates	Modèle avec procédure d'appariement	
	Exp(b)	Std. Err.
Premiers engagements	0,91 ¹	0,02
# d'observations	255.988	
Log likelihood	-48.867	

¹ : coefficient significatif ($p < 0,01$).

^d Lecture : les employeurs bénéficiaires ont 9 % de chances en moins d'interrompre leur activité par rapport aux employeurs non-bénéficiaires.

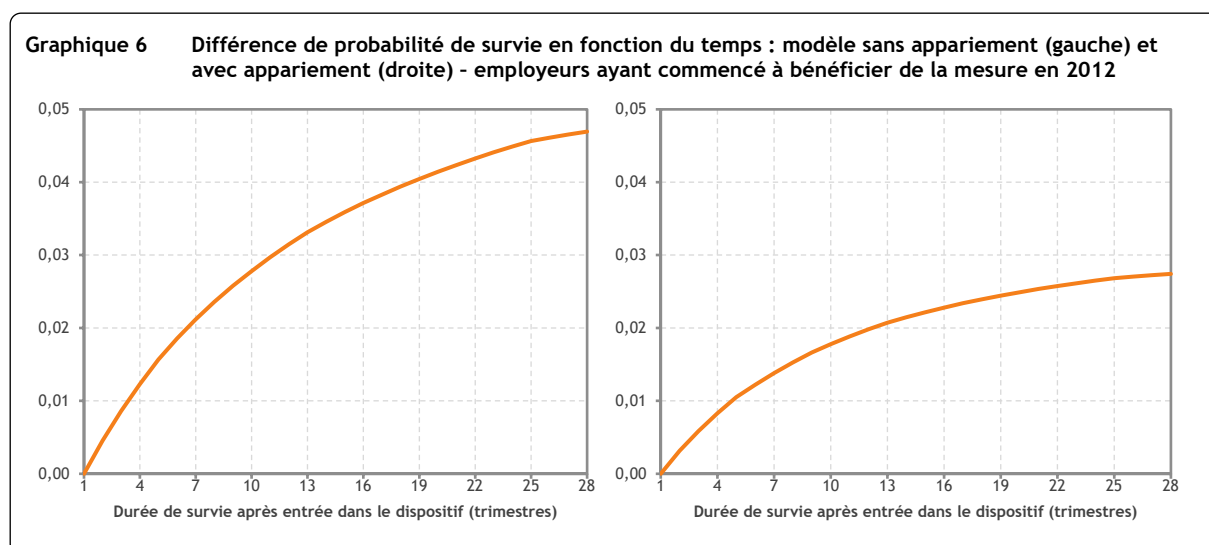
Les résultats de ce modèle sont très similaires à ceux obtenus avec l'ensemble de l'échantillon et sans prise en compte de la valeur ajoutée. L'effet de la valeur ajoutée est négatif, c'est-à-dire qu'une valeur ajoutée plus élevée réduit le risque d'une interruption de l'activité. Le coefficient de la mesure « premiers engagements » est identique à celui du même modèle sans la valeur ajoutée. Ce résultat est rassurant et confirme la validité des résultats obtenus avec l'ensemble de l'échantillon. Dans les sections suivantes où l'effet net de la mesure est présenté, ce sera le modèle sans la valeur ajoutée qui sera retenu, de manière à prendre en compte l'ensemble des nouveaux employeurs dans les estimations.

5.4. Effet agrégé net de la mesure

Pour illustrer l'effet agrégé net de la mesure « premiers engagements » sur la survie des nouveaux employeurs, nous comparons dans le temps, d'une part, les probabilités de survie des employeurs bénéficiaires à partir du premier trimestre d'octroi de la réduction avec, d'autre part, les probabilités de survie qui auraient prévalu, à partir du même moment, si ces employeurs n'avaient pas eu recours à la mesure. Cette situation contrefactuelle qui n'existe pas dans la réalité est simulée à l'aide des modèles que nous avons estimés. La différence entre les simulations avec et sans recours à la mesure constitue l'effet agrégé net de la mesure.

Pour ce faire, nous sélectionnons un échantillon d'employeurs bénéficiaires qui ont commencé à bénéficier de la mesure pendant l'année 2012²⁷ et nous les suivons pendant le reste de la période d'observation. Cette sélection nous permet de suivre les employeurs bénéficiaires sur une période de maximum sept ans. Le graphique 6 reprend la différence de probabilité de survie entre ces deux situations, une première fois avec le modèle sans la procédure d'appariement et une deuxième fois avec celle-ci.

²⁷ Il s'agit principalement des employeurs ayant bénéficié directement de la mesure, soit le trimestre d'entrée, soit les 3 trimestres suivant leur entrée.

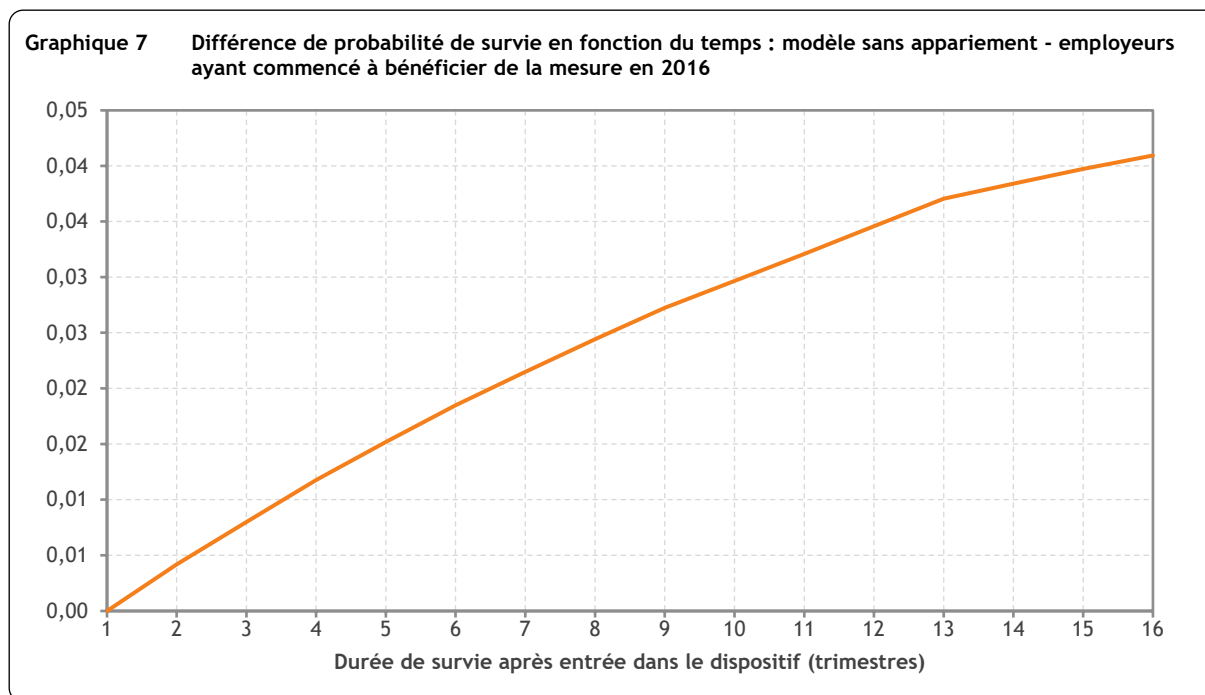


Le recours à la mesure « premiers engagements » engendre une hausse de la probabilité de survie pendant toute la période de suivi par rapport à une situation sans recours. Le gain atteint un maximum de 4,7 points de pourcentage (pp) en fin de période dans les simulations sans prise en compte du biais de sélection et de 2,7 pp dans les simulations avec une réduction de ce biais.

Dans les simulations sans appariement (graphique de gauche), la différence est croissante au cours du temps même si l'effet se ralentit à mesure que l'on s'éloigne du trimestre d'entrée. Lorsqu'on tient compte du biais de sélection (graphique de droite), la différence est beaucoup plus faible et elle s'atténue plus fortement au cours du temps, en particulier au cinquième, treizième et vingt-deuxième trimestres. Rappelons que pendant cette période la mesure est octroyée au maximum pendant 13 trimestres, dont les 5 premiers avec un forfait plus important. Ainsi, une fois que le subside diminue ou qu'il s'achève, le gain de survie baisse un peu plus fortement.

La comparaison de ces deux graphiques permet d'illustrer l'effet du biais de sélection. L'effet plus positif de la mesure dans le graphique de gauche est dû à des caractéristiques observées des employeurs qui recourent à la mesure et non pas à un effet pur de la mesure. En d'autres mots, les nouveaux employeurs qui bénéficient de la mesure pendant cette période sont en moyenne ceux qui ont des caractéristiques observées qui accroissent les chances de survie.

Le graphique 7 illustre les effets nets pour la cohorte 2016. Rappelons que pour cette cohorte, la période d'observation est plus courte et que seul le modèle sans correction pour le biais de sélection a pu être estimé. Le gain en fin de période est de 4,09 pp, alors qu'il était de 4,7 pp pour la cohorte 2012 lorsqu'on ne corrige pas pour le biais de sélection. Le gain augmente de manière presque continue au cours du temps à l'exception d'un faible ralentissement à partir du 13^{ème} trimestre. Cet effet peut être dû à un premier recours à la mesure « premiers engagements » pour un deuxième travailleur pour lequel la réduction est limitée à 13 trimestres.



Etant donné les difficultés rencontrées pour cette cohorte pour contrôler pour les caractéristiques observées et non-observées des nouveaux employeurs, la section suivante fait appel à une méthodologie alternative pour évaluer le renforcement de la mesure à partir du 1/1/2016.

5.5. Effet du renforcement de la mesure en 2016

Dans cette section, nous investiguons plus spécifiquement l'effet du renforcement de la mesure en 2016. Pour ce faire, et comme expliqué à la section 4.3, nous utilisons la méthode des doubles différences et comparons la survie des nouveaux employeurs bénéficiaires et non-bénéficiaires entre les périodes 2012-2015 et 2016-2019.

La durée de ces périodes est identique pour les deux cohortes et est comprise entre 13 et 16 trimestres selon le trimestre d'entrée du nouvel employeur. Rappelons qu'en 2012, les employeurs ouvraient le droit à une réduction pendant maximum 13 trimestres pour l'engagement d'un premier et deuxième travailleur et de 9 trimestres pour le troisième. En revanche, en 2016, la réduction est illimitée pour le premier travailleur et limitée à 13 trimestres pour les deuxième et troisième travailleurs et à 9 trimestres pour les quatrième, cinquième et sixième travailleurs.

Nous examinons principalement l'effet du renforcement du montant de la réduction, et dans une moindre mesure, de son extension à six au lieu de trois travailleurs²⁸. En revanche, le caractère illimité de l'exonération pour l'engagement d'un premier travailleur risque de ne pas être pris en compte à l'aide d'une période de suivi de 4 ans. Néanmoins, la période de lancement est particulièrement importante dans la vie des jeunes entreprises puisqu'elle se caractérise par un taux de cessation d'activité très élevé.

²⁸ Rappelons que l'extension à quatre et cinq travailleurs date de 2015.

Comme précisé dans la section méthodologique, la méthode des doubles différences compare l'évolution entre les deux périodes des deux groupes. Celle du groupe des non-bénéficiaires sert de situation contrefactuelle pour le groupe des bénéficiaires. L'écart entre le résultat qui aurait été observé si le groupe des bénéficiaires avait évolué comme le groupe des non-bénéficiaires et celui effectivement observé représente l'effet du renforcement de la mesure.

L'hypothèse sous-jacente est que les groupes de bénéficiaires et non-bénéficiaires ont des « tendances parallèles » au cours du temps. Même si les groupes peuvent être différents, il est nécessaire qu'ils évoluent de manière similaire en réponse à des chocs, par exemple conjoncturels, entre les deux périodes. De même, il est essentiel que la composition des groupes soit homogène au cours du temps. Nous verrons que cette condition risque de ne pas être satisfaite dans nos données.

Concrètement, et pour estimer l'effet du renforcement, nous introduisons trois paramètres additionnels dans le modèle de durée. Le premier capte les différences entre les employeurs bénéficiaires et non-bénéficiaires communes aux deux périodes ; le deuxième capte les différences entre les deux périodes communes à tous les employeurs (conjoncture, etc.) ; et le troisième mesure l'effet du renforcement de la mesure.

Le tableau 7 présente les résultats pour ces trois paramètres estimés à l'aide de deux modèles. Le premier (Modèle 1) ne tient pas compte du biais de sélection sur base de caractéristiques observées (procédure d'appariement) pour aucune des deux périodes. Le deuxième (Modèle 2) prend en compte la procédure d'appariement pour les employeurs appartenant à la cohorte 2012.

Tableau 7 Effet du renforcement de la mesure « premiers engagements » en 2016 : résultats du modèle « doubles différences »

Hazard rates	Modèle 1 ^a		Modèle 2 ^b	
	Exp(b)	Std. Err.	Exp(b)	Std. Err.
Employeurs bénéficiaires	0,38 ^{1c}	0,01	0,45 ¹	0,01
Cohorte 2016	0,82 ¹	0,02	0,99	0,03
Effet du renforcement	1,16 ¹	0,04	0,95	0,03
# d'observations	488.259		487.693	
Log likelihood	-106.754		-104.244	

¹ : coefficient significatif (p<0,01) ; italique : coefficients non-significatifs.

^a : Modèle sans prise en compte de la procédure d'appariement.

^b : Modèle avec prise en compte de la procédure d'appariement pour la cohorte 2012 uniquement.

^c Lecture : les employeurs bénéficiaires ont 62 % de chances en moins d'interrompre leur activité par rapport aux employeurs non-bénéficiaires.

Le tableau montre qu'en moyenne sur les deux périodes, les employeurs bénéficiaires ont un risque d'interruption beaucoup plus faible que les non-bénéficiaires. A son tour, un employeur qui démarre son activité en 2016 a un risque beaucoup plus faible de devoir interrompre son activité dans le modèle sans prise en compte du biais de sélection (Modèle 1). Cet effet disparaît une fois que l'on réduit le biais de sélection en 2012 (Modèle 2).

Lorsqu'on examine le coefficient qui capte l'effet du renforcement de la mesure, celui-ci est significativement plus grand que 1 dans le premier modèle et non-significatif dans le deuxième. En d'autres mots et par rapport à 2012, les employeurs bénéficiaires en 2016 ne courent pas un risque plus faible d'interrompre leur activité malgré une mesure renforcée.

Ce résultat peut être expliqué par différents facteurs. Tout d'abord, il se pourrait que par rapport aux modalités de 2012, l'exemption du paiement de cotisations de base pour l'engagement d'un premier travailleur ne génère pas un montant de réduction plus élevé pour un grand nombre de nouveaux employeurs. Les réductions de cotisations sont plafonnées au montant total des cotisations patronales de base. Dans le cas où la somme de la réduction structurelle et de la réduction groupe-cible excède ce montant, on diminue d'abord le montant de la réduction groupe-cible et ensuite le montant de la réduction structurelle (Boucq et López Novella, 2018a).

Dans l'analyse descriptive, nous avons vu que le montant trimestriel moyen de la réduction est passé de 594 euros en 2012 à 1 400 euros en 2016. Toutefois, ces montants moyens peuvent être fortement influencés par une minorité d'employeurs qui perçoivent des réductions importantes, soit parce qu'ils payent des salaires élevés, soit parce qu'ils reçoivent une réduction pour plusieurs travailleurs. Si nous examinons les médianes, il apparaît que 50 % des nouveaux employeurs en 2016 perçoit en moyenne un montant de réduction inférieur à 1 000 euros par trimestre et 50 % d'entre eux emploient toujours un seul travailleur au bout de trois ans d'activité.

Par ailleurs, un effet de composition pourrait également être présent. Alors que les employeurs bénéficiaires qui démarrent une activité en 2012 ont des caractéristiques associées à un risque d'interruption plus faible, il se pourrait que ce soit l'inverse en 2016. Il est important de souligner que nous ne sommes pas en mesure de confirmer cet effet²⁹. Cependant, la mesure a été fortement promue en 2016 ce qui s'est traduit, d'une part, par un nombre plus élevé de nouveaux employeurs et, d'autre part, par un taux de recours beaucoup plus important qu'en 2012³⁰. La plus grande promotion de la mesure en combinaison avec son plus grand attrait auraient donc pu attirer un plus grand nombre de nouveaux employeurs avec un faible taux de survie.

²⁹ Toutes les tentatives d'estimation d'un modèle qui réduise le biais de sélection pour la cohorte 2016 ont échoué.

³⁰ Boucq et López Novella (2018a) montre que sur la période 2007-2016, le nombre de nouveaux employeurs est le plus élevé au premier trimestre 2016 et le plus faible au quatrième trimestre 2015.

6. Conclusions

Dans cette étude, nous avons réalisé une évaluation d'impact de la mesure « premiers engagements ». Cette mesure vise à soutenir la création d'emploi au sein des petites et nouvelles entreprises. Etant donné qu'elle ne cible pas l'emploi de groupes spécifiques sur le marché du travail et qu'elle est transférable entre travailleurs, nous avons analysé son impact sur la survie des jeunes entreprises elles-mêmes.

Comme c'est souvent le cas dans un cadre non-expérimental, nous avons dû recourir à une combinaison de méthodes pour évaluer l'impact de la mesure. Aussi, nous avons estimé l'effet du premier recours à la mesure, ce qui veut dire que pour certains employeurs il pourrait s'agir de l'effet de plusieurs utilisations pour différents travailleurs.

De manière générale, ces différents exercices nous permettent de conclure que la mesure a un effet positif mais relativement faible sur la probabilité de survie des jeunes entreprises. Ainsi, l'analyse sur base des nouveaux employeurs qui ont démarré une activité en 2012 montre que la mesure augmente la probabilité de survie, quel que soit le moment considéré dans le suivi, pour atteindre un maximum de 2,7 point de pourcentage en fin de période.

Toutefois, cet impact relativement faible varie selon les caractéristiques des jeunes entreprises. Ainsi, le volume de travail de départ a de l'importance. Par rapport aux employeurs qui démarrent leur activité avec un volume de travail inférieur ou égal à un mi-temps, ceux qui démarrent avec un volume supérieur à un temps plein bénéficient plus fortement de la mesure. Soulignons qu'il s'agit d'une minorité d'employeurs, 25 % en 2012 et 20 % en 2016. Cet effet plus prononcé de la mesure pourrait s'expliquer par un recours multiple à la mesure lié à l'engagement de plusieurs travailleurs.

Tout le long des analyses, nous avons dû être particulièrement attentifs à la présence d'un biais de sélection parmi les bénéficiaires de la mesure. Alors que des travaux précédents ont montré qu'une proportion importante d'employeurs ne connaît pas les mesures de réductions de cotisations, y compris les mesures groupe-cible, le biais de sélection semble néanmoins jouer un rôle important. Pour la cohorte 2012, nous avons pu établir que le biais de sélection sur base de caractéristiques observées dans nos données était présent et que les employeurs bénéficiaires avaient en moyenne des caractéristiques favorables qui augmentent la probabilité de survie des jeunes entreprises. En revanche, pour la cohorte 2016, nous n'avons pas pu prendre un compte ce biais sur base des caractéristiques observées.

De plus, il est à craindre qu'une sélection sur base de caractéristiques non-observées soit également présente. L'analyse spécifique du renforcement de la mesure montre que la mesure n'a pas d'effet sur la probabilité de survie des nouveaux employeurs. Alors que ce résultat pourrait indiquer que l'extension des modalités ne répondait pas à un vrai besoin, il pourrait aussi être dû à un effet de composition. La promotion soutenue lors du lancement de la mesure en 2016, ainsi que son avantage accru, auraient pu inciter des employeurs au profil moins favorable à se lancer dans une activité avec du personnel salarié.

Ce résultat rejoint certaines études étrangères. Ainsi, Colombelli et al. (2016) examine la survie de firmes françaises et conclut que ce sont uniquement les nouvelles firmes innovantes qui sont moteur de croissance et de création d'emploi. Si les mesures mises en place incitent la création d'entreprises moins dynamiques, elles pourraient ne pas remplir leurs objectifs de création d'emploi.

7. Bibliographie

- Boucq E. et M. López Novella (2018a), *Non-recours aux réductions de cotisations patronales : le cas de la mesure "premiers engagements"*, Working Paper 06-18, Bureau fédéral du Plan.
- Boucq E. et M. López Novella (2018b), *Comprendre le non-recours aux mesures de réductions de cotisations patronales : une approche méthodologique mixte*, Working Paper 08-18, Bureau fédéral du Plan.
- Caliendo, M. (2016), *Start-up subsidies for the unemployed: Opportunities and limitations*. IZA World of Labor N° 200. (<https://wol.iza.org/articles/start-up-subsidies-for-unemployed-opportunities-and-limitations/long>).
- Colombelli, A., Krafft, J. et M. Vivarelli (2016), *To Be Born Is Not Enough: The Key Role of Innovative Startups*. IZA Discussion Papers, N° 9733.
- Duhautois R., Redor D. and L. Desiage (2015), *Long Term Effect of Public Subsidies on Start-up Survival and Economic Performance: An Empirical Study with French Data*, *Revue d'Economie Industrielle* 149 (1er trimestre).
- Lee, J-K. (2005), *Evaluation of and lessons from wage subsidy programs in OECD countries*, Directorate of Employment, Labour and Social affairs, OCDE.
- López Novella, M. (2003), *Effets de certains subsides temporaires à l'embauche : une analyse micro-économique des plans plus et du plan avantage à l'embauche*, Working Paper 16-03, Bureau fédéral du Plan.
- Redor, D. (2017), *L'aide à la création d'entreprises a-t-elle un impact sur leur survie ? Une évaluation pour quatre cohortes d'entreprises créées par des chômeurs en France*, *Economie et Statistique* n° 493.

8. Annexes

8.1. Description détaillée de la mesure « premiers engagements »

Tableau A1 La mesure « premiers engagements » - période 2004-2016

Code	Signification	Période de validité
3310	Premiers engagements : premier travailleur avec forfait 1 000 €	01/01/2004 - 31/12/2012
3311	Premiers engagements : premier travailleur avec forfait 400€	01/10/2004 - 31/12/2012
3312	Premiers engagements plan de relance : premier travailleur avec forfait 1 500 €	01/10/2012 - ∞
3313	Premiers engagements plan de relance : premier travailleur avec forfait 1 000 €	01/01/2013 - ∞
3314	Premiers engagements plan de relance : premier travailleur avec forfait 400€	01/01/2013 - ∞
3315	Premiers engagements - premier travailleur - tax shift	01/01/2016 - ∞
3320	Premiers engagements : deuxième travailleur	01/01/2004 - 31/12/2012
3321	Premiers engagements plan de relance : deuxième travailleur avec forfait 1 000€	01/10/2012 - ∞
3322	Premiers engagements plan de relance : deuxième travailleur avec forfait 400€	01/01/2013 - ∞
3324	Premiers engagements - deuxième travailleur - tax shift - première période	01/01/2016 - ∞
3325	Premiers engagements - deuxième travailleur - tax shift - deuxième période	01/01/2016 - ∞
3330	Premiers engagements : troisième travailleur	01/01/2004 - 31/12/2012
3331	Premiers engagements plan de relance : troisième travailleur avec forfait 1000 €	01/10/2012 - ∞
3332	Premiers engagements plan de relance : troisième travailleur avec forfait 400€	01/01/2013 - ∞
3333	Premiers engagements - troisième travailleur - tax shift - première période	01/01/2016 - ∞
3340	Premiers engagements plan de relance : quatrième travailleur - période premier forfait	01/01/2014 - ∞
3341	Premiers engagements - quatrième travailleur - plan de relance et mesure transitoire tax shift - deuxième période	01/04/2015 - ∞
3342	Premiers engagements - quatrième travailleur - tax shift - première période	01/01/2016 - ∞
3350	Premiers engagements plan de relance : cinquième travailleur - période premier forfait	01/01/2014 - ∞
3351	Premiers engagements - cinquième travailleur - plan de relance et mesure transitoire tax shift - deuxième période	01/04/2015 - ∞
3352	Premiers engagements - cinquième travailleur - tax shift - première période	01/01/2016 - ∞
3360	Premiers engagements - sixième travailleur - tax shift - première période	01/01/2016 - ∞

Source : reproduit de Boucq et López Novella (2018a), tableau 1, p.5.

8.2. Description de l'échantillon après pondération par la procédure d'appariement

Tableau A2 Variables explicatives après appariement : cohortes 2012 et 2016

Trimestre d'entrée	Cohorte 2012		Cohorte 2016	
	Premiers Engagements	Autre	Premiers Engagements	Autre
Caractéristiques des employeurs				
Région du siège social (%)				
Bruxelles-Capitale	23	22	-	-
Flandre	51	47	-	-
Wallonie	26	30	-	-
Secteur d'activité (%)				
Commerce	23	22	-	-
Construction	16	15	-	-
Horeca	14	19	-	-
Activités spécialisées	10	9	-	-
Nombre de travailleurs moyen ¹	1,62	1,97	-	-
Volume de travail moyen	0,81	1,11	-	-
Salaire trimestriel moyen ² (euros courants)	6.452	6.128	-	-
Affiliation à un secrétariat social (%)	85	86	-	-
Présence préalable à l'ONSS (%)	5	2	-	-
Autres réductions groupe-cible (%)	54	12	-	-
Trimestre d'entrée (%)				
Entrée premier trimestre	32	34	-	-
Entrée deuxième trimestre	29	30	-	-
Entrée troisième trimestre	31	29	-	-
Entrée quatrième trimestre	8	7	-	-
Caractéristiques des travailleurs (%)				
part <= 30 ans	39	41	-	-
part >= 45 ans	19	22	-	-
part femmes	38	39	-	-
part ouvriers	52	55	-	-
# de nouveaux employeurs	14.609	8.137	-	-

¹ : fin de trimestre ; ² : salaire en équivalent temps plein.

8.3. Résultats détaillés des estimations

Tableau A3 Estimation du modèle de durée pour la cohorte 2012 : résultats avec et sans procédure d'appariement

Hazard rates	Modèle sans appariement			Modèle avec appariement		
	exp(b)	err. std.	z	exp(b)	err. std.	z
Hasard de base						
- 1 ^{ère} année*	-	-	-	-	-	-
- 2 ^{ème} année	0,95	0,03	-1,71	0,82	0,03	-5,42
- 3 ^{ème} année	0,92	0,04	-1,84	0,73	0,04	-5,91
- 4 ^{ème} année	0,84	0,05	-2,80	0,62	0,04	-7,14
- 5 ^{ème} année	0,86	0,06	-2,07	0,55	0,04	-7,30
- 6 ^{ème} année	0,90	0,07	-1,32	0,54	0,05	-6,96
- 7 ^{ème} année	0,56	0,05	-5,98	0,34	0,04	-10,25
Caractéristiques fin trimestre d'entrée						
- Emploi	0,94	0,01	-7,81	0,94	0,01	-8,28
- Volume de travail < 0,285	1,70	0,05	20,02	1,32	0,03	11,00
- Sal de base < 1 ^{er} quartile*	-	-	-	-	-	-
- Sal de base < 2 ^{ème} quartile	0,98	0,03	-0,59	0,97	0,03	-1,04
- Sal de base < 3 ^{ème} quartile	0,84	0,03	-5,35	0,83	0,03	-6,09
- Sal de base < 90 ^{ème} décile	0,75	0,03	-7,40	0,76	0,03	-7,61
- Sal de base > 90 ^{ème} décile	0,65	0,03	-8,90	0,66	0,03	-8,92
- Avantage véhicule de société	1,00	0,00	-5,71	1,00	0,00	-5,44
- Bruxelles	1,44	0,04	12,20	1,46	0,04	13,53
- Flandre*	-	-	-	-	-	-
- Wallonie	1,10	0,03	3,90	0,93	0,02	-2,78
- Part employés*	-	-	-	-	-	-
- Part ouvriers	1,05	0,03	1,60	1,00	0,03	-0,11
- Part jeunes	1,14	0,03	4,60	1,05	0,03	2,09
- Part 25-45 ans*	-	-	-	-	-	-
- Part âgés	0,95	0,03	-1,76	0,80	0,03	-6,97
- Part femmes	0,81	0,02	-8,11	0,75	0,02	-10,89
- Part hommes*	-	-	-	-	-	-
- Présence secrétariat social	0,92	0,03	-2,42	0,78	0,03	-7,78
- Présent à l'ONSS <1 an	1,00	0,05	0,09	0,48	0,03	-10,88
- Entrée 1 ^{er} trimestre*	-	-	-	-	-	-
- Entrée 2 ^{ème} trimestre	1,07	0,03	2,15	1,15	0,03	4,81
- Entrée 3 ^{ème} trimestre	1,04	0,03	1,26	1,12	0,03	3,87
- Entrée 4 ^{ème} trimestre	1,13	0,04	3,58	1,07	0,03	2,05
Variables variant dans le temps						
- Indice conjoncturel national	0,99	0,00	-2,78	1,01	0,00	2,23
Mesures groupe-cible						
- Premiers engagements	0,85	0,02	-7,57	0,91	0,02	-4,28
- Jeunes	0,70	0,02	-12,30	0,74	0,02	-10,49
- DE de longue durée	0,89	0,02	-4,39	0,95	0,02	-1,98
- Trav, Agés	0,81	0,03	-6,19	0,78	0,03	-7,36
- Autres	0,95	0,04	-1,25	0,97	0,03	-0,89
Constante	0,03	0,00	-33,76	0,07	0,01	-22,85
Hétérogénéité non-observée	5,51	0,34	27,42	3,92	0,31	17,19
# observations		288.797			288.797	
Log likelihood		-59.698			-56.396	

Tous les modèles comprennent 17 variables binaires pour le secteur d'activité (NACE).

* : modalité de référence.

Tableau A4 Estimation du modèle de durée pour la cohorte 2016 : résultats avec et sans procédure d'appariement

	Modèle sans appariement			Modèle avec appariement ^a		
	exp(b)	err. std.	z	exp(b)	err. std.	z
Hasard de base						
- 1 ^{re} semestre*	-	-	-	-	-	-
- 2 ^{ème} semestre	1,04	0,03	1,66	-	-	-
- 3 ^{ème} semestre	1,09	0,04	2,39	-	-	-
- 4 ^{ème} semestre	1,18	0,05	3,72	-	-	-
- 3 ^{ème} année	1,01	0,05	0,23	-	-	-
- 4 ^{ème} année	0,54	0,04	-8,85	-	-	-
Caractéristiques fin trimestre d'entrée						
- Emploi	0,93	0,01	-11,68	-	-	-
- Volume de travail < 0,3	1,81	0,05	21,88	-	-	-
- Sal de base < 1 ^{er} quartile*	-	-	-	-	-	-
- Sal de base < 2 ^{ème} quartile	0,94	0,03	-1,99	-	-	-
- Sal de base < 3 ^{ème} quartile	0,88	0,03	-4,28	-	-	-
- Sal de base < 90 ^{ème} décile	0,78	0,03	-6,84	-	-	-
- Sal de base > 90 ^{ème} décile	0,66	0,03	-8,67	-	-	-
- Avantage véhicule de société	1,00	0,00	-3,54	-	-	-
- Bruxelles	1,41	0,04	11,41	-	-	-
- Flandre*	-	-	-	-	-	-
- Wallonie	1,15	0,03	6,10	-	-	-
- Part employés*	-	-	-	-	-	-
- Part ouvriers	1,28	0,04	8,45	-	-	-
- Part jeunes	1,02	0,03	0,89	-	-	-
- Part 25-45 ans*	-	-	-	-	-	-
- Part âgés	0,90	0,03	-3,48	-	-	-
- Part femmes	0,83	0,02	-7,32	-	-	-
- Part hommes*	-	-	-	-	-	-
- Présence secrétariat social	0,80	0,02	-7,29	-	-	-
- Présent à l'ONSS <1 an	0,97	0,05	-0,67	-	-	-
- Entrée 1 ^{er} trimestre*	-	-	-	-	-	-
- Entrée 2 ^{ème} trimestre	1,12	0,03	4,04	-	-	-
- Entrée 3 ^{ème} trimestre	1,05	0,03	1,84	-	-	-
- Entrée 4 ^{ème} trimestre	1,18	0,03	5,69	-	-	-
Variables variant dans le temps						
Indice conjoncturel régional lead	0,93	0,01	-10,37	-	-	-
Mesures groupe-cible						
- Premiers engagements	0,77	0,02	-10,64	-	-	-
- Jeunes	0,69	0,03	-9,33	-	-	-
- DE de longue durée	0,89	0,03	-3,04	-	-	-
- Trav, Agés	0,69	0,03	-8,58	-	-	-
- Autres	0,58	0,04	-8,91	-	-	-
- Constante	0,02	0,00	-28,54	-	-	-
Hétérogénéité non-observée	8,85	0,85	22,61	-	-	-
# observations		287.576				
Log likelihood		-60.699				

Tous les modèles comprennent 17 variables binaires pour le secteur d'activité (NACE).

* : modalité de référence ; ^a : ce modèle n'a pas convergé.