

WORKING PAPER

16-03

**Effets de certains
subsides temporaires
à l'embauche:
une analyse
micro-économique
des *plans plus*
et du *plan avantage*
à l'embauche**



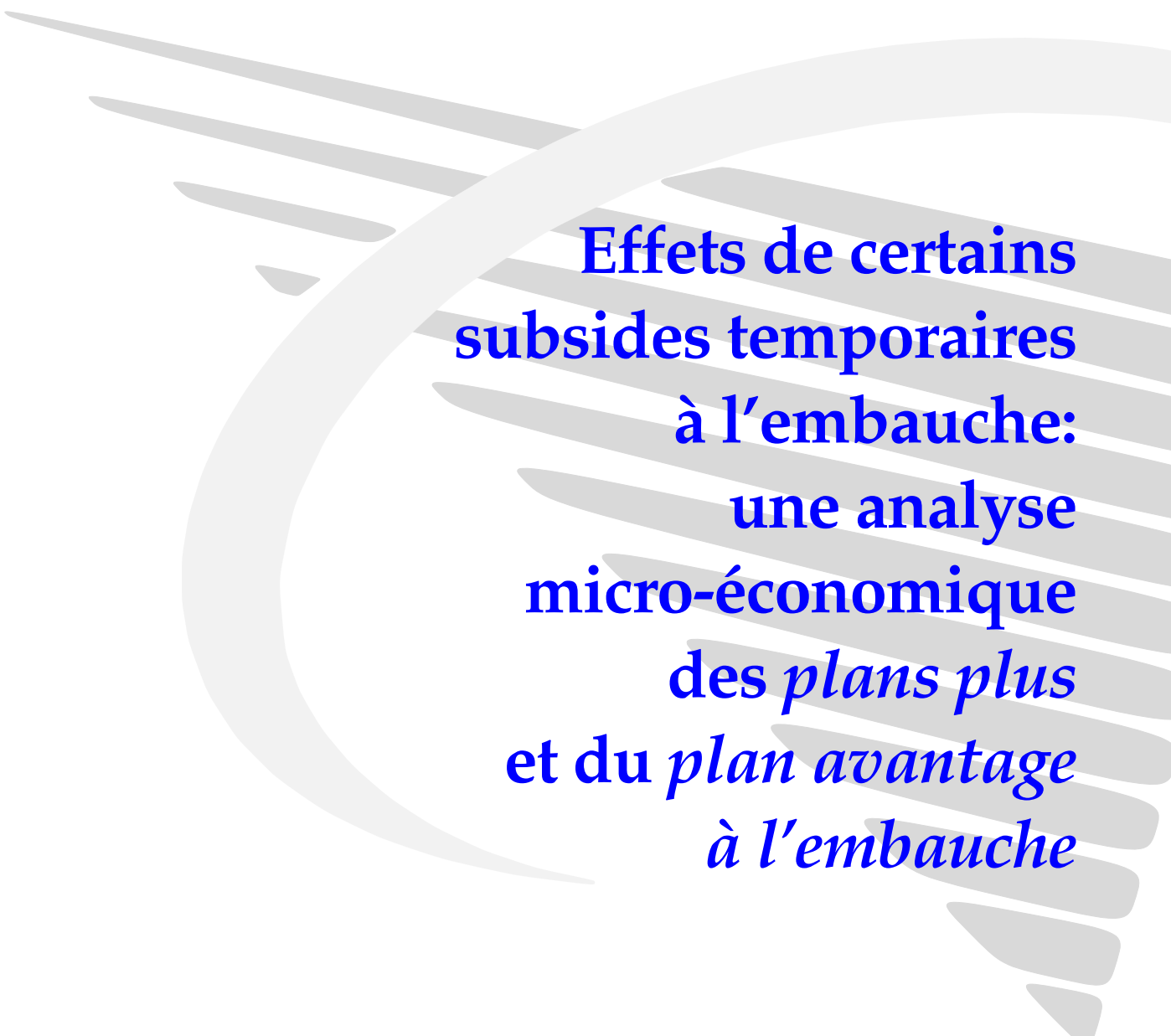
**Bureau
fédéral du Plan**

Analyses et prévisions économiques

Avenue des Arts 47-49
B-1000 Bruxelles
Tél.: (02)507.73.11
Fax: (02)507.73.73
E-mail: contact@plan.be
URL: <http://www.plan.be>

M. López-Novella

Septembre 2003



**Effets de certains
subsidés temporaires
à l'embauche:
une analyse
micro-économique
des *plans plus*
et du *plan avantage*
à l'embauche**

M. López-Novella

Septembre 2003



Le Bureau fédéral du Plan

Le Bureau fédéral du Plan (BFP) est un organisme d'intérêt public.

Le BFP réalise des études sur les questions de politique économique, socio-économique et environnementale.

A cette fin, le BFP rassemble et analyse des données, explore les évolutions plausibles, identifie des alternatives, évalue les conséquences des politiques et formule des propositions.

Son expertise scientifique est mise à la disposition du gouvernement, du parlement, des interlocuteurs sociaux, ainsi que des institutions nationales et internationales.

Le BFP assure à ses travaux une large diffusion. Les résultats de ses recherches sont portés à la connaissance de la collectivité et contribuent au débat démocratique.

Internet

URL: <http://www.plan.be>

E-mail: contact@plan.be

Publications

Publications récurrentes:

Les perspectives économiques

Le budget économique

Le "Short Term Update"

Planning Papers (les derniers numéros)

L'objet des "Planning Papers" est de diffuser des travaux d'analyse et de recherche du Bureau fédéral du Plan.

92 *Les charges administratives en Belgique pour l'année 2000 - Rapport final*
Greet De Vil, Chantal Kegels - Janvier 2002

93 *Les comptes environnementaux en Belgique*
Guy Vandille, Bruno Van Zeebroeck - Juin 2003

Working Papers (les derniers numéros)

13-03 *Un nouveau modèle macro-économétrique du marché du travail: estimation, simulation de base et simulations de politiques d'emploi*
K. Hendrickx, C. Joyeux, M. Lopez-Novella, L. Masure, P. Stockman -
Août 2003

14-03 *Een macro-economische evaluatie van de werkgeversbijdrageverminderingen in 1995-2000*
K. Hendrickx, C. Joyeux, M. Lopez-Novella, L. Masure, P. Stockman -
Août 2003

15-03 *TIC, nouveaux standards transactionnels et fiscalité - Défis et perspectives*
M. Saintrain - Septembre 2003

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

Editeur responsable:

Henri Bogaert

Dépôt légal: D/2003/7433/27



Table des Matières

I	Introduction	1
II	Données utilisées	3
III	Construction de la base de données d'analyse	4
IV	Les subsides temporaires à l'embauche étudiés	6
	A. Les plans Plus 1, Plus 2 et Plus 3	6
	B. Le Plan avantage à l'embauche	7
V	Comparaison des embauches bénéficiaires et non-bénéficiaires	9
VI	Durée d'embauche	15
VII	Durée d'emploi	18
VIII	Analyse multivariée	20
IX	Conclusions	25
X	Bibliographie	27



Introduction

Dans cette étude, nous nous penchons sur les répercussions micro-économiques de certains programmes pour l'emploi. Les mesures examinées visent à mieux intégrer certaines catégories de travailleurs rencontrant des difficultés sur le marché du travail. Ces dispositifs sont actuellement inclus dans les exercices macro-économiques réalisés au sein du Bureau fédéral du Plan. Cependant, et contrairement à l'analyse macro-économique, l'approche micro vise à appréhender l'impact de ces mesures sur la trajectoire des bénéficiaires eux-mêmes. La présente étude a donc comme objectif d'étendre la connaissance de ces dispositifs à l'aide de données longitudinales.

Le tableau 1 présente des informations sur les dépenses publiques allouées aux politiques actives et passives du marché du travail en Belgique et dans les pays voisins. D'après ces informations, les dépenses totales consacrées à des politiques actives en pourcentage du P.I.B. sont similaires entre la Belgique et ses voisins pour l'année 2000.

TABLEAU 1 - Dépenses publiques consacrées aux politiques actives et passives du marché du travail (Newcronos, Eurostat 2000)

	Politiques passives ^a (% du PIB)	Politiques actives ^b (% du PIB)	Total (% du PIB)
Belgique	2,17	1,00	3,17
Allemagne	1,92	0,97	2,90
France	1,40	1,03	2,44
Pays-Bas	1,89	0,98	2,85

a. Allocations de chômage et prépensions.

b. Formations professionnelles, mesures de redistribution du travail, incitants à l'embauche, création directe d'emplois, plans d'action individuels, incitants à la création d'entreprises, insertion de personnes avec un handicap et politiques spéciales d'appui à l'apprentissage.

Le tableau 2 désagrège cette information par type de politique active pour la Belgique. En 2000, les incitants à l'embauche représentaient 21,4 % du nombre de bénéficiaires de politiques actives et presque 14 % des dépenses publiques allouées à celles-ci. Les *plans plus* et le *plan avantage à l'embauche* étaient les deux dispositifs subventionnant les employeurs les plus importants de cette catégorie. Pour ces deux dispositifs, la subvention consiste en une réduction temporaire des cotisations sociales payées par l'employeur.

TABLEAU 2 - Nombre de bénéficiaires et dépenses publiques consacrées aux politiques actives du marché du travail en Belgique (Newcronos, Eurostat 2000)

	Bénéficiaires	Dépenses (%)
Formation professionnelle	80 183	14,46
Rotation dans le travail/redistribution du travail	97 294	10,70
Incitants à l'embauche	118 415	13,69
Création directe d'emplois	120 767	47,87
Plan d'action individuel	110 246	1,79
Incitants à la création d'entreprise	675	0,25
Insertion de personnes avec un handicap	25 805	11,23

Dans ce qui suit, ces deux dispositifs de réductions de cotisations ciblés sont examinés. Dans un premier temps, une analyse descriptive est effectuée du profil des travailleurs embauchés avec ces subsides, de leurs employeurs, et de leurs prestations. Dans un deuxième temps, un modèle statistique essaye d'appréhender l'impact de ces subsides temporaires à l'embauche sur la durée d'emploi des bénéficiaires.



II Données utilisées

Les données utilisées dans cette étude proviennent de la base de données administrative LATG (Loon-en ArbeidsTijdGegevens) de l'Office national de sécurité sociale¹ (O.N.S.S.). Celle-ci est établie à partir des relevés du personnel transmis par l'ensemble des employeurs lors des déclarations trimestrielles. Il s'agit de fichiers comportant des informations anonymisées sur les travailleurs², leurs employeurs et leurs prestations. En particulier, les données indiquent si la prestation a bénéficié au cours du trimestre d'un dispositif de réductions de cotisations. En tout, 16 trimestres d'observations ont été mis à notre disposition couvrant les années 1997-2000.

Plus spécifiquement, et puisqu'il s'agit de fichiers exhaustifs et non d'échantillons, chaque trimestre de données compte plusieurs millions d'observations et une centaine de variables. L'information disponible permet de ventiler les prestations selon des critères propres:

- au travailleur: numéro de registre national anonymisé, genre, âge, lieu du domicile et statut (ouvrier/employé);
- à son employeur: numéro de matricule, taille, secteur d'activité, trimestre d'affiliation, lieu du siège central, etc.;
- à la prestation: volume de travail, taux de temps partiel, salaire de base, montant des cotisations patronales et des cotisations personnelles, montant des réductions de cotisations, nombre de jours rémunérés, nombre de jours assimilés, etc.

Par contre, les fichiers ne spécifient pas la date d'embauche, la date de départ de l'emploi, le motif de l'interruption (licenciement, départ volontaire), la qualification du travailleur, ni la durée de chômage ou d'inactivité préalable à une embauche. A l'exception du motif de départ, les autres variables peuvent être approximativement déduites à partir des données brutes. De ce fait, une partie du travail a consisté à générer ces indicateurs manquants. La section III se penche sur l'identification des embauches et le calcul de leur durée. La section IV reviendra plus en détail sur les indicateurs concernant la durée d'inactivité préalable à l'embauche étudiée et le niveau de qualification.

1. Nous remercions vivement l'O.N.S.S. pour la transmission de ces données.
 2. Soit l'ensemble des travailleurs soumis à la sécurité sociale qui doivent être déclarés à l'O.N.S.S. Ne sont pas inclus les travailleurs occupés par les pouvoirs publics locaux (qui ressortissent à l'O.N.S.S.A.P.L.) ainsi que les marins de la marine marchande (C.S.P.M.). Les mineurs relèvent de la compétence de l'O.N.S.S. depuis le premier trimestre 1999.



Construction de la base de données d'analyse

L'analyse envisagée a comme but d'évaluer l'impact de certains subsides temporaires à l'embauche sur la trajectoire dans l'emploi salarié (concept O.N.S.S.) des bénéficiaires. Pour caractériser cette trajectoire, nous avons recours à des indicateurs de résultat, tels que la durée d'embauche (la période d'emploi sans interruption auprès de l'employeur ayant effectué l'embauche) et la durée d'emploi (la période d'emploi sans interruption, éventuellement auprès de différents employeurs). Les données de départ n'identifient pas explicitement les nouvelles embauches au cours d'un trimestre. Il est donc nécessaire de déduire ces embauches ainsi que leur durée.

Pour ce faire, nous sélectionnons un point de départ (le premier trimestre de l'année 1998) et identifions les nouvelles embauches au cours de ce trimestre¹. En examinant les trimestres ultérieurs, ces embauches sont suivies au cours du temps de manière à déterminer leur durée (en nombre de trimestres) et leur motif d'interruption (nouvelle embauche avec ou sans subside, sortie de la base de données). Les trimestres antérieurs au point de départ, soit les quatre trimestres de l'année 1997, sont, quant à eux, utilisés pour déduire des informations sur le passé des travailleurs², notamment la durée d'inactivité ou de chômage préalable à l'embauche étudiée. Dans un deuxième temps, nous avons estimé la durée d'emploi des individus ayant été embauchés au cours du premier trimestre 1998. Dans la mesure où les dispositifs étudiés visent à intégrer de façon durable les individus sur le marché du travail, la durée d'emploi nous renseigne de façon plus complète sur cet objectif que la durée d'embauche. Contrairement à la durée d'embauche, une interruption de la durée d'emploi correspond en effet exclusivement à une sortie de la base de données.

Les embauches obtenues sont ensuite classées en deux catégories, celles bénéficiant d'un des deux subsides étudiés (groupe de traitement) et les autres (groupe de contrôle). En effet, la méthodologie d'évaluation envisagée requiert la constitution d'un groupe témoin de manière à pouvoir comparer la trajectoire des bénéficiaires à celle de ces individus de référence. Théoriquement, les individus de ce groupe doivent ressembler autant que possible aux bénéficiaires à l'except-

-
1. Pour identifier les embauches, nous sélectionnons soit a) les prestations présentes au cours du premier trimestre 1998 (t) et absentes au cours du quatrième trimestre 1997 (t-1); soit b) celles présentes en t et en t-1 mais inactives en fin de trimestre t-1. Dans le premier (deuxième) cas, les travailleurs effectuant ces prestations connaissent une période d'interruption de plus de trois mois (de moins de trois mois) avant d'entamer une nouvelle prestation en t.
 2. Les quatre trimestres de l'année 1997 correspondent à une version des données dont la date de déchargement est différente de celle utilisée à partir de 1998. Pour minimiser les erreurs que cette différence peut entraîner dans le suivi des individus au cours du temps, nous avons choisi de ne pas utiliser l'année 1997 comme point de départ de la base de données d'analyse. Toutefois, ces données nous permettent de déduire correctement des informations sur le passé des individus.

tion de leur participation aux dispositifs étudiés. En pratique, il est très difficile d'apparier les deux groupes de façon satisfaisante surtout dans des dimensions non-observables. L'analyse statistique essaye de corriger les différences existant entre les deux groupes en tenant compte notamment des facteurs d'hétérogénéité observables (par exemple, l'âge ou la durée de chômage préalable à l'embauche étudiée) et dans la mesure du possible de facteurs non-observables (notamment, la motivation ou la confiance en soi).

En l'absence d'informations précises sur le passé des individus¹, le groupe de contrôle, qui comprend l'ensemble de embauches non-bénéficiaires des subsides étudiés, est probablement fort hétérogène et pourrait comprendre, notamment, des travailleurs beaucoup plus "aptes" sur le marché du travail que la plupart des bénéficiaires. Pour mieux comprendre les différences potentielles entre les deux groupes, la section suivante détaille les conditions légales requises afin de bénéficier des subsides étudiés.

1. En particulier, nos données ne permettent pas de distinguer l'état préalable à l'embauche étudiée (chômage, formation, inactivité,...).



Les subsides temporaires à l'embauche étudiés¹

A. Les plans *Plus 1*, *Plus 2* et *Plus 3*

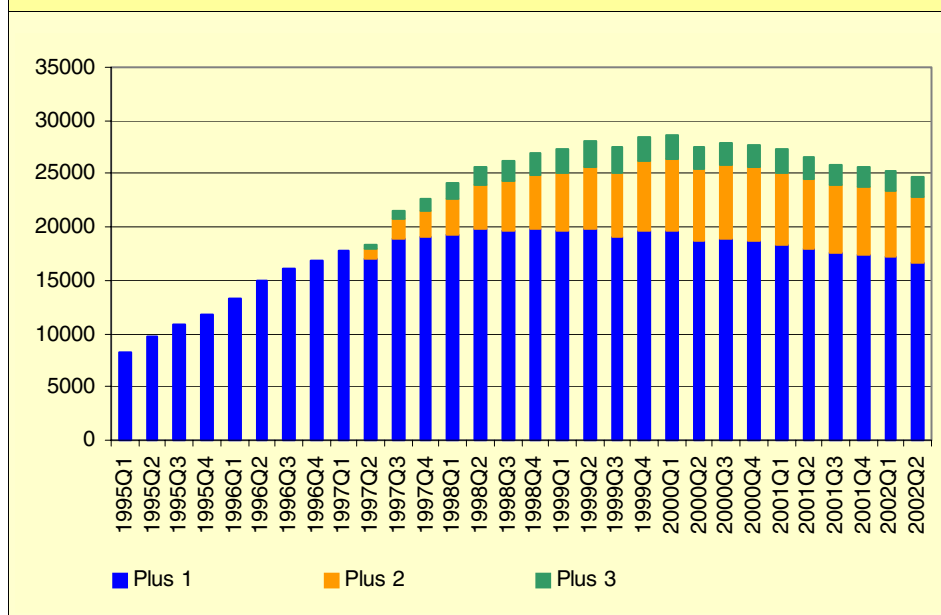
Bien que ces plans visent aussi à aider certaines catégories de demandeurs d'emploi défavorisées sur le marché du travail, leur but principal est de créer de l'emploi auprès des indépendants. Ainsi, les employeurs qui engagent un premier (*Plus 1*) ou un deuxième (*Plus 2*) travailleur peuvent bénéficier d'une réduction de cotisations patronales pendant une durée maximale de 13 trimestres; ceux engageant un troisième travailleur (*Plus 3*), pendant 9 trimestres. Le travailleur doit quant à lui appartenir à l'une des catégories suivantes:

- chômeur complet indemnisé;
- chômeur complet non indemnisé inscrit comme demandeur d'emploi auprès d'un organisme de placement depuis plus d'un an;
- sous certaines conditions, des catégories d'anciens apprentis, de bénéficiaires du minimum de moyens d'existence, d'anciens indépendants et de demandeurs d'emploi ayant une aptitude réduite.

Le taux de réduction de cotisations est dégressif dans le temps² et varie selon le dispositif³. Enfin, l'employeur doit conclure avec le demandeur d'emploi, un contrat de travail à durée indéterminée à temps partiel ou à temps plein. Soulignons que ce dispositif permet l'engagement d'un chômeur complet indemnisé quelle que soit sa durée de chômage. Ainsi, il est possible que ce groupe comprenne des catégories de travailleurs ne rencontrant pas de difficultés importantes sur le marché du travail. L'analyse descriptive reviendra sur ce point.

La figure 1 illustre le nombre de bénéficiaires des *plans plus* au cours de la période allant du premier trimestre 1995 au deuxième trimestre 2002. Rappelons que le plan *Plus 1* a été lancé en 1989 alors que les plans *Plus 2* et *Plus 3* ont démarré en 1997. Notre base de données couvre une sous-période pendant laquelle les dispositifs étudiés se trouvent soit en régime de croisière (*Plus 1*), soit en phase de démarrage (*Plus 2* et *Plus 3*).

1. Pour une description plus complète de ces deux dispositifs voir notamment la brochure du Ministère Fédéral de l'emploi et du travail (1998).
 2. Ce taux décroît après le cinquième trimestre (soit le trimestre d'embauche plus les quatre trimestres suivants) et du neuvième.
 3. Les taux annuels de réduction sont 100 %, 75 % et 25 % pour le plan *Plus 1*, 75 %, 50 % et 25 % pour le plan *Plus 2* et 50 % et 25 % pour le plan *Plus 3*.

FIGURE 1 - Plans plus: nombre de bénéficiaires au cours de la période 1995Q1-2002Q2 (données trimestrielles)

Le tableau 3 présente des informations sur le montant moyen des réductions accordées ainsi que sur le rapport entre ce montant et le salaire brut moyen des bénéficiaires pour le premier trimestre 1998.

TABLEAU 3 - Plans plus: montant moyen des réductions de cotisations et part dans le salaire moyen brut des bénéficiaires

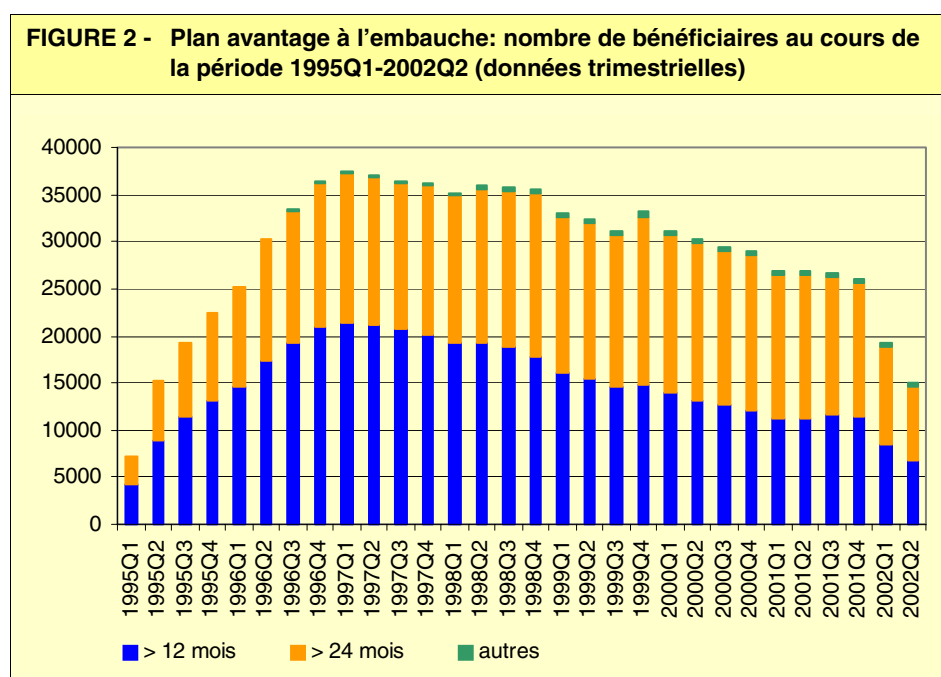
Premier trimestre 1998	Montant de la réduction (FB)	Part dans salaire brut (%)
Plus 1	85 709	26,11
Plus 2	70 671	25,38
Plus 3	49 228	15,58

B. Le Plan avantage à l'embauche

Ce dispositif vise l'intégration sur le marché du travail de demandeurs d'emploi difficiles à placer. Plusieurs catégories sont considérées:

- les chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi de longue durée (plus de 12 mois);
- les chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi âgés de plus de 50 ans et percevant des allocations de chômage depuis plus de 6 mois;
- les demandeurs d'emploi bénéficiaires du minimex depuis plus de 12 mois;
- sous certaines conditions, d'autres catégories de demandeurs d'emploi, notamment ceux n'ayant pas de diplôme de l'enseignement secondaire supérieur, ou issus de la scolarisation obligatoire à temps partiel, ou ayant achevé une convention emploi-formation.

Les employeurs qui engagent ces catégories de travailleurs peuvent bénéficier d'une réduction de cotisations patronales pendant une durée maximale de 9 trimestres. Le taux de réduction de cotisations est dégressif¹ dans le temps et varie notamment selon la durée de chômage². La figure 2 illustre le nombre de bénéficiaires de ce plan au cours de la période allant du premier trimestre 1995 (date de lancement du dispositif) au deuxième trimestre 2002. Notre base de données d'analyse couvre une sous-période pendant laquelle les dispositifs étudiés connaissent un certain ralentissement.



Le tableau 4 présente des informations sur le montant moyen des réductions accordées ainsi que sur le rapport entre ce montant et le salaire brut moyen des bénéficiaires pour le premier trimestre 1998. Ces montants sont comparables à ceux des *plans plus*.

TABLEAU 4 - Plan avantage à l'embauche: montant moyen des réductions de cotisations et part dans le salaire moyen brut des bénéficiaires

Premier trimestre 1998	Montant de la réduction (FB)	Part dans salaire brut (%)
> 24 mois	82 246	29,11
> 12 mois	66 666	20,94
autres	68 814	15,41

1. Ce taux décroît après le cinquième trimestre.
2. Les taux annuels de réduction s'élèvent respectivement à 100 % et 75 % pour les chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi (CCI-DE) ainsi que pour les bénéficiaires du minimex ou de l'aide sociale depuis plus de 24 mois, à 5 % et 25 % pour ceux âgés de plus de 50 ans et à 75 % et 50 % pour toutes les autres catégories de bénéficiaires, notamment les CCI-DE et les bénéficiaires du minimex ou de l'aide sociale depuis plus de 12 mois.



Comparaison des embauches bénéficiaires et non-bénéficiaires

La base de données compte 145 778 embauches ayant eu lieu au cours du premier trimestre 1998. Parmi celles-ci, 4 939 (3,39 %) constituent des embauches “plus” et 8 447 (5,79 %) des embauches “avantage à l’embauche”. Parmi les 132 392¹ embauches non-bénéficiaires des subsides étudiés, 91 607 ont bénéficié d’un autre dispositif de réduction de cotisations. Soulignons qu’il s’agit principalement de mesures généralisées (et non ciblées) dont le montant de la réduction, souvent forfaitaire, est nettement plus faible que celui accordé dans le cadre des deux mesures étudiées. Dans les sections suivantes, nous appellerons les embauches bénéficiaires des subsides étudiés “embauches bénéficiaires” (“plus” et “avantage”) et les non-bénéficiaires “embauches de contrôle”.

Le tableau 5 présente les différents types d’embauches ventilés selon des caractéristiques propres aux travailleurs, aux employeurs et aux prestations. Ces caractéristiques sont celles au moment de l’embauche, soit au cours du premier trimestre 1998. La dernière colonne du tableau 5 nous permet de comparer les caractéristiques de chacun de ces groupes à celles de l’ensemble des prestations actives au cours du premier trimestre 1998.

Par rapport au groupe de contrôle, les subsides étudiés bénéficient proportionnellement plus à des hommes d’âge moyen (25-45 ans) travaillant à temps plein. Le *plan plus* bénéficie un peu plus à des employés habitant en Flandre alors que le *plan avantage à l’embauche* bénéficie plus nettement à des ouvriers habitant en Wallonie. Les prestations de type saisonnier ou intermittent, bien que moins nombreuses qu’au sein du groupe de contrôle, sont fréquentes au sein des embauches “avantage”². En ce qui concerne les caractéristiques des entreprises, ce sont principalement les petites (ce qui va de soi pour les *plans plus*) et moyennes entreprises qui font appel aux dispositifs étudiés. Celles ayant leur siège social en Flandre font surtout appel aux *plans plus*, celles en Wallonie au *plan avantage à l’embauche*. Enfin, le salaire journalier médian est fort similaire entre les trois groupes. Il est, toutefois, un peu plus faible pour les embauches “avantage” que pour les embauches “plus” et “contrôle”.

-
1. En principe, il devrait s’agir de l’ensemble des embauches n’ayant pas bénéficié des subsides étudiés au cours de ce trimestre. Toutefois, nous avons exclu celles ayant des données manquantes pour les critères utilisés dans l’analyse statistique ainsi que celles comportant des valeurs aberrantes ou trop atypiques pour être comparées aux embauches bénéficiaires.
 2. Rappelons que les embauches “plus” requièrent la conclusion d’un contrat à durée indéterminée.

TABEAU 5 - Embauches plus, avantage à l'embauche et contrôle: caractéristiques au cours du premier trimestre 1998 (%)

	Plans Plus	Plan avantage à l'embauche	Contrôle	Total prestations ONSS
femmes	42,05	43,91	46,45	41,31
< 25 ans	22,23	26,52	39,10	13,45
>= 25 ans et < 45 ans	66,86	64,41	51,70	61,02
>= 45 ans	10,91	9,07	9,20	25,53
Lieu du domicile du travailleur				
Bruxelles	9,09	10,60	11,42	7,98
Flandre	62,54	41,90	59,91	64,01
Wallonie	28,37	47,51	28,68	28,00
Lieu du siège social de l'employeur ^a				
Bruxelles	11,05	14,49	27,17	35,54
Flandre	61,17	47,57	55,61	47,49
Wallonie	27,78	37,94	17,22	16,97
temps partiel	33,16	40,23	50,04	27,54
saisonnier ou intermittent ^b	0,14 ^c	21,07	27,15	5,43
ouvrier	53,82	67,73	55,89	41,34
salaire journalier (médiane en FB)	6,274	6,143	6,277	8,116
salaire journalier < 5 500 FB	27,69	26,06	24,67	11,60
< 10 travailleurs	96,68	38,10	23,16	16,38
< 50 trav. et >= 10 trav.	3,08 ^d	23,29	18,18	18,24
< 100 trav. et >= 50 trav.	-	4,43	5,16	6,23
< 500 trav. et >= 100 trav.	-	9,36	11,93	14,86
>= 500 trav.	-	24,83	41,56	44,29
absent au cours des quatre trimestres de l'année 1997	39,12	63,43	57,45	-
absent au cours des trois derniers trimestres de l'année 1997	5,49	15,09	8,92	-
absent au cours des deux derniers trimestres de l'année 1997	3,20	7,48	4,89	-
absent au cours du dernier trimestre de l'année 1997	3,30	4,24	3,42	-
présent au cours du dernier trimestre de l'année 1997	48,89	9,76	25,32	
Nombre de prestations	4 939	8 447	132 392	3 212 015

- a. Il s'agit de données centralisées qui ne font pas nécessairement référence à l'établissement où le travailleur effectue sa prestation mais au siège social de l'entreprise.
- b. Les prestations saisonnières sont des périodes de travail de courte durée effectuées, soit en raison de la nature saisonnière du travail, soit parce que des entreprises sont obligées de recruter du personnel de renfort à certaines périodes de l'année; les prestations intermittentes sont celles accomplies par des travailleurs temporaires et intérimaires, ONSS (2002, p.11).
- c. Il s'agit de prestations dans la branche d'activité *Sélection et fourniture de personnel*.
- d. Le calcul du nombre de travailleurs au service de chaque employeur est effectué sur base des effectifs fin de trimestre du deuxième trimestre de l'année précédente. Ce décalage pourrait expliquer la présence d'employeurs occupant plus de 10 travailleurs au sein des embauches "plus".

De plus, il apparaît que notre groupe de contrôle est composé d'une population particulièrement jeune et un peu plus féminine que celle de l'ensemble des prestations. Dans la mesure où nous étudions des embauches¹, nos données incluent des entrants dans l'emploi salarié, soit une population composée majoritairement de jeunes ayant des taux de participation féminins plus élevés que ceux de l'ensemble des travailleurs au cours de la période considérée. De plus, cette population d'entrants est composée proportionnellement de plus d'ouvriers effectuant des prestations à temps partiel ou saisonnières et intermittentes. En ce qui concerne les entreprises, alors que les embauches subsidiées ont lieu principalement dans les toutes petites (*plan plus*) et les petites et moyennes (< 50 travailleurs) entreprises, ce sont surtout les très grandes entreprises qui engagent au sein du groupe de contrôle².

Comme nous l'avons mentionné à la section II, les données dont nous disposons ne comportent pas d'informations sur la durée de chômage ou d'inactivité involontaire précédant l'embauche étudiée. Cette information est, toutefois, souvent indicative de la difficulté que rencontre un individu à s'intégrer de façon durable sur le marché du travail. Ainsi, la durée d'inactivité pourrait être utilisée par les employeurs pour écarter des candidats perçus comme peu productifs. Pour les demandeurs d'emploi, elle est souvent source de dévalorisation et de découragement. Si les bénéficiaires des subsides étudiés ont un passé de chômage plus important (moins important) que celui des individus du groupe de contrôle, l'impact des mesures étudiées risque d'être sous-estimé (sur-estimé).

Pour les bénéficiaires du *plan avantage à l'embauche*, cette information est partiellement connue puisque la plupart d'entre-eux doit avoir une durée de chômage de plus d'un an (ou de six mois pour les personnes âgées de plus de 50 ans). Même dans ce cas, nous ne pouvons pas distinguer les individus ayant des durées particulièrement longues. Pour essayer de combler cette lacune, nous nous sommes basés sur la présence ou l'absence des personnes embauchées dans la base de données au cours des trimestres préalables à l'embauche étudiée. Cette approche a bien sûr des limites car une absence de la base de données peut éventuellement correspondre à une période d'inactivité "volontaire", notamment une interruption de carrière, une période de formation, un emploi en tant qu'indépendant, etc.

Parmi les individus du groupe de contrôle, 25 % ont effectué une prestation au cours du trimestre précédant leur embauche³ (quatrième trimestre 1997). Inversement, 57 % n'ont effectué aucune prestation au cours de l'année précédant leur embauche "contrôle". Puisque ce groupe reprend les jeunes entrant sur le marché du travail au cours de ce trimestre, ce résultat n'est pas surprenant⁴. En ce qui concerne les individus bénéficiaires des subsides étudiés, soulignons que presque 49 % ont effectué une prestation au cours du trimestre précédant leur embauche "plus" contre 10 % pour les embauches "avantage". Inversement, 39 % n'ont pas

1. Rappelons que nous retenons uniquement les embauches faisant suite à une interruption (cf. note de bas de page n°2, p.2). Les personnes changeant d'employeur au début du premier trimestre 1998, sans avoir connu de période d'interruption, ne sont pas reprises dans nos données.
2. Toutefois, par rapport à leur poids dans l'ensemble des prestations au cours du trimestre, ce sont les petites entreprises (< 10 travailleurs) qui engagent proportionnellement le plus au sein du groupe de contrôle.
3. Soulignons qu'il s'agit d'une prestation qui n'était pas active en fin de trimestre et donc que le travailleur l'effectuant a connu une période d'interruption (de moins de trois mois) avant d'entamer son embauche.
4. Les embauches bénéficiaires, bien que dans une moindre mesure, comprennent aussi des jeunes entrants.

effectué de prestation au cours de l'année précédant leur embauche "plus" contre 63 % pour les embauches "avantage".

Une autre information importante et pouvant différencier les trajectoires sur le marché du travail est la qualification du travailleur. Dans la littérature, cette notion est souvent approchée par le niveau d'études, information qui n'est pas disponible dans nos données. Une façon alternative d'appréhender cette notion est de considérer le salaire. Puisque cette variable est disponible dans nos données, nous avons examiné la distribution du salaire journalier¹ des embauches étudiées. D'après diverses enquêtes², la proportion de travailleurs ayant obtenu au plus un diplôme de l'enseignement secondaire inférieur représenterait entre 25 % et 30 % de l'emploi salarié au cours de l'année 1998. Pour identifier un travailleur occupant un emploi peu qualifié au sein des embauches étudiées et de manière à correspondre à cette fourchette, nous avons retenu une borne salariale de 5 500 FB³. Selon ce critère de qualification, les travailleurs embauchés dans le cadre des subsides étudiés seraient un peu moins qualifiés que ceux du groupe de contrôle, en particulier pour le *plan plus*. Soulignons que la distribution du salaire journalier est fort similaire entre les trois groupes. Enfin, rappelons que le salaire en Belgique est en grande partie déterminé par les conventions collectives sectorielles. En plus de la qualification du travailleur, celui-ci dépend également du secteur d'activité.

De manière plus générale, le secteur d'activité peut avoir une influence sur la durée d'embauche ou d'emploi d'un travailleur. En effet, les secteurs se différencient en termes de performance économique mais aussi d'organisation et de rémunération. Le tableau 6 présente la répartition des embauches par secteur d'activité selon la nomenclature Nacebel (désagrégation à 1 chiffre). A nouveau, nous avons inclus la distribution de l'ensemble des prestations au cours du premier trimestre 1998 à titre indicatif. Les embauches bénéficiaires et contrôle ont surtout lieu dans cinq secteurs: *Immobilier, location et services aux entreprises, Commerce de gros et de détail, Industrie manufacturière, Construction et Hôtels et restaurants*. Par rapport aux embauches contrôle, les embauches bénéficiaires, en particulier, les embauches "plus" sont relativement plus fréquentes dans le *Commerce de gros et de détail* et la *Construction*. Les embauches "avantage" sont un peu plus fréquentes dans l'*Industrie manufacturière*.

-
1. Le salaire journalier est une variable qui tient compte du fait que certaines prestations s'effectuent à temps partiel.
 2. Il s'agit des enquêtes Forces du travail de l'INS et des panels de ménages PSBH et CSB.
 3. Pour choisir cette borne, nous avons appliqué la fourchette qui est déterminée dans ces enquêtes à l'ensemble des embauches étudiées et non pas à l'ensemble des prestations au cours du premier trimestre 1998.

TABLEAU 6 - Embauches bénéficiaires et contrôle: désagrégation par section¹ Nacebel (% - premier trimestre 1998)

Secteur	Plans plus	Plans avantage à l'embauche	Contrôle	Total prestations ONSS
Agriculture	1,90	1,28	0,82	0,71
Pêche	0,04	-	0,15	0,04
Industries extractives	0,06	0,07	0,05	0,14
Industrie manufacturière	9,80	14,31	11,54	20,16
Production et distribution d'électricité	0,02	0,07	0,25	0,71
Construction	15,91	9,92	4,94	5,79
Commerce de gros et de détail	26,56	17,05	11,82	13,72
Hôtels et restaurants	11,38	5,39	9,36	3,89
Transports, entreposage et communications	5,26	6,53	4,83	8,16
Activités financières	3,30	0,86	1,46	4,06
Immobilier, location et services aux entreprises	17,03	30,79	34,81	12,32
Administration publique	0,32	0,13	1,19	6,56
Education	0,32	0,77	7,72	11,21
Santé et action sociale	3,38	9,02	5,94	8,22
Services collectifs, sociaux et personnels	4,84	3,74	4,76	3,51
Services domestiques	0,14	0,06	0,10	0,10
Organismes extra-territoriaux	0,04	-	0,26	0,11

Le tableau 7 présente les cinq divisions² d'activité les plus importantes (en pourcentage du total de chaque type d'embauches et par ordre décroissant d'importance du groupe de contrôle). Des faibles différences apparaissent entre les deux dispositifs, notamment la plus grande importance de la division *Santé et action sociale* pour les embauches "avantage" et *Hôtels et restaurants* pour les embauches "plus".

TABLEAU 7 - Embauches bénéficiaires et contrôle: les cinq divisions Nacebel les plus importantes (% - premier trimestre 1998)

Division	Plans plus	Plans avantage à l'embauche	Contrôle	Total prestations ONSS
Autres services fournis aux entreprises	12,31	28,25	33,01	10,46
Hôtels et restaurants	11,38	5,39	9,36	3,89
Commerce de détail	13,40	8,96	6,43	6,25
Santé et action sociale	3,38	9,02	5,94	8,22
Construction	15,91	9,92	4,94	5,79

En ce qui concerne la division *Autres services fournis aux entreprises*, les embauches se concentrent principalement au sein du groupe³ d'activité *Sélection et fourniture de personnel* pour les embauches "avantage" et "contrôle", en particulier la classe d'activité *Agences d'intérimaires et fourniture de personnel temporaire*. Par contre, les

1. Dans la nomenclature Nacebel, les sections correspondent à la répartition de l'activité économique en grands secteurs, désignés par les lettres A à Q.
2. Les divisions correspondent à une répartition en sous-secteurs (désignés par une numérotation à 2 chiffres, de 01 à 99).
3. Les groupes correspondent à une répartition encore plus fine (désignée par une numérotation à 3 chiffres).

embauches “plus” se situent principalement au sein du groupe d’activité *Conseil et assistance fourni aux entreprises*. Rappelons que plus d’un cinquième des embauches “avantage” et presque un tiers des embauches “contrôle” correspondent à des prestations saisonnières et intermittentes (cf. tableau 5).



Durée d'embauche

Dans cette section, nous examinons la durée d'embauche (durée d'emploi ininterrompue auprès d'un même employeur) des embauches "plus 3" et "avantage à l'embauche". Puisque ces deux dispositifs ont une durée maximale de 9 trimestres, il est possible d'examiner ce qui se passe au-delà de la période de subsidiation à l'aide de notre période d'observation qui couvre 12 trimestres. La durée d'emploi de l'ensemble des dispositifs est examinée à la section suivante.

Les dispositifs étudiés constituent des subsides à l'embauche purs, c'est-à-dire qu'ils sont octroyés sans obligation de formation. Théoriquement, le subside est accordé de manière à compenser l'employeur pour l'embauche d'un demandeur d'emploi appartenant à un groupe à risque et ayant une faible productivité. En l'absence de formation, et si l'employeur a effectivement embauché un travailleur de moindre rendement, celui-ci risque d'être licencié une fois le subside terminé, (ou encore lors de la deuxième année quand le taux de subsidiation baisse). S'il n'est pas licencié, deux possibilités peuvent se présenter: a) certains individus, bien qu'ayant une productivité moindre au moment de l'embauche, pourraient par le simple fait d'avoir à nouveau (ou enfin) un emploi réussir une insertion durable sur le marché du travail, b) nous sommes en présence d'un effet d'aubaine (d'embauches qui auraient été réalisées même en l'absence du subside). Il n'est malheureusement pas possible d'opérer cette importante distinction sur base de nos données.

Le tableau 8 présente la distribution de la durée d'embauche, en nombre de trimestres, pour les deux plans retenus. 27,5 % des embauches "plus 3" sont encore actives en fin de période d'observation contre 18,5 % pour les embauches "avantage", atteignant ainsi une durée d'embauche de trois ans au moins.

TABLEAU 8 - Embauches “plus 3” et “avantage à l’embauche”: suivi de la durée d’embauche

Intervalle (trimestre)	Durée d’embauche (nombre de trimestres)	Embauches “plus 3”			Embauches “avantage”		
		nombre d’emplois en début de période	nombre d’interruptions au cours de la période	probabilité de sortie ou hasard estimé	nombre d’emplois en début de période	nombre d’interruptions au cours de la période	probabilité de sortie ou hasard estimé
98/1	1	483	65	0,134	8 447	1 913	0,226
98/2	2	418	70	0,167	6 534	1 638	0,250
98/3	3	348	52	0,149	4 896	838	0,171
98/4	4	296	37	0,125	4 058	628	0,154
99/1	5	259	32	0,123	3 430	535	0,156
99/2	6	227	26	0,114	2 895	372	0,128
99/3	7	201	30	0,149	2 523	308	0,122
99/4	8	171	23	0,134	2 215	338	0,152
00/1	9	148	10	0,067	1 877	192	0,102
00/2	10	138	3	0,021	1 685	69	0,040
00/3	11	135	2	0,014	1 616	50	0,030
00/4	12	133	-	-	1 566	-	-

Pour étudier la probabilité d’interruption d’une embauche, nous faisons appel à la notion de hasard¹ ou de taux de sortie conditionnel. Celui-ci mesure la probabilité de sortir de l’état dans lequel on se trouve au cours du bref intervalle suivant t et étant donné que l’on a occupé l’état jusqu’au temps t . A l’aide de nos données, nous pouvons effectuer une estimation de la fonction de hasard pour chaque type d’embauche. Cette estimation requiert que les individus au sein de chaque dispositif constituent une population homogène². Bien que cette hypothèse soit probablement irréaliste, cet exercice nous permet d’avoir une première idée des taux de sortie conditionnels, en particulier une fois le subside à l’embauche terminé.

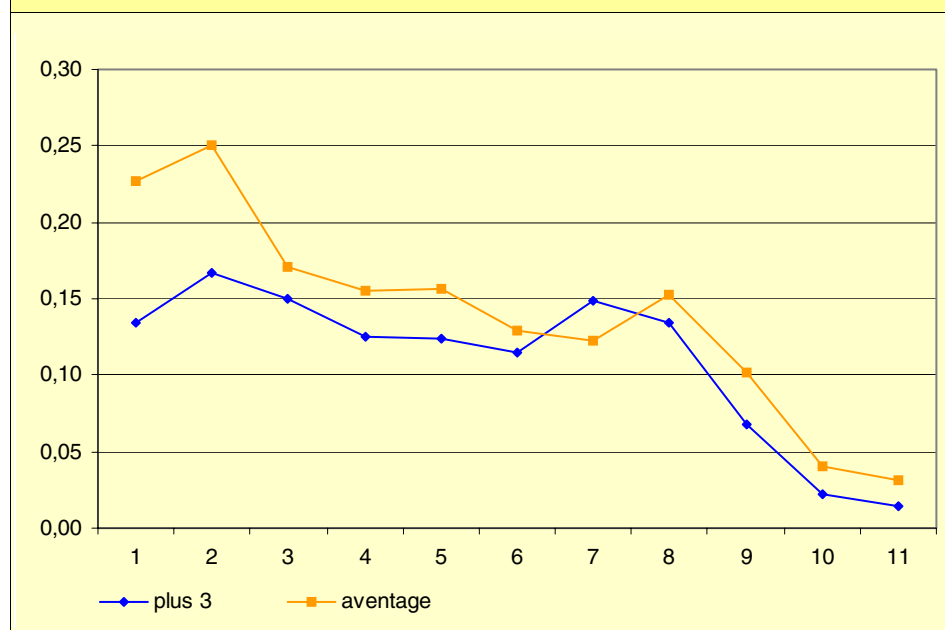
Pour chaque trimestre et pour chacune des deux politiques respectivement, nous calculons le taux de sortie d’une embauche étant donné que l’embauche a atteint ce trimestre (cf. colonne “probabilité de sortie ou hasard estimé”); ce taux est obtenu en divisant le nombre d’interruptions au cours du trimestre par le nombre d’embauches (restantes) en début de trimestre. La figure 3 présente les deux fonctions de hasard obtenues.

La fonction de hasard est plus élevée pour les embauches “avantage” que pour les embauches “plus 3” à l’exception du septième trimestre d’observation. L’écart est surtout important au cours des deux premiers trimestres où le taux de sortie (conditionnel) des embauches “avantage” est une fois et demi plus élevé. Rappelons que presque 40 % des embauches “avantage” ayant une durée de 1 à 2

1. L’estimation de la fonction de hasard effectuée ici, également appelée estimation de Kaplan-Meier, est de type non-paramétrique (aucune hypothèse n’est imposée quant à la forme de la fonction sous-jacente).
2. Dans le cas contraire, la forme de la fonction de hasard estimée peut être affectée, menant à des erreurs d’interprétation. En particulier, et en présence d’hétérogénéité (ce qui est pratiquement toujours vrai), la fonction de hasard estimé peut devenir décroissante car les individus ayant des hasards élevés sortent les premiers laissant derrière eux ceux ayant des hasards de plus en plus faibles. Dans un tel cas, la fonction estimée est décroissante non pas parce qu’il y a un vrai effet de la durée sur la variable étudiée mais à cause de la présence d’hétérogénéité entre les individus.

trimestres se situent dans la classe d'activité *Agences d'intérimaires et fourniture de personnel temporaire*. A partir du troisième trimestre les deux courbes se rapprochent et le taux de sortie diminue fortement pour devenir très faible en fin de période d'observation, en particulier une fois le subside terminé (dixième trimestre). Bien que le hasard soit relativement stable entre le quatrième et le huitième trimestre, un ralentissement de la tendance à décroître est observé au cours du cinquième trimestre, soit le trimestre précédant la baisse du taux de réduction. Au cours de la deuxième année de subside, une hausse du hasard est cette fois observée pour chaque dispositif. Toutefois, elle est relativement limitée et est suivie par une baisse marquée à partir du neuvième trimestre d'embauche, soit le dernier trimestre de subside.

FIGURE 3 - Taux de sortie d'embauche (hasard estimé): embauches "plus 3" et "avantage"



En résumé, et pour les deux dispositifs examinés, le taux de sortie (licenciement ou départ volontaire) ne semble pas augmenter une fois la période de subsidiation terminée. Néanmoins, une légère recrudescence est observée au cours du trimestre précédant la baisse du taux de réduction et au cours de la deuxième et dernière année de subside.



VII

Durée d'emploi

Dans cette section, nous comparons la durée d'emploi des embauches "bénéficiaires" et "contrôle". Rappelons qu'il s'agit de la période d'emploi, éventuellement auprès de différents employeurs, sans interruption de plus de trois mois. Dans la mesure où les dispositifs étudiés visent à intégrer de façon durable les bénéficiaires sur le marché du travail, la durée d'emploi nous renseigne de façon plus adéquate sur cet objectif que la durée d'embauche. Le tableau 9 présente des informations sur la durée d'emploi. A nouveau, nous effectuons une estimation non-paramétrique de la fonction de hasard pour avoir une première idée des probabilités de sortie de l'emploi pour chaque groupe respectivement. La section suivante présentera les résultats d'une analyse multivariée de la durée d'emploi où nous contrôlerons cette fois pour certains facteurs d'hétérogénéité observée et non-observée.

TABLEAU 9 - Embauches "plus", "avantage" et contrôle: suivi de la durée d'emploi

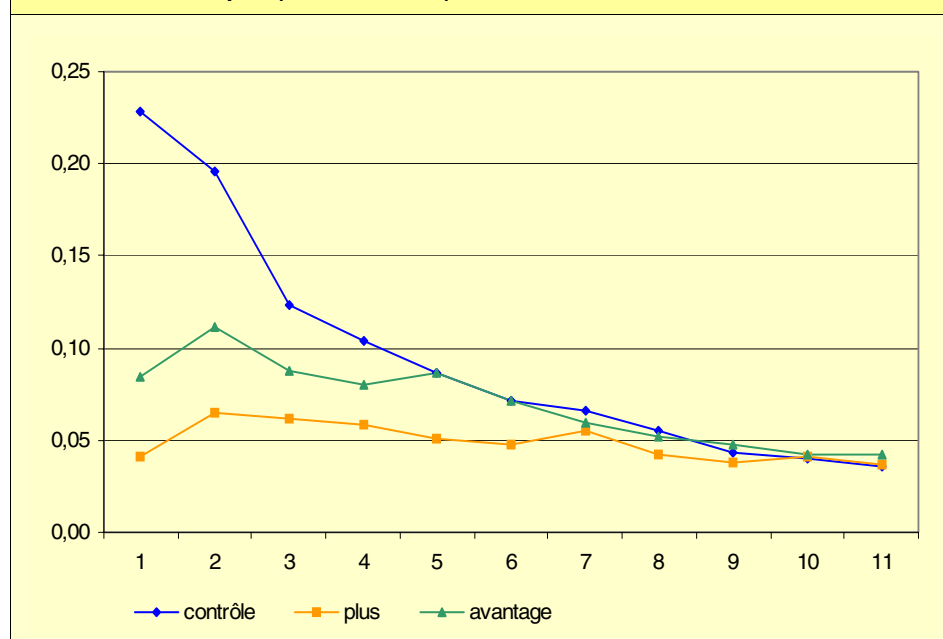
Intervalle (trimestre)	Durée d'emploi (nombre de trimestres)	Embauches "plus"			Embauches "avantage"			Embauches "contrôle"		
		nombre d'emplois en début de période	nombre de sorties au cours de la période	Hasard estimé	nombre d'emplois en début de période	nombre de sorties au cours de la période	Hasard estimé	nombre d'emplois en début de période	nombre de sorties au cours de la période	Hasard estimé
98/1	1	4 939	201	0,041	8 447	715	0,085	132 392	30 300	0,229
98/2	2	4 738	309	0,065	7 732	863	0,112	102 092	20 012	0,196
98/3	3	4 429	273	0,062	6 869	602	0,088	82 080	10 140	0,124
98/4	4	4 156	244	0,059	6 267	501	0,080	71 940	7 460	0,104
99/1	5	3 912	198	0,051	5 766	502	0,087	64 480	5 559	0,086
99/2	6	3 714	175	0,047	5 264	378	0,072	58 921	4 239	0,072
99/3	7	3 539	195	0,055	4 886	290	0,059	54 682	3 624	0,066
99/4	8	3 344	142	0,042	4 596	241	0,052	51 058	2 803	0,055
00/1	9	3 202	123	0,038	4 355	208	0,048	48 255	2 072	0,043
00/2	10	3 079	127	0,041	4 147	173	0,042	46 183	1 858	0,040
00/3	11	2 952	108	0,037	3 974	167	0,042	44 325	1 583	0,036
00/4	12	2 844	-	-	3 807	-	-	42 742	-	-

La figure 4 illustre les fonctions de hasard estimé pour chaque groupe. Le hasard estimé est beaucoup plus élevé pour le groupe de contrôle au cours des deux premiers trimestres que pour les embauches bénéficiaires. A partir du cinquième trimestre, il est très similaire pour les embauches "avantage" et "contrôle", alors qu'il faut attendre le septième trimestre pour que les trois groupes se rejoignent.

De plus, le hasard estimé des embauches contrôle est le seul qui est nettement décroissant sur l'ensemble de la période, en particulier au début. Rappelons que la décroissance d'une fonction de hasard peut provenir de la présence d'hétérogénéité entre les individus et non pas nécessairement d'une dépendance des taux de sortie à la durée (cf. note de base de page n°2, p.12). Puisque notre groupe de contrôle compte un grand nombre de jeunes arrivant sur le marché du travail, il n'est pas étonnant que leur entrée rencontre certaines difficultés. De plus, 31 % des embauches du groupe de contrôle ayant une durée d'emploi inférieure à 3 trimestres se déroule dans la classe *Agences d'intérimaires et fourniture de personnel temporaire*. Clairement ces personnes ne parviennent pas à une intégration durable dans l'emploi salarié puisqu'une interruption de la durée d'emploi équivaut à une sortie de la base de données de plus de trois mois. En comparaison, les bénéficiaires des embauches subsidiées semblent rencontrer nettement moins de problèmes pendant leur première année d'emploi.

En ce qui concerne les dispositifs étudiés, les embauches "avantage" ont un hasard estimé plus élevé que les embauches "plus", principalement pendant les six premiers trimestres. Aussi, les embauches "avantage" connaissent une hausse du hasard au cours du cinquième trimestre (cf. section F sur la durée d'embauche) alors que pour les embauches "plus" une hausse plus modérée a lieu au cours des septième et dixième trimestres.

FIGURE 4 - Embauches "plus", "avantage" et "contrôle": taux de sorties d'emploi (hasard estimé)



En résumé, les individus bénéficiaires des subsides étudiés semblent rencontrer moins de difficultés à rester dans l'emploi salarié au cours des premiers trimestres suivant l'embauche étudiée que ceux du groupe de contrôle. Au-delà du quatrième trimestre, cette différence s'atténue fortement. La section suivante essaye d'établir si ces tendances se confirment lorsque l'on tient compte des caractéristiques observées et non-observées des travailleurs, de leur employeur et de leur prestation.



Analyse multivariée

Dans cette section, nous effectuons une première analyse statistique de l'impact des subsides étudiés sur la durée d'emploi en contrôlant pour les facteurs observables et inobservables d'hétérogénéité disponibles dans nos données. L'hypothèse sous-jacente au modèle présenté ci-dessous est que la participation aux mesures étudiées est un processus aléatoire dans le sens où il est indépendant de facteurs inobservables qui influencent la durée d'emploi. Dans ce cas, le modèle présenté ci-dessous fournit des coefficients non-biaisés de l'impact des subsides étudiés.

Toutefois, les hypothèses de ce premier modèle sont peu réalistes et il est fort probable que des caractéristiques non-observées influencent aussi bien la participation aux embauches subsidiées que la durée d'emploi. De ce fait, la plus grande prudence est requise lors de l'interprétation des résultats, en particulier, en ce qui concerne les politiques étudiées. En effet, de nombreuses études ont montré que l'effet de ces dernières est fort sensible à la prise en compte des biais de sélection liés à l'hétérogénéité non-observée¹ (voir notamment pour la Belgique, l'étude de Cockx et al, 1998)².

Le modèle retenu est du type *hasard proportionnel*³, où le taux de hasard est (par hypothèse) une fonction multiplicative et s'écrit pour l'individu i :

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(X_i \beta + v_i)$$

où $h_0(t)$ est la fonction de hasard de base dépendant du temps t passé dans l'emploi salarié (t est la durée écoulée dans l'emploi depuis l'embauche étudiée), X_i est le vecteur de variables explicatives observées par l'évaluateur et caractérisant l'individu i (y compris une variable qui indique si cet individu a été engagé ou non avec l'un des subsides à l'embauche étudiés), β est un vecteur de paramètres inconnus à estimer et v_i est un terme aléatoire captant des effets individuels non-observés et pouvant influencer la durée d'emploi.

-
1. "Lorsqu'on souhaite mesurer l'effet d'une politique sur un indicateur de résultat particulier [ici, la durée d'emploi], il faut comparer le résultat obtenu par un bénéficiaire à celui d'un non-bénéficiaire. Si ces individus n'ont pas les mêmes caractéristiques, l'écart observé entre les résultats de ces deux individus ne reflète pas seulement l'effet de la politique, mais aussi la différence entre leurs caractéristiques. Le biais de sélection est présent dans la mesure où deux conditions sont vérifiées. Primo, l'évaluateur ne sait pas tenir compte de toutes les caractéristiques pertinentes des individus (ce qui, en pratique, est toujours vrai). Secundo, les caractéristiques inobservées par l'évaluateur affectent tant l'indicateur de résultat [ici, la durée d'emploi] que le processus de participation à la politique étudiée (ce qui, en pratique, est souvent vrai)", Van der Linden (2000, p.696).
 2. A ce jour, nos tentatives d'élaboration d'un tel modèle n'ont pas abouti.
 3. Pour une présentation approfondie de ce type de modélisation voir notamment Lancaster (1990), Florens et al. (1995) and Van den Berg (2000).

Lors de l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance, nous recourons à une spécification non-paramétrique du hasard de base et nous prenons en compte les observations censurées à droite¹. La fonction de hasard de base correspond au hasard d'un individu de référence, soit celui pour lequel toutes les variables (discrètes) prennent la valeur zéro. Dans notre cas, il s'agit d'un employé masculin d'âge intermédiaire, habitant en Flandre, travaillant dans une entreprise de plus de 50 travailleurs appartenant au secteur manufacturier dont le siège social est également dans la région flamande et dont l'embauche n'a pas bénéficié d'un des deux subsides étudiés. Pour un autre individu, la probabilité de sortie de l'emploi est relevée ou abaissée par rapport à l'individu de référence selon le signe pris par les paramètres estimés associés aux caractéristiques de cet individu, de sa prestation et de l'entreprise qui l'occupe.

Le hasard de base est estimé suivant une spécification de type "piecewise constant" (voir Prentice and Gloecker, 1978; Meyer, 1990). Puisque nous n'observons pas la durée d'emploi de manière continue mais par trimestre, cette estimation discrète nous permet de mieux capter l'évolution du hasard au cours du temps en présence d'un grand nombre d'observations ayant la même durée d'emploi. Lors de l'estimation, nous avons inclus une constante et retenu cinq intervalles de temps (de deux trimestres chacun) au sein desquels le hasard de base est supposé constant. En ce qui concerne les caractéristiques non-observées, et à l'instar de nombreuses études (voir notamment Meyer, 1990; D'Addio, 1998), la variable aléatoire captant l'hétérogénéité non-observée est supposée distribuée selon une fonction de densité de type gamma dont la moyenne est égale à un (normalisation) et la variance à σ^2 .

Le tableau 10 présente les résultats obtenus. A titre de comparaison, la première partie du tableau reprend les résultats d'un modèle sans prise en compte de l'hétérogénéité non-observée ($v_i = 0$). Les coefficients des dummies temporelles sont à interpréter par rapport à la dernière période ($t > 10$ trimestres) qui sert de référence. Un coefficient positif indique que la variable correspondante réduit la durée d'emploi. La colonne reprenant les "hazard ratio" permet une interprétation plus facile des coefficients². Ainsi, un individu de moins de 25 ans, a dans le deuxième modèle, une probabilité de sortir de l'emploi qui est de 22 % plus élevée que celle de l'individu de référence.

De ces deux estimations, il ressort que la plupart des caractéristiques retenues relèvent la probabilité de sortir de l'emploi. En particulier, les personnes effectuant des prestations saisonnières ou intermittentes ou encore dans le secteur de l'horeca ont une probabilité beaucoup plus élevée de connaître une interruption d'au moins un trimestre de leur durée d'emploi. En ce qui concerne les caractéristiques des individus, ce sont surtout les personnes peu qualifiées, ayant un emploi à temps partiel et absentes de la base de données pendant les trois trimestres précédant l'embauche étudiée qui ont les probabilités les plus élevées de sortir de l'emploi. Soulignons aussi l'impact positif mais non-significatif du genre dans le premier modèle. Dans la mesure où les emplois à temps partiel sont majoritairement occupés par des femmes, ce résultat reflète probablement la corrélation entre ces deux variables.

-
1. Soit les observations pour lesquelles la durée d'emploi va au-delà de la période d'observation. Dans ce cas, nous savons que la durée d'emploi est au minimum de 12 trimestres et la fonction de vraisemblance est adaptée de manière à tenir compte de cette information.
 2. Le "hazard ratio" correspond à l'exponentielle du coefficient estimé.

En ce qui concerne les politiques étudiées, ces dernières réduisent considérablement la probabilité de sortie de l'emploi. Aussi, et comme nous l'avons déjà perçu lors de l'analyse descriptive, les *plans plus* réduisent plus fortement cette probabilité que le *plan avantage à l'embauche*. Les coefficients obtenus pour les variables temporelles révèlent que la fonction de hasard de base décroît tout au long de la période d'observation. Le risque de sortie est deux fois (premier modèle) et une fois et demi plus grand (deuxième modèle) en début de période d'observation (les deux premiers trimestres) qu'en fin de celle-ci (les deux derniers). Ainsi, les périodes de diminution¹ et d'interruption² du taux de subvention ne semblent pas intensifier la probabilité conditionnelle de sortie de l'emploi.

Comparons maintenant les deux modèles présentés. Notons tout d'abord que le paramètre captant l'hétérogénéité non-observée est fortement significatif. De plus, l'introduction de ce paramètre a comme effet d'accentuer l'impact de la plupart des variables, en particulier, des dispositifs étudiés, et d'atténuer les coefficients des variables indicatives du temps.

1. Soit 5 trimestres pour l'ensemble des dispositifs et 9 trimestres pour les plans +1 et +2.
2. Soit 9 trimestres, à l'exception des plans +1 et +2 dont la fin de la période de subsidiation n'est pas observée à l'aide de nos données.

TABLEAU 10 - Estimation des paramètres d'un modèle de la durée d'emploi sans hétérogénéité non-observée

Proportional hazard model	Sans prise en compte de l'hétérogénéité non-observée		Avec prise en compte de l'hétérogénéité non-observée	
	Paramètre estimé	"Hazard ratio"	Paramètre estimé	"Hazard ratio"
constante	-3,84**	-	-3,26**	-
t ^a <= 2 trimestres	2,02**	-	1,50**	-
2 trim < t <= 4 trim	1,59**	-	1,27**	-
4 trim < t <= 6 trim	1,32**	-	1,14**	-
6 trim < t <= 8 trim	1,10**	-	1,02**	-
8 trim < t <= 10 trim	0,78**	-	0,77**	-
âge < 25 ans	0,09**	1,09	0,20**	1,22
âge >= 45 ans	0,10**	1,11	0,21**	1,23
femme	0,01	1,01	0,02*	1,02
peu qualifié	0,19**	1,21	0,42**	1,52
temps partiel	0,15**	1,16	0,27**	1,31
saisonnier ou intermittent	0,39**	1,48	0,82**	2,27
ouvrier	0,05**	1,05	0,05**	1,05
chômeur ou inactif de longue durée (absent pendant plus de trois trimestres)	0,12**	1,13	0,24**	1,27
embauche plus	-0,50**	0,61	-0,92**	0,40
embauche avantage	-0,29**	0,75	-0,64**	0,53
domicile Bruxelles-Wallonie	0,02**	1,02	0,03**	1,03
siège social de l'entreprise Bruxelles-Wallonie	0,09**	1,09	0,20**	1,22
petite et moyenne entreprise (< 50 travailleurs)	0,02**	1,02	0,24**	1,27
Construction	0,10**	1,11	0,22**	1,25
Commerce de gros et de détail	0,08**	1,08	0,12**	1,13
Horeca	0,43**	1,54	0,86**	2,36
Immobilier, location et services aux entreprises	0,22**	1,25	0,39**	1,48
Santé et action sociale Service collectifs, sociaux et personnels	0,22**	1,25	0,44**	1,55
Autre secteur d'activité	0,27**	1,31	0,55**	1,73
σ^2	-	-	0,95**	-
nombre d'observations	145 778	-	145 778	-
nombre d'observations censurées	49 393	-	49 393	-
nombre de paramètres	25	-	26	-
Log Likelihood	-242 219	-	-212 235	-

a. t représente la durée d'emploi.

**= coefficient significativement différent de zéro (1 %).

Rappelons que les résultats obtenus, y compris pour le deuxième modèle, risquent de refléter, en partie du moins, un biais de sélection plutôt qu'un effet pur de l'impact des politiques examinées. En l'absence d'un modèle qui corrige pour la sélection liée à la participation aux dispositifs étudiés, nous pouvons essayer d'anticiper le sens du biais (cfr. note de bas de page 1, p.16).

Puisqu'il s'agit de subsides à l'embauche, la sélection dans les dispositifs étudiés est principalement le fait de l'employeur qui choisit le travailleur¹. Dans l'hypothèse où le subside serait perçu par l'employeur comme une compensation pour une productivité plus faible du travailleur, l'impact des politiques étudiées serait sous-estimé dans la mesure où le modèle ne tient pas compte de cet élément. Cette hypothèse est vraisemblable dans le cas du *plan avantage à l'embauche* où les participants appartiennent principalement à des catégories de demandeurs d'emploi fragilisées sur le marché du travail (notamment des chômeurs de longue durée) et dont la productivité au moment de l'embauche risque d'être inférieure ou perçue comme telle par l'employeur.

Cette hypothèse est plus difficile à défendre dans le cas des *plans plus*. Ainsi, rappelons que presque la moitié des travailleurs bénéficiant de ce dispositif a effectué une prestation le trimestre précédant l'embauche étudiée. Ces individus ne semblent donc pas avoir un profil à risque sur le marché du travail, en tous les cas, comparativement aux bénéficiaires des plans "avantage" mais aussi à de nombreux entrants du groupe de "contrôle". Dans ce cas, et en l'absence d'une prise en compte de la sélection liée à la participation, il est à craindre que nous *surestimions* l'effet de cette politique.

Enfin, rappelons que ce dispositif vise principalement à créer de l'emploi auprès des indépendants à l'aide d'une baisse importante du coût salarial et dans une moindre mesure l'embauche de travailleurs appartenant à des groupes à risque. Notre étude indique que ce deuxième objectif n'est effectivement pas rencontré dans près de 50 % des cas. De plus, la proportion importante de bénéficiaires ayant une durée de chômage préalable à l'embauche très courte laisse craindre la présence de certains abus. Ainsi, il est possible que certains de ces passages en chômage de très courte durée ont comme seul objectif l'obtention du subside, le travailleur ayant au préalable été sélectionné pour le nouveau poste de travail. Enfin, le fait qu'en l'absence du subside une embauche (d'un travailleur quel qu'il soit) aurait de toutes façons eu lieu (effet d'aubaine) ne peut pas être démontré à l'aide de nos données.

1. Dans certains cas, la sélection peut également être le fait de l'organisme de placement, notamment dans le cas des formations professionnelles pour chômeurs.



Conclusions

Dans cette étude, nous avons effectué une analyse de deux dispositifs de subvention temporaire à l'embauche, les *plans plus* et le *plan avantage à l'embauche*. Dans un premier temps, nous avons effectué une analyse descriptive de ces dispositifs. Dans un deuxième temps, nous avons estimé un modèle multivarié évaluant l'impact de ces subsides sur la durée d'emploi.

L'analyse descriptive a permis d'identifier des différences entre les deux dispositifs. Ainsi, il apparaît que les groupes à risque bénéficient nettement moins des *plans plus* que du *plan avantage à l'embauche*. Il s'avère, en effet, que près de la moitié des bénéficiaires des *plans plus* ont une durée de chômage préalable à l'embauche inférieure à trois mois. Toutefois, nos données ne permettent pas de mettre en évidence d'éventuels effets d'aubaine. Par ailleurs, l'hypothèse d'une utilisation abusive de ce dispositif lors de la sélection du travailleur ne peut pas être écartée.

En outre, l'analyse de la durée d'emploi indique que les bénéficiaires semblent rencontrer moins de difficultés à rester dans l'emploi salarié au cours des premiers trimestres qui suivent l'embauche étudiée que les individus du groupe de contrôle. Toutefois, au-delà de la première année, les taux de sortie des bénéficiaires (*plus* et *avantage*) et ceux du groupe de contrôle tendent à converger pour ne plus se différencier à partir du septième trimestre. Ainsi, les subsides étudiés stabiliseraient la trajectoire des bénéficiaires principalement pendant la première année de subsidiation.

L'estimation d'un modèle multivarié de la durée d'emploi a permis de confirmer ces résultats. Après avoir contrôlé pour des caractéristiques observées et non-observées des travailleurs, de leurs employeurs et du type de prestation effectuée, il apparaît que les deux subsides étudiés réduisent significativement la probabilité de quitter l'emploi. L'impact est plus important dans le cas des *plans plus* que dans celui du *plan avantage à l'embauche*. Toutefois, la présence de biais de sélection entraînerait une sous-estimation de l'impact du *plan avantage à l'embauche* et une surestimation des *plans plus*.

Les résultats de notre étude corroborent ceux d'autres études sur données belges (Cockx et al., 1998; Bollens, 2000), qui montrent que les subsides temporaires à l'embauche en Belgique ne contribuent pas à la création d'emplois précaires, en l'occurrence de plus courte durée que ceux non-subsidiés. Néanmoins, notre analyse pourrait s'enrichir de deux extensions. En plus d'un modèle corrigeant adéquatement pour le biais de sélection, l'analyse devrait se pencher sur la trajectoire des bénéficiaires après épuisement de la période de subvention. Secundo, en plus de la durée d'emploi, l'analyse pourrait tenir compte du nombre d'épisodes d'emploi effectués par les bénéficiaires au cours de la période d'observation. En effet, les individus du groupe de contrôle pourraient suite à une absence de trois

mois avoir une probabilité plus élevée de retrouver un emploi que les bénéficiaires des subsides étudiés. La prise en compte du nombre d'épisodes d'emploi (voir, par exemple, Gritz, 1992) pourrait ainsi mettre en évidence une éventuelle surestimation de l'efficacité des dispositifs étudiés.



Bibliographie

- Allison P.D. (2000), *Survival analysis using the SAS System. A practical guide*. SAS Institute.
- Bollens J. (2000). *L'effet de la subvention des coûts salariaux sur la durée de l'emploi*, Revue Belge de Sécurité Sociale, 713-726.
- Cockx B., Van der Linden B. and Karaa A. (1998). *Active labour market policies and job tenure*, Oxford Economic Papers, 685-708.
- D'Addio, A.C. (1998). *Unemployment durations of french young people*, CORE Discussion Paper n°9851, Université Catholique de Louvain.
- Florens J.P., Fougère D. and Mouchart M. (1995). *Duration Models*, Core Discussion Paper n°9516, Université Catholique de Louvain.
- Gritz, R.M. (1993). *The impact of training on the frequency and duration of employment*, Journal of Econometrics 57, 21-51.
- Lancaster, T. (1990). *The econometric analysis of transition data*, Cambridge University Press.
- Meyer, D.B. (1990). *Unemployment insurance and unemployment spells*, Econometrica, Vol. 58, n°4, 757-782.
- Meyer, D.B. (1995). *Semiparametric Estimation of Hazard Models*, mimeo, Northwestern University.
- Ministère Fédéral de l'emploi et du travail (1998). *Clés pour... les aides à l'embauche: réductions du coût du travail*.
- Prentice, R. and Gloeckler L. (1978). *Regression analysis of grouped duration data with application to breast cancer data*, Biometrics, 34, 57-67.
- Terrell, K. and Sorm V. (1999). *Labor market policies and unemployment in the Czech Republic*, Journal of Comparative Economics, Vol. 27, n°1, 33-60.
- Van den Berg, G.J. (2000). *Duration models: specification, identification, and multiple duration*, à paraître dans Handbook of Econometrics, Vol. 5.

Van der Linden B. (2000). *De l'effet des subsides temporaires sur la durée d'embauche en Belgique*, Revue Belge de Sécurité Sociale, 693-710.

Van der Linden B. (2000). *Conclusions: stimuler l'emploi ou le partager? Quelques balises*, Revue Belge de Sécurité Sociale, 797-812.