Hétérogénéité sectorielle des effets d'un dispositif de subvention salariale sur les salaires et l'emploi en Allemagne

A note on sectoral heterogeneity in wage and employment effects of hiring subsidies in Germany

Gesine Stephan

Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/6418>

DOI : 10.4000/travailemloi.6418

ISSN : 1775-416X

Éditeur

DARES - Ministère du Travail

Édition imprimée

Date de publication : 1 juillet 2014

Pagination : 61-74

ISSN : 0224-4365

Référence électronique

Gesine Stephan, « Hétérogénéité sectorielle des effets d'un dispositif de subvention salariale sur les salaires et l'emploi en Allemagne », *Travail et Emploi* [En ligne], 139 | juillet-septembre 2014, mis en ligne le 01 juillet 2016, consulté le 15 juin 2020. URL : <http://journals.openedition.org/travailemloi/6418> ; DOI : <https://doi.org/10.4000/travailemloi.6418>

Hétérogénéité sectorielle des effets d'un dispositif de subvention salariale sur les salaires et l'emploi en Allemagne

Gesine Stephan ^(*)^(**)

Cet article étudie les effets sectoriels d'un programme allemand de subventions salariales à destination des chômeurs. Couvrant dix secteurs d'activité et s'appuyant sur de riches données administratives, l'analyse compare le taux d'emploi, l'ancienneté et le salaire d'actifs recrutés sur un emploi subventionné à ceux d'individus aux caractéristiques similaires mais embauchés sans aide publique, sur une période de trois ans et demi. Les résultats montrent que dans la plupart des branches, les salariés dont l'emploi a été subventionné (au moins au départ) comptabilisent davantage de jours en emploi et présentent une ancienneté chez leur premier employeur supérieure à celle des salariés ayant eu un emploi non subventionné. Même pour les secteurs suspectés d'abuser du dispositif, comme la construction et le travail temporaire, on observe des effets positifs sur l'emploi. Enfin, dans la plupart des secteurs, et pour des individus ayant des caractéristiques similaires, les salaires offerts dans le cadre d'emplois subventionnés sont équivalents à ceux des emplois non subventionnés, à l'exception de la métallurgie qui propose des salaires plus faibles pour les emplois subventionnés et de l'intérim, qui propose au contraire des salaires plus élevés.

Le versement aux employeurs de subventions salariales ciblées est souvent limité dans le temps. Elles constituent une incitation à recruter des personnes dont la productivité ne suffit pas à couvrir le coût du travail, mais qui sont toutefois censées, au terme d'un certain temps de formation sur le terrain, acquérir la capacité d'effectuer les tâches requises. D'un point de vue théorique, de telles subventions se traduisent par une réduction du coût du travail, et donc par une translation de la courbe de demande (BELL *et al.*, 1999). Plusieurs études ont cherché à mettre en lumière leurs effets sur la situation d'emploi et l'ancienneté des actifs ainsi recrutés en Belgique, au Canada, en Allemagne, en Suède, aux États-Unis et au Royaume-Uni (voir, entre autres, BURTLESS, 1985; CARLING, RICHARDSON, 2004; COCKX *et al.*, 1998; DORSETT, 2006; FREDRIKSSON, JOHANSSON, 2008; FORSLUND *et al.*, 2004; GÖBEL, 2006, 2007; JAENICHEN, STEPHAN, 2011; RUPPE, 2011; SIANESI, 2008; ZEW *et al.*, 2006), ou encore

sur les salaires futurs de ces actifs (DUBIN, RIVERS, 1993; HAMERSMA, 2008; STEPHAN, 2010).

L'hétérogénéité des résultats en fonction des entreprises et sous-groupes d'entreprises a été peu abordée. Une exception notable est l'étude portant sur deux programmes américains, le *Work Opportunity Tax Credit* et le *Welfare-to-Work Tax Credit*. En se concentrant sur les sociétés d'intérim, Sarah HAMERSMA et Carolyn J. HEINRICH (2008) ont montré que les salariés subventionnés bénéficiaient de plus hauts revenus que les salariés non subventionnés. Toutefois, leurs revenus et leur ancienneté restaient inférieurs à ceux des actifs subventionnés des autres branches. HAMERSMA (2011) a étudié les raisons pour lesquelles seule une fraction des employeurs éligibles à ces dispositifs demandait à en bénéficier; l'auteur constate que les entreprises sont plus enclines à demander la subvention si elles emploient une proportion importante de salariés dont l'ancienneté correspond aux seuils de durée d'emploi les plus élevés du dispositif⁽¹⁾.

Cet article aborde une question d'une grande importance pour les concepteurs des politiques actives et pour les gestionnaires publics du marché de l'emploi : l'efficacité des subventions salariales varie-t-elle en fonction des activités concernées ? En effet, identifier des différences possibles d'un

(*) Institut de recherche sur l'emploi (IAB) de l'Agence fédérale pour l'emploi (BA); Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg (FAU), Allemagne; Gesine.Steph@iab.de

(**) Je tiens à remercier ici Elke Jahn, Anton Nivorozhkin, Torben Schewe, deux rapporteurs anonymes et le comité de rédaction de *Travail et emploi* pour leurs précieux commentaires. En outre, je remercie également l'unité CF15 du Service public allemand de l'emploi ainsi que l'unité ITM de l'Institut de recherches sur l'emploi (IAB) pour la communication des données utilisées. Une version antérieure du présent article, plus développée mais ne tenant pas compte des remarques des rapporteurs et éditeurs de la revue *Travail et emploi*, a déjà été publiée (*IZA Discussion paper* n° 5078).

(1) Dans ce dispositif, le montant des subventions accordées dépend en partie de la durée de l'emploi, en fonction de seuils de durée préalablement fixés.

secteur à l'autre peut permettre d'améliorer l'utilisation des programmes. En Allemagne, on considère volontiers que dans des secteurs comme la construction, le travail temporaire ou encore l'hôtellerie et la restauration, les patrons ont tendance à abuser des dispositifs existants en embauchant des salariés subventionnés pour s'en séparer sitôt la durée maximale du dispositif atteinte. En France, on assiste également à de tels débats.

À notre connaissance, hormis l'étude sur l'intérim citée plus haut, cette recherche est la première à interroger les effets des subventions salariales en fonction des secteurs. CALIENDO *et al.* (2006) ont certes analysé les effets sectoriels des dispositifs de création directe d'emplois et conclu à une (faible) hétérogénéité entre les secteurs, avec des résultats dans l'ensemble négatifs. Toutefois, leurs résultats ne sauraient être étendus au dispositif analysé ici : en effet, les dispositifs publics de création d'emplois qu'ils étudient diffèrent fortement dans leur principe des subventions à l'embauche versées aux entreprises privées auxquelles nous nous intéressons (pour un récapitulatif, voir WOLFF, STEPHAN, 2014). En Allemagne, les secondes ont pour but de réintégrer les chômeurs dans l'emploi standard, mais sont rarement utilisées pour aider les chômeurs les plus défavorisés. Les premières visent, à l'inverse, à assister les personnes présentant d'importants handicaps à l'embauche, autrement dit celles qui n'auraient aucune chance de trouver un emploi standard, même avec le soutien d'une subvention.

L'effet produit par une subvention à l'embauche peut être décomposé en deux volets : d'une part, un effet sur la décision d'embauche par une entreprise ; d'autre part, un effet sur la situation ultérieure du salarié sur le marché du travail, une fois que l'embauche a eu lieu. La plupart des recherches disponibles sur le sujet cherchent à estimer un mélange de ces deux effets, et comparent les personnes recrutées avec l'aide d'une subvention avec des personnes similaires, mais recrutées hors subvention. Or, cette approche ne permet pas d'exclure d'éventuels effets d'aubaine, survenant dans le cas où des individus embauchés avec une subvention auraient tout de même été recrutés sans la subvention.

Le présent article compare le parcours des recrues subventionnées et de recrues similaires non subventionnées, une fois la relation d'emploi initiée. L'idée sous-jacente est que les salariés subventionnés auraient eux aussi été en mesure de trouver un autre emploi sans l'aide de la subvention, mais que l'issue de cette relation d'emploi peut ensuite être différente. En ce sens, on mesure une borne inférieure de l'effet des subventions, l'effet possible sur la décision d'embauche étant, quant à lui, ignoré. L'étude s'appuie sur une très riche base de données

administrative qui nous a permis de contrôler toute une série de caractéristiques individuelles, d'éléments propres à l'entreprise et de particularités locales.

Avec la même approche, mais sans différenciation sectorielle, nous ne sommes pas parvenu (STEPHAN, 2010), pour les dispositifs de création directe d'emplois, à montrer une différence significative des salaires entre salariés subventionnés et non subventionnés. Toutefois, nous avons pu mettre en évidence que les salariés initialement subventionnés avaient par la suite des taux d'emploi supérieurs, et donc des salaires cumulés significativement plus élevés au cours de la période étudiée. L'analyse spécifique par secteur conduite ici confirme que ces schémas prévalent au sein des différents secteurs. Pour la plupart des secteurs et sur le long terme, qu'il s'agisse des salaires cumulés, des perspectives d'emploi ou de l'ancienneté dans l'entreprise ayant procédé à l'embauche, les salariés recrutés au moyen d'un système de subvention s'en sortent significativement mieux que les actifs comparables placés sur un emploi non subventionné. Les effets sur les salaires cumulés au cours de la période d'observation (qui est de trois ans et demi) sont particulièrement élevés dans la construction et l'hôtellerie-restauration, deux secteurs caractérisés par de forts ajustements saisonniers de l'emploi.

Dans les analyses ci-dessous, la première partie présente brièvement le programme d'emploi subventionné et les données exploitées ; la deuxième décrit la stratégie économétrique adoptée et détaille les variables utilisées. Les résultats empiriques sont commentés dans la troisième partie.

Caractéristiques du programme et ensemble de données

Cette étude analyse deux dispositifs de subventions salariales mis en place en Allemagne entre 1998 et 2003 (et fusionnés ensuite en 2004). Le premier de ces dispositifs proposait une compensation pour l'effort de formation nécessaire à l'embauche pouvant couvrir jusqu'à 30 % des salaires mensuels, pendant au plus six mois. Le second ciblait les demandeurs d'emploi difficilement employables en raison d'importants obstacles au retour à l'emploi (sans pour autant nécessiter une embauche *via* une création directe d'emplois) et proposait une subvention pouvant aller jusqu'à 50 % du salaire mensuel et durer au maximum douze mois. Les agents des agences locales pour l'emploi jouissaient d'une certaine latitude dans l'attribution de la subvention, ainsi que dans le choix de son montant et de sa durée. Il faut toutefois noter que la subvention ne pouvait être accordée dans le

cas d'un salarié ayant déjà travaillé avec un contrat classique dans l'entreprise sollicitant la subvention au cours des cinq années précédant la demande.

Pour déterminer la hauteur de la subvention, ne sont pris en considération que les salaires à concurrence, selon les cas, du montant fixé par la convention collective concernée ou localement pratiqué, et en tout cas du seuil de cotisation à la Sécurité sociale. En outre, en vertu d'un consensus informel, il est admis que les aides allouées ne doivent pas contribuer au *dumping* des salaires, et donc que ceux-ci ne doivent pas descendre en dessous du niveau minimum local usuel (ZEW *et al.*, 2006). Nous l'avons d'ailleurs précédemment souligné (STEPHAN, 2010) : en raison du rôle majeur joué par les conventions collectives en Allemagne, accorder un salaire supérieur ou inférieur aux personnes subventionnées, pour un poste comparable et dans la même entreprise, paraît impossible ; cela ne serait jugé ni acceptable ni équitable à la fois par les salariés, par la direction de l'entreprise et par les conseillers des agences locales pour l'emploi.

Un élément important de ce dispositif de subvention est la période de protection qui lui est associée. Si un employeur licencie (pour des raisons imputables à l'entreprise) une personne subventionnée durant la période de versement ou, à son issue, au cours d'une période d'une durée égale à celle-ci, il s'expose à devoir rembourser une partie des fonds perçus. En conséquence, Josef HARTMANN (2004) montre que les entreprises évitent de recruter des salariés subventionnés quand elles ne peuvent anticiper à long terme leurs besoins en termes de main-d'œuvre.

L'analyse conduite ici s'appuie sur un ensemble de données issues de l'Agence fédérale pour l'emploi allemande, le *Treatment Effects and Prediction data* (TrEffeR). Les informations sur les caractéristiques des postes – concernant notamment les salaires – sont fusionnées à partir des fichiers historiques de l'emploi (BeH) de l'Institut de recherche sur l'emploi (IAB). Les détails sur l'ensemble de données et sur leur traitement figurent dans l'encadré ci-après. L'échantillon utilisé ici couvre tous les individus entrés dans l'emploi à plein-temps au cours du deuxième trimestre 2003, après une période de chômage d'une durée maximale d'un an. Les salaires et l'emploi des actifs concernés sont observés sur une période de trois ans et demi à compter de cette embauche. L'analyse se limite aux individus âgés de 25 à 49 ans au début de la période de chômage (les individus plus jeunes et plus âgés pouvant être éligibles à des dispositifs adaptés à leur groupe d'âge) ainsi qu'aux individus n'ayant pas connu de période d'emploi dans la même entreprise au cours des cinq années précédentes.

Encadré

Source et préparation des données

Les données TrEffeR (STEPHAN *et al.*, 2006) reconstituent des flux de données sur les périodes de recherche d'emploi déclarées, de chômage déclaré, d'emploi et de participation à des mesures actives du marché du travail. Non accessibles au public, elles reprennent les mêmes flux de données que les *Integrated Employment Biographies* (IEB) de l'IAB (HUMMEL *et al.*, 2005), disponibles pour les chercheurs. Les fichiers fusionnés historiques de l'emploi (BeH) sont basés sur les déclarations effectuées auprès de la Sécurité sociale, fixant de ce fait une limite supérieure aux salaires déclarés égale au seuil de contribution à la Sécurité sociale. L'emploi subventionné étant généralement associé à un salaire bas, l'analyse n'est pas affectée par cette restriction. Les salaires journaliers sont calculés en divisant les salaires touchés sur l'ensemble de la période d'emploi par la durée de cette période en jours (jours chômés inclus). Bien que riches, les données ne nous renseignent ni sur la durée prévue des subventions, ni sur la durée hebdomadaire exacte de travail, l'application ou non d'une convention collective, le conseiller pour l'emploi suivant le dossier, ou encore la durée moyenne d'emploi propre à l'entreprise.

À l'exception de la première période d'emploi subventionné, l'accent est mis sur l'emploi non subventionné ayant donné lieu à des contributions sociales. Aussi, dans le calcul des résultats en termes d'emplois et de salaires cumulés, les emplois mineurs (gagnant moins de 400 euros par mois) et les périodes rémunérées en dessous de 10 euros par jour ont été exclus de l'analyse, de même que les autres périodes d'emploi subventionné. En cas de périodes comportant plus d'un emploi, seul l'emploi correspondant au salaire journalier le plus élevé est pris en compte. Pour comptabiliser l'ancienneté, on suppose qu'un individu travaille dans le même établissement tant que le code identifiant l'entreprise reste inchangé dans ses déclarations à la Sécurité sociale (voir BRIXY, FRITSCH, 2002, pour de plus amples informations sur ce point).

L'ensemble de données contient près de 10 000 entrées dans l'emploi subventionné et 180 000 dans l'emploi non subventionné. On limite l'analyse aux emplois des 61 secteurs d'activité où au moins 400 entrées (ou 4% de l'ensemble des entrées) dans des emplois subventionnés ont été observées. Les secteurs concernés couvrent environ 7 000 entrées dans des emplois subventionnés et 125 000 dans des emplois non subventionnés. La classification par secteur utilisée est la « *Wirtschafts zweigklassifikation 2003* » à deux chiffres (WZ03). À titre exceptionnel, les entreprises d'intérim (identifiées par un code à cinq chiffres au sein du secteur « services économiques ») ont été intégrées dans le secteur d'activité qui leur correspond. Une part importante des « autres services économiques » restants est constituée par le nettoyage et la sécurité.

Tableau 1 : Composition sectorielle des entrées en emploi (en pourcentage)

	Répartition sectorielle des emplois par type d'emploi		Part de l'emploi subventionné dans le secteur	Répartition des emplois subventionnés par type dans le secteur	
	Subventionné	Non subventionné		Formation	Difficilement employable
Métallurgie	4,6	2,6	8,9	62,8	37,2
Construction	19,5	23,5	4,4	61,6	38,4
Automobile (vente/réparation)	4,0	1,7	12,0	54,2	45,8
Vente en gros	5,8	4,1	7,4	55,5	44,5
Commerce de détail	6,6	4,5	7,6	46,9	53,1
Hôtellerie-restauration	4,5	6,9	3,5	41,9	58,1
Transports terrestres	4,0	2,9	7,1	47,5	52,5
Entreprises d'intérim	6,2	12,3	2,8	28,4	71,6
Autres services économiques	9,5	6,7	7,3	53,0	47,0
Services sanitaires et sociaux	4,5	4,3	5,5	53,7	46,3
51 autres secteurs	30,9	30,5	5,4	56,1	43,9
Total	100,0	100,0	5,3	53,6	46,4

Champ : Chômeurs de moins d'un an acceptant un emploi salarié à plein temps au cours du deuxième semestre 2003.

Source : *TrEffer - data base* (Agence fédérale pour l'emploi).

Le tableau 1 met en évidence la composition par secteur de l'ensemble des données, en incluant les secteurs ne faisant pas l'objet d'analyses par la suite. Seuls deux secteurs retenus (vente et réparation d'automobiles; et transports terrestres) couvrent moins de 4% de toutes les entrées dans un emploi non subventionné et un seul des secteurs exclus de l'étude (agriculture) réunit près de 4% de toutes les entrées. Comme le montre le tableau 1, la plupart des nouvelles embauches ont lieu dans le secteur de la construction. Il faut y voir un effet saisonnier dans la mesure où sont analysées les entrées du printemps 2003. La plus forte proportion de recrutements subventionnés est observée dans le secteur de la vente et réparation d'automobiles, où plus de 12% des nouvelles recrues bénéficient d'une subvention. Si les deux types de subvention considérés ici – compensation de la formation et actifs difficilement employables – se partagent à peu près équitablement les embauches, on observe une certaine variation en fonction des secteurs : notons en particulier que dans l'intérim, près de 70% des aides sont allouées à des travailleurs difficilement employables.

Méthode et variables

Pour chacun des secteurs, on calcule l'écart moyen des variables de résultat (durées d'emploi simples – ou ancienneté – et cumulées, salaires simples et cumulés; cf. *infra* et tableau 3 pour plus de détails) entre le groupe «traité» (salariés en emploi subventionné) et le groupe «non traité» (des salariés comparables ayant obtenu un emploi non subventionné au cours de la même période). À cette fin, des groupes de comparaison adéquats sont sélectionnés par un «appariement sur observables»

(RUBIN, 1974). L'hypothèse d'identification est qu'une fois prises en compte les différences observables entre les individus de chacun des deux groupes, il ne subsiste plus d'hétérogénéité inobservée liée à la fois à la sélection des participants et aux variables de résultat. Contrairement aux régressions et analyses de durée, l'appariement statistique n'émet aucune hypothèse sur la forme fonctionnelle et évite de fonder l'identification des effets à partir de projections sur des ensembles de données où il n'y a pas d'observations.

En raison du grand nombre de variables observables prises en compte, on choisit d'effectuer un appariement sur le score de propension (la probabilité de participer à un programme), afin d'obtenir la même répartition de la probabilité pour les individus traités et non traités (ROSENBAUM, RUBIN, 1983). Tout d'abord, la probabilité individuelle de percevoir une subvention est calculée en recourant à un *probit* binaire. Ensuite, on sélectionne un groupe de comparaison tel que le score de propension soit réparti de façon similaire dans les deux groupes d'actifs. On utilise pour ce faire un *radius matching* (ДЕНЕЖА, ВАХБА, 2002), qui associe au groupe traité des individus «synthétiques» de comparaison constituant un équivalent pondéré de tous les individus situés dans le rayon de leur score de propension⁽²⁾. On applique un *radius* ou *caliper* (distance maximale des scores de propension entre individu traité et plus proche voisin non traité) de 0,002 pour l'estimation jointe de l'effet des deux types de subvention et de 0,01 pour les estimations séparées par type de subvention. On remarque une grande stabilité des résultats, qui dépendent peu de l'algorithme d'appariement ou du *caliper* choisis. Pour vérifier la condition du

(2) Les calculs sont effectués via le module stata *psmatch2* (LEUVEN, SIANESI, 2003).

support commun (CALIENDO, KOPENIG, 2008), toutes les unités observées dont le score de propension est supérieur au maximum et inférieur au minimum du groupe opposé ont été supprimées, de même que celles ne trouvant aucun correspondant dans le *caliper* défini. Enfin, on calcule les différences des variables de résultat entre groupe de traitement et groupe de comparaison.

Pour tester la qualité de l'appariement, le biais moyen normalisé (*mean standardised bias* ou MSB ; ROSENBAUM, RUBIN, 1983) entre chaque groupe traité et son groupe témoin est calculé pour toutes les variables de X. Le biais standardisé des covariables est défini comme la différence des moyennes du groupe traité et de l'échantillon de comparaison, divisée par la racine carrée de la variance moyenne de l'échantillon. Marco CALIENDO et Reinhard HUEJER (2006) indiquent qu'en pratique, la plupart des études considèrent comme suffisante une réduction du biais moyen normalisé de l'ordre de 3 à 5 % après appariement.

Dans les analyses qui suivent, les actifs prenant un emploi subventionné au cours du deuxième semestre 2003 dans tel ou tel secteur constituent le «groupe traité». Les variables de résultat étudiées sont au nombre de quatre : 1) valeur nominale des salaires à court terme (salaire journalier lors de l'embauche); 2) durée de la première relation d'emploi dans la période considérée, en jours; 3) durée cumulée d'emploi en jours sur l'ensemble de la période; et enfin 4) valeur nominale des salaires cumulés sur la totalité de la période, soit trois ans et demi (les salaires étant supposés nuls durant les périodes sans emploi).

Pour une interprétation causale des résultats, il convient d'observer toutes les variables pertinentes pour le processus d'entrée dans l'emploi subventionné au sein d'un secteur donné (comparativement à l'obtention d'un emploi non subventionné, d'une part, et d'un emploi subventionné dans une autre branche, d'autre part) et pour les situations ultérieures sur le marché du travail. De fait, les données à la base de notre étude fournissent un grand nombre de variables individuelles, par entreprise et par région, susceptibles d'intervenir tant dans le processus de sélection que dans les résultats. Le tableau 2 présente un récapitulatif des 118 variables muettes sur lesquelles s'appuient nos estimations. On remarquera notamment que les différences de productivité entre les individus sont obtenues en contrôlant des percentiles des derniers salaires journaliers et des salaires cumulés avant d'occuper l'emploi en question (percentiles calculés pour les dix secteurs d'activité retenus dans le corpus final de données). En outre, l'analyse contrôle de façon assez détaillée le dernier emploi occupé avant la période de chômage.

Toutefois, nous ne pouvons totalement exclure l'éventualité qu'interviennent d'autres processus de sélection (non observés). En effet, si l'on dispose d'informations particulièrement détaillées au niveau des individus, celles concernant les entreprises se limitent à l'effectif des salariés et à la moyenne des salaires. Or, l'ancienneté moyenne observée dans l'entreprise pourrait être différente selon qu'elle perçoit, ou non, des subventions (HAMERSMA, 2011). En outre, les phénomènes de sélection de la part des employeurs pourraient également jouer un rôle. On peut regretter l'absence dans notre ensemble de données d'éléments complémentaires sur les

Tableau 2 : Variables utilisées pour l'appariement sur le score de propension

Groupe de variables	Variables
i) Caractéristiques sociodémographiques individuelles (23 variables muettes)	Mesurées au début de la période de chômage : sexe, résidence à l'Est ou à l'Ouest de l'Allemagne, statut marital, nationalité, groupe d'âge, problèmes de santé, handicap, niveau d'études et de formation, bénéficiant de l'assurance ou de l'assistance-chômage
ii) Historique d'emploi individuel (25 variables muettes)	Participation à une politique active du marché du travail au cours de la période de chômage Mesurée à partir du début de la période de chômage : durée écoulée jusqu'à l'entrée dans l'emploi Mesurées au début de la période de chômage : nombre de jours en emploi (trois dernières années) et nombre de jours au chômage (deux dernières années), participation à des politiques actives du marché du travail validées par une agence de l'emploi (deux dernières années), périodes de maladie (deux dernières années)
iii) Dernier emploi (27 variables muettes)	Nature du dernier emploi avant la période de chômage
iv) Caractéristiques de l'entreprise et de l'emploi (11 variables muettes)	Taille de l'entreprise par catégorie, salaire journalier moyen de l'entreprise, pourcentage d'ouvriers, de cadres et professions intermédiaires
v) Caractéristiques du marché du travail local (12 variables muettes)	Performance du marché régional du travail (BLIEN <i>et al.</i> , 2004)
vi) Salaires antérieurs (20 variables muettes)	Percentiles du dernier salaire journalier et des salaires cumulés antérieurs (trois dernières années)

établissements et d'informations sur les agents chargés de placer les demandeurs d'emploi.

Nous testons la sensibilité des résultats à l'hétérogénéité non observée en reprenant l'approche des limites (*bounds approach*) de Paul R. ROSENBAUM (2002), qui s'appuie sur un test des rangs de Wilcoxon⁽³⁾. Cette méthode suppose qu'ici, la sélection pour l'obtention d'une subvention est influencée non seulement par les covariables observées, mais aussi par une covariable inobservée. Dans le cas où un tel biais est présent, les individus appariés seraient tout de même susceptibles de différer quant à leur probabilité de recevoir une subvention. Notons Γ l'*odds ratio* qui en résulte. Plus le niveau de Γ jusqu'auquel un effet estimé reste statistiquement significatif est élevé, plus les résultats de l'estimation sont robustes par rapport à l'influence potentielle de biais caché (voir aussi CALIENDO, KOPENIG, 2008).

Il convient d'indiquer enfin deux dernières restrictions de notre étude : la première est que l'analyse conduite ignore le caractère potentiellement déterminant de la subvention dans la décision d'embauche ; nous supposons que les différences de situations sur le marché du travail des actifs subventionnés et non subventionnés sont dues à la subvention (ou à la période de protection accompagnant celle-ci). La seconde est que la méthode ne tient pas compte des effets indirects possibles des dispositifs de subvention sur ceux qui n'y participent pas : une étude des effets de déplacement et de substitution (CALMFORS, 1994) ainsi que des effets sur les salaires de réserve (ADDA *et al.*, 2007) nécessiterait une macroanalyse au niveau régional qui dépasse le cadre de ce travail.

En complément à l'analyse par appariement, on a mené une analyse simplifiée du rapport fiscal coût-bénéfice des effets directs du dispositif pour les salariés subventionnés. Celle-ci nous permet de rendre compte de façon schématique de l'efficacité de ces programmes : les calculs se fondent sur la validité des hypothèses évoquées plus haut, et l'analyse ne prend pas en compte les effets indirects possibles, tels que l'effet de substitution et de déplacement entre actifs précédemment non subventionnés et actifs précédemment subventionnés. Pour obtenir une estimation de l'effet fiscal net pour les actifs précédemment subventionnés sur notre période d'observation de trois ans et demi, nous additionnons les économies estimées d'allocations-chômage et d'aides aux demandeurs d'emploi avec les contributions sociales et impôts supplémentaires (également estimés) provenant des salariés et des employeurs, pour en déduire le montant approximatif de la subvention (sur la base d'un taux d'intérêt nul). Les économies

d'allocations et d'assistance-chômage sont calculées à partir des montants individuels perçus au début de l'épisode de chômage. Les contributions sociales et impôts de l'employeur et du salarié sont supposés représenter en moyenne 50 % des revenus supplémentaires (PFEIFFER, WINTERHAGER, 2005). Le montant des subventions n'est pas disponible sur une base individuelle, mais a été estimé d'après les coûts observés au niveau local.

Résultats empiriques

Nous présenterons ici les différences les plus notables constatées entre les secteurs d'activité, mais aussi entre les salariés subventionnés et non subventionnés (le détail des résultats étant disponible sur demande). Dans la plupart des secteurs, les embauches sont majoritairement masculines (à l'exception de l'hôtellerie-restauration et du secteur social) et interviennent à l'Ouest de l'Allemagne. La dotation en capital humain apparaît plus faible pour les salariés des hôtels et restaurants et des agences d'intérim que pour les salariés des autres secteurs. Les travailleurs de la branche métallurgique et de la vente et réparation automobile ont, en moyenne, passé plus de temps en emploi avant leur épisode de chômage que les salariés des autres secteurs. Le dernier emploi occupé par les individus avant la période de chômage conditionne également l'emploi actuel. Ainsi, environ un tiers des salariés de la métallurgie occupait un emploi de mécanicien juste avant l'embauche. La plupart des salariés du secteur de la vente et de la réparation automobile sont embauchés par de très petites entreprises alors que ceux de l'intérim le sont dans de plus grandes structures. Enfin, c'est également dans l'intérim que le pourcentage d'ouvriers non qualifiés est le plus élevé, avec plus de 50 %. Une comparaison entre les secteurs montre, de plus, que les salariés des services de santé et des services sociaux avaient auparavant obtenu les salaires les plus faibles.

Les hommes est-allemands sont surreprésentés parmi les salariés ayant eu un emploi subventionné, tout comme (ce qui peut surprendre) les personnes ayant une formation initiale supérieure à la moyenne. En outre, ceux qui occupent un emploi subventionné participent, ou ont participé, plus souvent que les autres à un autre dispositif de politique publique du marché du travail ; ils ont perçu en moyenne des revenus relativement bas au cours des trois ans précédant la période actuelle de chômage et passé moins de temps en emploi et plus de temps au chômage. Enfin, on observe que le dispositif de subvention est plus fortement employé dans les petites entreprises ainsi que dans celles versant des faibles salaires. Le tableau 3 présente les principaux résultats de la comparaison menée entre les salariés d'un même secteur acceptant soit un emploi

(3) Pour ce faire, on recourt au module stata *rbounds* (GANGL, 2004).

Tableau 3 : Situation moyenne sur le marché du travail des salariés acceptant un emploi subventionné (S) ou non subventionné (U) dans le même secteur d'activité, et différentiel (Δ) entre les deux groupes avant (B) et après (A) appariement

		Salaire journalier à la prise d'emploi (en euros)				Ancienneté au cours de la période observée (en jours)				Emploi cumulé (en jours)				Salaires cumulés (en milliers d'euros)				Observations		
		S	U	Δ		S	U	Δ		S	U	Δ		S	U	Δ		S	U [#]	MSB
Métallurgie	B	54,8	65,0	- 10,2	**	673	502	171	**	943	887	57	**	54,3	60,6	- 6,4	**	459	4694	12,0
	A	55,3	57,3	- 2,1	*	671	478	193	**	941	842	99	**	54,6	51,0	3,6	*	434	4382	2,0
Construction	B	57,8	66,3	- 8,5	**	462	335	128	**	822	789	33	**	48,5	53,2	- 4,8	**	1962	42316	13,6
	A	57,8	58,3	- 0,4		463	324	139	**	823	728	95	**	48,5	43,7	4,9	**	1950	42190	0,9
Automobile (vente/réparation)	B	51,4	62,1	- 10,6	**	621	573	48		916	929	- 13		50,2	62,6	- 12,4	**	404	2987	15,4
	A	52,8	53,1	- 0,3		638	497	140	**	943	845	97	**	53,0	49,1	3,8		345	2503	2,5
Vente en gros	B	55,5	66,0	- 10,5	**	663	537	126	**	920	894	25		54,4	64,1	- 9,7	**	586	7295	12,4
	A	56,1	56,5	- 0,4		674	475	199	**	932	834	98	**	55,6	51,4	4,2	**	553	6736	1,5
Commerce de détail	B	47,5	54,8	- 7,3	**	607	493	115	**	853	851	1		42,9	50,2	- 7,3	**	665	8136	12,8
	A	47,9	47,9	0,0		611	460	151	**	862	792	71	**	43,7	41,0	2,7	*	629	8030	1,6
Hôtellerie/ restauration	B	38,4	43,2	- 4,8	**	477	302	174	**	756	716	40	*	29,8	32,3	- 2,5	*	446	12443	16,7
	A	38,6	37,6	1,1		481	288	193	**	764	639	125	**	30,3	25,3	5,0	**	419	12174	1,9
Transports	B	49,6	57,7	- 8,1	**	600	418	182	**	922	879	43	*	47,5	53,1	- 5,6	**	401	5248	14,1
terrestres	A	50,3	50,9	- 0,6		601	415	186	**	931	832	99	**	48,6	45,1	3,4	*	375	5137	2,6
Entreprises	B	44,1	43,1	1,0		380	266	114	**	769	757	12		40,0	40,6	- 0,6		627	22181	9,5
d'intérim	A	44,1	41,8	2,3	**	380	247	133	**	771	704	67	**	40,1	37,2	2,9	*	621	22151	0,9
Autres services économiques	B	52,4	59,4	- 6,9	**	590	480	109	**	891	836	55	**	50,4	54,9	- 4,5	**	951	12107	10,9
	A	52,6	52,5	0,2		587	438	150	**	892	780	112	**	50,7	45,7	5,0	**	923	10977	1,1
Services sanitaires et sociaux	B	46,3	61,1	- 14,7	**	700	558	142	**	938	883	56	**	44,6	57,8	- 13,2	**	448	7668	15,5
	A	47,2	48,6	- 1,5		694	545	149	**	939	834	105	**	45,6	43,2	2,3		407	7548	2,0

* : Significatif pour $\alpha = 0,05$. ** : Significatif pour $\alpha = 0,01$.

: Représente le nombre non pondéré d'observations après appariement; le nombre pondéré d'individus de comparaison est cohérent avec le nombre d'individus traités.

Champ : Chômeurs de moins d'un an acceptant un emploi salarié à plein temps au cours du deuxième semestre 2003.

Source : *TrEffer* - data base (Agence fédérale pour l'emploi).

subventionné, soit un emploi non subventionné. En moyenne, l'emploi subventionné est caractérisé par un bas niveau de rémunération. Le seuil inférieur des salaires pour l'année 2003 (défini en Allemagne comme les deux tiers du salaire médian) s'élevait à 59 euros par jour à l'Ouest contre 42 euros à l'Est (RHEIN, STAMM, 2006). Pour les emplois subventionnés, le salaire moyen le plus faible est observé dans le secteur de l'hôtellerie et restauration, avec environ 38 euros par jour. À l'inverse, le salaire moyen le plus élevé est celui du secteur du bâtiment, où les salariés subventionnés touchent un salaire journalier d'environ 58 euros. Pour les emplois subventionnés comme pour les emplois non subventionnés, les écarts de salaire entre branches sont significatifs (GENRE *et al.*, 2011).

Avant appariement (ligne B), le salaire journalier moyen à la prise d'emploi comme les salaires cumulés sur trois ans et demi sont significativement plus bas pour les salariés subventionnés dans la plupart des secteurs étudiés. C'est le secteur sanitaire et social qui présente les plus fortes différences, avec 14,70 euros par jour et 13 200 euros en moins sur une période de trois ans et demi pour les salariés subventionnés. La seule exception est constituée par le travail temporaire, où les salaires moyens des nouvelles recrues subventionnées ne diffèrent pas de ceux des autres travailleurs embauchés.

En revanche, la durée moyenne d'emploi dans la première entreprise et le nombre de jours en situation d'emploi sont en général plus élevés pour les salariés subventionnés, même dans l'échantillon non apparié.

Les résultats après appariement figurent dans les lignes A du tableau 3. Le biais moyen normalisé (MSB, indiqué dans la dernière colonne) entre les deux groupes de salariés diminue considérablement avec l'appariement, ce qui est signe de la bonne qualité du *matching* réalisé pour tous les secteurs étudiés. Il est évident que les différences de salaire journalier trouvées avant appariement étaient dues dans une large mesure aux différences touchant les caractéristiques observables. En outre, l'analyse supplémentaire menée après appariement a montré qu'aucune différence significative ne subsistait entre les moyennes des variables explicatives pour les groupes traités et non traités⁽⁴⁾. En moyenne, 6 % des participants sont éliminés afin de garantir l'existence du support commun.

Après appariement, les écarts salariaux se réduisent considérablement, ne restant significatifs

(4) Et que le coefficient de détermination de l'échantillon apparié atteignait des valeurs de l'ordre de 0,01, ce qui est un autre signe de la bonne qualité de l'appariement.

que pour deux secteurs d'activité : tandis que les salariés subventionnés des entreprises métallurgiques perçoivent des salaires légèrement inférieurs à ceux des salariés non subventionnés comparables, on observe l'inverse pour les salariés des entreprises d'intérim. Dans la mesure où les entreprises industrielles proposent souvent des salaires élevés (par rapport aux autres secteurs) et supérieurs à ceux négociés par la convention collective, il semble donc exister une certaine marge pour embaucher des salariés payés en dessous des salaires « usuels » de l'industrie. Au contraire, dans l'intérim, les salaires moyens sont bas. On peut dès lors interpréter les salaires supérieurs touchés par les salariés subventionnés comme le signe d'un partage du bénéfice de la subvention entre patron et salarié (HAMERSMA, 2008 ; HAMERSMA, HEINRICH, 2008) ou de la réticence des conseillers des agences de l'emploi à accorder une subvention pour un salaire très bas.

Quoi qu'il en soit, on note que les emplois subventionnés (au moins au départ) ont duré significativement plus longtemps que les emplois non subventionnés et ce, quel que soit le secteur d'activité. L'ancienneté moyenne chez le premier employeur est ainsi plus longue de quatre mois dans les secteurs de la vente et réparation automobile et pour les agences de travail temporaire, et plus longue de plus de six mois pour les secteurs de la métallurgie, la vente en gros, l'hôtellerie-restauration et les transports terrestres. De fait, l'allongement de l'ancienneté constaté est comparable à la durée de la subvention (entrant dans l'analyse coût-bénéfice du tableau 6) dans six secteurs sur dix. Dans la métallurgie, la vente en gros, l'hôtellerie-restauration et les transports terrestres uniquement, les effets sur l'ancienneté se prolongent jusqu'à deux mois au-delà de la durée moyenne de la subvention. On est tenté d'en conclure que l'effet positif des subventions à l'embauche sur l'ancienneté résulte principalement de la réduction à court terme du coût du travail ; une fois la subvention parvenue à son terme, les travailleurs subventionnés peuvent s'attendre à une durée d'emploi identique à celle des salariés aux caractéristiques similaires acceptant un emploi non subventionné à partir de la même date. Ainsi, les différences de durée moyenne de la subvention peuvent expliquer en partie les différences d'effet moyen sur l'ancienneté observées entre les différents secteurs.

Le graphique fournit de plus amples informations sur l'évolution de l'ancienneté au sein de la première entreprise, grâce à la fonction de survie. Bernhard BOOCKMANN et Susanne STEFFES (2010) ont constaté que plus de 50 % des nouvelles relations d'emploi initiées entre 1996 et 2001 en Allemagne ont pris fin au cours des deux premières années. Dans la plupart des secteurs, au sein du sous-groupe des personnes précédemment au chômage, les emplois s'avéraient beaucoup moins stables. Pourtant, le graphique souligne le fait que les relations d'emploi

subventionnées sont bien plus durables que les autres, notamment au cours des premiers mois. On constate un pic des différences dans la fonction de survie entre six et douze mois après le début du nouvel emploi. Comme indiqué précédemment, la période de protection semble largement expliquer les durées d'emploi plus longues pour les salariés subventionnés au départ. Il est toutefois possible que les sociétés embauchant des personnes subventionnées les placent sur des emplois caractérisés par une durée moyenne plus longue ; dans ce cas, la sélection jouerait encore une fois en faveur de l'entreprise.

Les effets sur l'emploi sont plus faibles que les effets sur l'ancienneté. Le nombre de jours d'emploi supplémentaires varie d'environ deux mois (pour le travail temporaire) à près de quatre mois (pour l'hôtellerie-restauration). Dans ces secteurs en particulier, la durée du programme semble ainsi permettre aux salariés d'échapper jusqu'à un certain point aux licenciements saisonniers.

Tableau 4 : Analyse de Rosenbaum sur les bornes de sensibilité ($\alpha = 0,05$)

	Salaires journaliers à la prise d'emploi	Ancienneté au cours de la période observée	Emploi cumulé	Salaires cumulés
Métallurgie	1,36	1,86	1,53	1,11
Construction	–	1,40	1,69	1,34
Automobile (vente/réparation)	–	1,42	1,56	–
Vente en gros	–	1,94	1,57	1,10
Commerce de détail	–	1,43	1,32	1,04
Hôtellerie/restauration	–	1,78	1,69	1,29
Transports terrestres	–	1,82	1,58	1,13
Entreprises d'intérim	1,07	1,24	1,23	1,08
Autres services économiques	–	1,52	1,69	1,09
Services sanitaires et sociaux	–	1,65	1,57	–

Note : un *odds ratio* de 2,00 signifie que les résultats sont insensibles à un biais caché doublant la probabilité d'accepter un emploi subventionné au lieu d'un emploi non subventionné, mais qu'ils sont sensibles à un biais plus important.

Champ : Chômeurs de moins d'un an acceptant un emploi salarié à plein temps au cours du deuxième semestre 2003.

Source : *TrEffer* - data base (Agence fédérale pour l'emploi).

Les salaires cumulés correspondent au produit du salaire journalier par le nombre de jours en emploi. Sur la période de trois ans et demi envisagée, leur montant est significativement plus élevé pour les salariés subventionnés que pour leurs correspondants non subventionnés, dans huit secteurs sur dix. À long terme, c'est dans l'hôtellerie-restauration, la construction et les autres services économiques que les personnes embauchées sur un emploi subventionné sont le plus fortement avantagées, avec des suppléments de revenus compris entre 4 900 et 5 000 euros sur

Graphique : Fonction de survie pour les salariés occupant un emploi subventionné et les salariés comparables du même secteur

Note : Les intervalles de confiance des différences de taux sont donnés pour $\alpha = 0,05$, et indiqués en traits pointillés.

Champ : Chômeurs de moins d'un an acceptant un emploi salarié à plein temps au cours du deuxième semestre 2003.

Source : TrEffer - data base (Agence fédérale pour l'emploi).

trois ans et demi. Même dans les agences d'intérim, l'effet de la subvention est de l'ordre de 2 900 euros. Seuls les secteurs de la vente et réparation automobile et des services sanitaires et sociaux affichent des différences non significatives.

Comme nous l'avons souligné dans la section consacrée à la méthodologie adoptée, la fiabilité de nos résultats repose sur la validité de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Si nous sommes en mesure de contrôler de façon fine le parcours des individus sur le marché du travail, les caractéristiques des entreprises sont peu renseignées, et les informations sur les conseillers des agences de l'emploi totalement absentes. C'est pourquoi le tableau 4 (*cf. supra*) présente une analyse des bornes de sensibilité de Rosenbaum. Pour les différences significatives de résultat affectant les échantillons jumelés du tableau 3, il montre jusqu'à quel niveau de Γ – l'*odds ratio* correspondant au fait de recevoir la subvention entre groupe traité et groupe témoin – un effet estimé reste statistiquement significatif. Par exemple, un niveau de 1,86 pour les effets estimés sur l'ancienneté dans le secteur métallurgique signifie que les résultats sont insensibles à une multiplication par 1,86 (et donc pratiquement un doublement) de la probabilité d'accepter un emploi non subventionné, mais sensibles à une variation plus grande. En moyenne sur les différents secteurs, il faut multiplier la

probabilité de traitement par 1,6 pour l'ancienneté et par 1,5 pour les jours d'emploi cumulés pour que les effets deviennent non significatifs. S'il n'existe pas de règle pratique quant à la valeur critique de Γ , les *ratios* semblent suffisamment élevés pour avoir une certaine confiance dans les estimations en termes d'ancienneté et d'emploi. Il est intéressant de constater que les effets estimés sont plus sensibles pour le secteur de l'intérim et pour la variable des salaires cumulés, en général.

En outre, les estimations présentées dans le tableau 3 se fondent sur une analyse conjointe des deux types de subvention, de nature comparable, mais visant différents types de demandeurs d'emploi, et d'une générosité inégale. On trouvera donc dans le tableau 5 les résultats d'une analyse supplémentaire distinguant les deux subventions. Premier constat : les résultats des deux dispositifs sont qualitativement très proches, avec peu d'effet sur les salaires journaliers et un effet significativement positif sur l'ancienneté et la durée cumulée d'emploi, dans la quasi-totalité des secteurs. Deuxième constat : dans la plupart des branches, les effets positifs estimés sont beaucoup plus marqués pour le sous-groupe ayant reçu une subvention ciblant les chômeurs difficilement employables. Ce groupe, considéré comme plus difficile à placer, pouvait compter sur une aide plus généreuse et plus durable (50 % au lieu de 30 %, douze mois au lieu

Tableau 5 : Situation moyenne sur le marché du travail des salariés acceptant un emploi subventionné (S) ou non subventionné (U) dans le même secteur d'activité et différentiel (Δ) entre les deux groupes après appariement pour les subventions compensant la formation (T) et les subventions destinées aux chômeurs difficilement employables (H)

		Salaire journalier à l'entrée en emploi (en euros)				Ancienneté durant la période d'observation (en jours)				Emploi cumulé (en jours)				Salaires cumulés (en milliers d'euros)				Observations		
		S	U	Δ	*	S	U	Δ	**	S	U	Δ	**	S	U	Δ	*	S	U [#]	MSB
Métallurgie	T	55,8	58,1	- 2,3	*	672	505	166	**	996	897	99	**	57,8	54,9	3,0		279	4612	1,6
	H	53,8	56,1	- 2,2		651	459	191	**	845	795	50		48,5	46,6	2,0		166	4611	2,9
Construction	T	58,1	59,2	- 1,1	*	456	349	107	**	855	787	68	**	50,7	47,8	2,9	**	1205	42110	0,7
	H	57,4	57,6	- 0,2		475	290	186	**	771	640	131	**	45,2	38,2	7,0	**	751	42231	1,4
Automobile (vente/réparation)	T	53,0	53,4	- 0,4		619	539	80	*	958	891	66	*	54,0	51,3	2,7		213	2843	2,6
	H	50,8	50,3	0,5		646	453	193	**	896	749	147	**	48,2	41,5	6,7	*	169	2963	4,4
Vente en gros	T	56,7	57,6	- 0,9		682	513	170	**	963	876	87	**	58,4	54,7	3,7		322	7274	1,9
	H	54,3	54,6	- 0,3		650	427	223	**	874	750	124	**	50,1	44,9	5,2	*	255	7247	2,4
Commerce de détail	T	49,3	50,5	- 1,2		607	489	118	**	893	846	47	*	47,3	45,8	1,4		310	8050	1,3
	H	46,0	44,5	1,4		608	430	178	**	822	728	94	**	39,3	35,2	4,1	*	348	7984	2,1
Hôtellerie/restauration	T	38,9	38,1	0,8		474	313	161	**	802	686	116	**	33,1	27,7	5,5	**	184	11054	2,3
	H	38,2	37,4	0,8		484	276	208	**	722	597	125	**	27,4	23,3	4,1	**	254	11429	2,2
Transports terrestres	T	50,6	51,6	- 0,9		619	404	215	**	984	875	109	**	51,9	48,0	3,9	*	184	4938	2,8
	H	49,2	49,6	- 0,4		584	411	173	**	864	790	74	*	44,0	41,9	2,2		198	5130	3,3
Entreprises d'intérim	T	48,7	45,1	3,6	*	405	267	138	**	839	770	69	*	47,3	43,3	4,0		178	21174	2,5
	H	42,4	40,8	1,5	*	369	243	126	**	742	674	67	**	37,2	34,6	2,6		446	22174	1,3
Autres services économiques	T	55,5	55,5	0,0		622	482	140	**	949	839	110	**	57,2	51,7	5,5	**	504	12069	0,9
	H	49,0	49,1	- 0,1		554	400	153	**	827	707	120	**	43,0	38,2	4,8	**	442	12052	2,0
Services sanitaires et sociaux	T	47,7	50,2	- 2,4		680	574	107	**	933	885	48		45,4	47,4	- 2,0		233	7534	2,2
	H	45,3	46,8	- 1,5		717	537	180	**	947	800	147	**	44,2	39,4	4,8	*	202	7420	2,6

* : Significatif pour $\alpha = 0,05$. ** : Significatif pour $\alpha = 0,01$.

: Représente le nombre non pondéré d'observations après appariement ; le nombre pondéré d'individus de comparaison est cohérent avec le nombre d'individus traités.

Champ : Chômeurs de moins d'un an acceptant un emploi salarié à plein temps au cours du deuxième semestre 2003.

Source : *TrEffer* - data base (Agence fédérale pour l'emploi).

Tableau 6 : Analyse fiscale coût-bénéfice des effets directs du dispositif par secteur, pour les trois ans et demi suivant l'entrée en emploi (valeurs moyennes en euros)

	M	C	AVR	V	CD	HR	TT	EI	ASE	SSS
Montant journalier de l'assurance/ assistance-chômage	19	20	18	18	17	14	18	16	17	15
Jours supplémentaires en emploi	99	95	97	98	71	125	99	67	112	105
<i>I) Économies d'assurance/assistance-chômage</i>	1842	1853	1765	1772	1167	1685	1768	1069	1940	1603
Revenus supplémentaires sur trois ans et demi	3563	4858	3843	4208	2712	4954	3428	2923	5017	2328
<i>II) Cotisations Sécurité sociale et impôts supplémentaires</i>	1782	2429	1921	2104	1356	2477	1714	1462	2509	1164
Durée de la subvention en jours	134	135	154	142	154	162	156	125	151	157
Montant journalier de la subvention	17	17	18	18	18	18	18	20	18	18
<i>III) Montant de la subvention</i>	2438	2438	2826	2626	2903	3050	2936	2456	2825	2934
<i>I + II - III = Effet fiscal net en euros</i>	1186	1845	860	1250	- 380	1112	546	74	1623	- 167

Remarques : pour I), II), et I + II - III, les caractères gras indiquent un seuil de significativité de $\alpha = 0,05$.

M = Métallurgie, C = Construction, AVR = Automobile (vente et réparation), V = Vente en gros, CD = Commerce de détail, HR = Hôtellerie/restauration, TT = Transports terrestres, EI = Entreprises d'intérim, ASE = Autres services économiques, SSS = Services sanitaires et sociaux.

Champ : Chômeurs de moins d'un an acceptant un emploi salarié à plein temps au cours du deuxième semestre 2003.

Source : *TrEffer - data base* (Agence fédérale pour l'emploi).

de six). Les effets sur les salaires cumulés propres au secteur (largement dus au plus grand nombre de jours en emploi) sont plus souvent significatifs pour la variante de subvention la plus étendue dans le temps. Les transports terrestres et l'intérim font figure d'exceptions, avec des effets estimés du différentiel de l'ancienneté inférieur pour ce type de subvention.

Enfin, le tableau 6 présente les résultats d'une analyse fiscale coût-bénéfice simple (les deux variantes de la subvention étant étudiées conjointement). Dans les dix secteurs retenus, la durée effective moyenne de la subvention est de quatre à cinq mois. Les données ne fournissent pas d'information individuelle sur l'ampleur de la subvention perçue, mais à partir des coûts observés au niveau local, on obtient un montant moyen de dix-sept à vingt euros par jour, le coût total de la subvention étant compris en moyenne entre 2 400 et 3 000 euros selon les branches. C'est dans l'emploi temporaire que la durée effective de subvention est la moins longue, mais le montant journalier moyen le plus élevé. Dans la plupart des cas, l'impact fiscal net estimé ne diffère pas significativement de zéro. Le gain le plus élevé atteignant près de 1 800 euros (il est alors significatif) émane du secteur de la construction, où les salariés d'un emploi subventionné bénéficient de salaires de branche comparativement plus élevés. Même si les effets sur l'emploi cumulé sont modérés dans cette branche par rapport à d'autres, ils se traduisent par des salaires cumulés comparativement supérieurs, de même que les impôts et contributions sociales. Ainsi, si les résultats doivent être interprétés avec une certaine prudence, ils indiquent que pour la plupart des secteurs, les subventions salariales pourraient s'autofinancer à long terme.

*

* *

Quels enseignements tirer de nos résultats pour améliorer les politiques actives que nous avons étudiées ?

Premièrement, l'étude de CALIENDO *et al.* (2006) a montré que les dispositifs de création directe d'emplois dans le secteur public ou associatif allemand ont largement échoué à améliorer les perspectives d'emploi des chômeurs présentant des obstacles importants à l'embauche, soit parce que les participants n'étaient pas aussi difficilement employables que ne le prévoyait le dispositif, soit du fait des effets stigmatisants de la participation à un tel dispositif.

À l'inverse, notre étude ne conclut à aucun effet négatif des primes à l'embauche octroyées aux entreprises privées recrutant des chômeurs moins éloignés de l'emploi que ne pouvaient l'être les bénéficiaires du dispositif de création directe d'emplois et ce, quel que soit le secteur d'activité considéré.

Une interprétation de ces résultats pourrait être que la période de protection de l'emploi associée au dispositif allemand de subvention, qui comprend la période de versement de la subvention et une période de durée identique sans subvention, préserve les salariés ayant un emploi subventionné des licenciements précoces, et notamment des licenciements saisonniers. Ainsi, d'autres pays pourraient gagner à s'inspirer de ce principe, en exigeant le remboursement d'une partie des subventions allouées dans le cas où le salarié serait licencié durant la période de protection définie comme telle.

Deuxièmement, comme nous l'avons précisé en introduction, certains secteurs se voient particulièrement suspectés de profiter du système des

subventions salariales en bénéficiant des aides sans conserver les salariés au-delà de la période de protection. On peut dès lors se demander s'il serait plus judicieux de prévoir des dispositifs propres à chaque secteur. Pour tous les secteurs étudiés dans cette analyse, on observe que la durée des emplois est, en moyenne, plus longue pour les emplois subventionnés que pour les emplois non subventionnés occupés par des personnes identiques. Ceci est vrai même pour les secteurs soupçonnés d'abus, comme le travail temporaire ou la construction, et le secteur de l'hôtellerie-restauration où les salaires versés sont les plus bas et les ajustements saisonniers les plus importants. En fin de compte, les résultats obtenus ne confirment guère les accusations formulées à l'encontre de certains secteurs. Cela étant, précisons que telle qu'elle est conçue, notre analyse ne permet pas de savoir si les individus auraient plutôt intérêt à accepter un emploi subventionné dans tel secteur plutôt que dans tel autre; en effet, les caractéristiques individuelles et les tâches à effectuer varient fortement d'une branche à l'autre.

Troisièmement, nos résultats apportent un éclairage sur les dispositifs de politiques actives du marché du travail concernant le secteur de l'emploi intérimaire.

Les études menées aux États-Unis se sont surtout intéressées aux bénéficiaires particulièrement défavorisés des aides sociales. En étudiant les affectations successives des chômeurs opérées par des services privés de placement dans la ville de Détroit, David H. AUTOR et Susan N. HOUSEMAN

(2010) montrent que contrairement au placement direct auprès d'un employeur, celui sur des emplois temporaires n'a eu aucun effet positif sur la situation d'emploi future ni sur les salaires à venir des participants. Ils en concluent que les politiques actives du marché du travail ne sauraient améliorer la situation d'emploi des bénéficiaires en leur offrant un plus grand nombre de missions d'intérim. À l'inverse, HAMERSMA et HEINRICH (2008) constatent que les intérimaires ayant un emploi subventionné ont des salaires plus élevés que les autres intérimaires. Pour un groupe d'individus moins désavantagés (les chômeurs suivis ont au plus un an de chômage), nos résultats sont en accord avec ce dernier constat. Si les salaires et l'ancienneté restent faibles dans les agences de travail temporaire, les salariés embauchés sur un emploi subventionné semblent bien favorisés par rapport à ceux embauchés sans subvention pour l'employeur.

Pour conclure, il convient d'évoquer un certain nombre de limites à notre approche. Tout d'abord, si l'analyse contrôle dans une large mesure l'hétérogénéité entre les salariés liée à la situation individuelle, à l'emploi occupé et à la région, une certaine hétérogénéité inobservée peut tout de même subsister entre les salariés subventionnés et les autres. Ensuite, l'approche adoptée ne permet pas de tirer de conclusions sur les effets indirects des programmes de subventions, tels que les effets de substitution et d'éviction. Enfin, l'efficacité des dispositifs peut être sujette à des variations saisonnières ou relatives aux cycles économiques pendant la période où l'emploi en question est accepté.

Bibliographie

ADDA J., COSTA DIAS M., MEGHIR C., SIANESI B. (2007), «Labour market programmes and labour market outcomes: a study of the Swedish active labour market interventions», *IFAU working paper*, n° 27.

AUTOR D. H., HOUSEMAN S. N. (2010), «Do temporary-help jobs improve labor market outcomes for low-skilled workers? Evidence from "Work First"», *American economic journal: applied economics*, vol. 2, n° 3, pp. 96-128.

BELL B., BLUNDELL R., VAN REENEN J. (1999), «Getting the unemployed back to work: the role of targeted wage subsidies», *International tax and public finance*, vol. 6, n° 3, pp. 339-360.

BLIEN U., HIRSCHENAUER F., ARENDT M., BRAUN H.-J., GUNST D.-M., KILCIOGLU S., KLEINSCHMIDT H., MUSATI M., ROSS H., VOLKKOMMER D., WEIN J. (2004), «Typisierung von Bezirken der Agenturen für Arbeit», *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung*, vol. 37, n° 2, pp. 146-175.

BOOCKMANN B., STEFFES S. (2010), «Workers, firms or institutions: what determines job duration for male employees in Germany?», *Industrial and labor relations review*, vol. 64, n° 1, pp. 109-127.

BRIX U., FRITSCH M. (2002), «Die Betriebsdatei der Beschäftigtenstatistik der Bundesanstalt für Arbeit», in Fritsch M., Grotz R. (ed.), *Das Gründungsgeschehen in Deutschland Darstellung und Vergleich der Datenquellen*, Heidelberg, Physica-Verlag, pp. 55-78.

BURTLESS G. (1985), «Are targeted wage subsidies harmful? Evidence from a wage voucher experiment», *Industrial and labor relations review*, vol. 39, n° 1, pp. 105-114.

CALIENDO M., HUIER R. (2006), «The microeconomic estimation of treatment effects. An overview», *Allgemeines Statistisches Archiv*, n° 90, pp. 197-212.

CALIENDO M., HUIER R., THOMSEN S. (2006), «Sectoral heterogeneity in the employment effects of job creation

- schemes in Germany», *Journal of economics and statistics*, vol. 226, n° 2, pp. 139-179.
- CALIENDO M., KOPEINIG S. (2008), «Some practical guidance for the implementation of propensity score matching», *Journal of economic surveys*, vol. 22, n° 1, pp. 31-72.
- CALMFORS L. (1994), «Active labour market policy and unemployment: a framework for the analysis of crucial features», *OECD economic studies*, n° 22, pp. 7-47.
- CARLING K., RICHARDSON K. (2004), «The relative efficiency of labour market programs: Swedish experience from the 1990s», *Labour economics*, vol. 11, n° 3, pp. 335-354.
- COCKX B., VAN DER LINDEN B., KARAA A. (1998), «Active labour market policies and job tenure», *Oxford economic papers*, vol. 50, n° 4, pp. 685-708.
- DEHEJIA R. H., WAHBA S. (2002), «Propensity score matching methods for nonexperimental causal studies», *The Review of economics and statistics*, vol. 84, n° 1, pp. 151-161.
- DORSETT R. (2006), «The new deal for young people: effects on the labour market status of young men», *Labour economics*, vol. 13, n° 3, pp. 405-422.
- DUBIN J. A., RIVERS D. (1993), «Experimental estimates of the impact of wage subsidies», *Journal of econometrics*, vol. 56, n° 1-2, pp. 219-242.
- FORSLUND A., JOHANSSON P., LINDQVIST L. (2004), «Employment subsidies – a fast lane from unemployment to work?», *IFAU working paper*, n° 18.
- FREDRIKSSON P., JOHANSSON P. (2008), «Dynamic treatment assignment. The consequences for evaluations using observational data», *Journal of business and economic statistics*, vol. 26, n° 4, pp. 435-445.
- GANGL M. (2004), *Rbounds: Stata module to perform Rosenbaum sensitivity analysis for average treatment effects on the treated* ; pour en savoir plus sur le module Rbounds, voir <http://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s438301.htm> ; page consultée le 3 novembre 2014.
- GENRE V., KOHN K., MOMFERATOU D. (2011), «Understanding inter-industry wage structures in the euro area», *Applied economics*, vol. 43, n° 11, pp. 1299-1313.
- GÖBEL C. (2006), «The effect of temporary employment subsidies on employment duration», *Discussion paper*, n° 2006-35, Département des sciences économiques de l'université catholique de Louvain.
- GÖBEL C. (2007), *The effect of participation in subsidised employment on labour market transitions*, mimeo.
- HAMERSMA S. (2008), «The effects of an employer subsidy on employment outcomes A study of the work opportunity and welfare-to-work tax credits», *The journal of policy analysis and management*, vol. 27, n° 3, pp. 498-520.
- HAMERSMA S. (2011), «Why don't eligible firms claim hiring subsidies? The role of job duration», *Economic inquiry*, vol. 49, n° 3, pp. 916-934.
- HAMERSMA S., HEINRICH C. (2008), «Temporary help service firm's use of employer tax credits: implications for disadvantaged workers' labor market outcomes», *Southern economic journal*, vol. 74, n° 4, pp. 1123-1148.
- HARTMANN J. (2004), «Lohnkostenzuschüsse und Integration schwer vermittelbarer Personen in den ersten Arbeitsmarkt», *Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung*, n° 284, Nürnberg.
- HUMMEL E., JACOBEBBINGHAUS P., KOHLMANN A., OERTEL M., WÜBBEKE C., ZIEGERER M., (2005), «Stichprobe der Integrierten Erwerbsbiografien IEBs 10», *FDZ-Datenreport*, n° 6/2005.
- JAENICHEN U., STEPHAN G. (2011), «The effectiveness of targeted wage subsidies for hard-to-place workers», *Applied economics*, vol. 43, n° 10, pp. 1209-1225.
- LEUVEN E., SIANESI B. (2003), *Psmatch2: stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing* ; pour en savoir plus sur le module Psmatch2, voir <http://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s432001.htm> ; page consultée le 3 novembre 2014.
- PFEIFFER F., WINTERHAGER H. (2005), «Vermittlungsgutschein eine: Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004, Teil V; Kosten-Nutzen-Analyse», *IAB Forschungsbericht*, n° 5/2005.
- RHEIN T., STAMM M. (2006), «Niedriglohnbeschäftigung in Deutschland. Deskriptive Befunde zur Entwicklung seit 1980 und Verteilung auf Berufe und Wirtschaftszweige», *IAB Forschungsbericht*, n° 12/2006.
- ROSENBAUM P. R., RUBIN D. B. (1983), «The central role of the propensity score in observational studies for causal effects», *Biometrika*, vol. 70, n° 1, pp. 41-55.
- ROSENBAUM P. R. (2002), *Observational Studies*, New York, Springer.
- RUBIN D. B. (1974), «Estimating causal effects to treatments in randomised and nonrandomised studies», *Journal of educational psychology*, vol. 66, n° 5, pp. 688-701.
- RUPPE K. (2011), «Eingliederungszuschüsse und Betriebszugehörigkeit in Westdeutschland», *Sozialer Fortschritt*, n° 60, pp. 231-239.
- SIANESI B. (2008), «Differential effects of active labour market programs for the unemployed», *Labour economics*, vol. 15, n° 3, pp. 307-399.
- STEPHAN G., RÄSSLER S., SCHEWE T. (2006), «Das TrEffeR-Projekt der Bundesagentur für Arbeit: die Wirkung von Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik», *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung*, vol. 39, n° 3-4, pp. 447-466.
- STEPHAN G. (2010), «Employer wage subsidies and wages in Germany: empirical evidence from individual

data», *Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung*, vol. 43, n° 1, pp. 53-71.

WOLFF J., STEPHAN G. (2013), «Subsidized work before and after the German Hartz reforms: design of major schemes, evaluation results and lessons learnt», *IZA journal of labor policy*, vol. 2, n° 16.

ZEW, IAB, IAT (2006), *Evaluation der Maßnahmen zur Umsetzung der Vorschläge der Hartz-Kommission Arbeitspaket 1: Wirksamkeit der Instrumente. Modul 1d: Eingliederungs zu schüsse und Entgeltsicherung*, Final report to the federal Ministry of Labor.