

Estimation des effets associés au moment de la participation aux services d'aide à l'emploi au moyen de données administratives riches¹

Andy Handouyahia², Stéphanie Roberge², Tony Haddad³, Georges Awad², Yves Gingras²

Résumé

La présente étude vise à déterminer si le fait de commencer à participer aux Services d'aide à l'emploi (SAE) tôt après la présentation de la demande d'assurance-emploi (a.-e.) donne de meilleurs résultats pour les chômeurs que leur participation plus tardive durant la période de prestations. Comme dans Sianesi (2004) et dans Hujer et Thomsen (2010), l'analyse s'appuie sur une méthode d'appariement par score de propension stratifié, conditionnelle à la durée discrétisée de la période de chômage jusqu'au commencement du programme. Les résultats montrent que les personnes qui ont participé aux SAE dans les quatre premières semaines après la présentation de la demande d'assurance-emploi sont celles chez lesquelles les effets sur la rémunération et l'incidence de l'emploi ont été les meilleurs et que ces personnes ont également vu se réduire l'utilisation de l'assurance-emploi à partir de la deuxième année après le programme.

Mots-clés : Données administratives, attribution dynamique des traitements, méthode d'appariement, évaluation de programme, effets du traitement.

1. Introduction

Les Services d'aide à l'emploi (SAE) sont offerts aux chômeurs pour les aider à retourner sur le marché du travail. Selon des travaux d'évaluation récents réalisés par Emploi et Développement social Canada (EDSC) sur les SAE fournis en vertu des Ententes sur le développement du marché du travail (EDMT), ces services ont atteint leur objectif d'aider les prestataires actifs d'assurance-emploi à reprendre du travail en augmentant l'incidence de l'emploi et en diminuant le recours à l'assurance-emploi. Les prestataires actifs d'assurance-emploi sont les personnes qui percevaient des prestations d'assurance-emploi au moment de recevoir les SAE. Les évaluations ont également montré que la participation aux SAE entraînait une diminution à court terme des revenus. Cependant, il faut noter que les SAE ne sont pas axés sur le développement du capital humain et qu'ils ne sont pas nécessairement destinés à améliorer les revenus d'emploi des participants.

Jusqu'à récemment, on ne disposait que de peu de renseignements indiquant si ces services sont fournis au bon moment pour favoriser un retour au travail plus rapide. L'étude décrite dans le présent article a pour but de fournir certaines réponses à cette question stratégique en examinant la mesure dans laquelle les répercussions sur le marché du travail de la participation aux SAE offerts en vertu des EDMT varient en fonction du moment de la participation à ces services durant une demande d'assurance-emploi. Une méthode d'appariement par score de propension a été utilisée pour comparer les répercussions sur le marché du travail de la participation aux SAE à différents moments durant la période de prestations d'assurance-emploi (p. ex., durant le premier mois après la présentation d'une demande comparativement à la participation plus tardive ou à l'absence de participation). L'étude portait sur les prestataires

¹ Les opinions exprimées dans les documents de recherche sont ceux des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles d'EDSC ou du gouvernement fédéral. Le présent article est fondé sur une étude réalisée dans le contexte de l'évaluation des EDMT. Les évaluateurs à EDSC ont bénéficié de conseils et d'exams par les pairs offerts par des spécialistes universitaires. En particulier, nous tenons à remercier les professeurs Jeff Smith et Guy Lacroix des conseils qu'ils nous ont prodigués dans le cadre de la présente étude.

² Andy Handouyahia, gestionnaire – données et méthodologie; Stéphanie Roberge, agente principale d'évaluation; Yves Gingras, directeur général; Georges Awad, gestionnaire d'évaluation, Direction d'évaluation, Emploi et Développement social Canada, 140 promenade du Portage, Gatineau (Québec) K1A 0J9 Canada.

³ Tony Haddad, Ph. D., gestionnaire d'évaluation, Division de l'évaluation et de la mesure du rendement, Statistique Canada, 170 promenade Tunney's Pasture; Ottawa (Ontario) K1A 0T6 Canada.

actifs d'assurance-emploi dont la participation aux SAE a débuté entre le 1^{er} avril 2002 et le 31 mars 2005. On a examiné les effets sur les revenus, l'emploi et le recours à l'assurance-emploi au cours de la période de participation (un an) et durant cinq années consécutives après la participation entre 2002 et 2011. On a également cherché à déterminer si le fait de commencer à bénéficier des SAE tôt durant une demande d'assurance-emploi menait à un abandon plus rapide de l'assurance-emploi, ce qui a servi de mesure indirecte du retour au travail.

2. Renseignements généraux sur les SAE et les EDMT

Les SAE sont un outil qui fait partie d'une série plus vaste de mesures dynamiques concernant le marché du travail en vue de faciliter le passage du chômage à l'emploi. Les SAE comprennent habituellement une aide de faible intensité et de court terme telle que du counseling, une aide pour la recherche d'emploi ou de brefs ateliers (p. ex., premiers soins). Ces services sont offerts aux termes d'un certain nombre de programmes d'emploi financés par le gouvernement du Canada. L'un d'eux est celui des Ententes sur le développement du marché du travail (EDMT) conclu entre le Canada et chacun des 13 gouvernements provinciaux/territoriaux. Ces ententes sont entrées en vigueur en 1996 en vertu de la partie II de la *Loi sur l'assurance-emploi*. Aux termes des EDMT, le gouvernement du Canada transfère 1,95 milliards de dollars aux provinces et territoires pour la conception et la fourniture de prestations d'emploi et mesures de soutien (PEMS) offertes aux chômeurs ayant droit à l'assurance-emploi⁴. Les SAE représentaient environ 86 % des nouvelles interventions découlant des EDMT qui ont eu lieu en 2012-2013 et 33 % du financement découlant des EDMT affecté aux prestations d'emploi et mesures de soutien à travers le Canada.

3. Méthodologie

3.1 Méthode d'évaluation : modèle pour l'évaluation dynamique du traitement

Nous considérons le traitement dans des conditions de temps discret où la participation aux SAE pourrait débuter n'importe quand durant une période de prestations d'assurance-emploi. L'effet moyen du traitement sur les unités traitées est déterminé sous les hypothèses d'indépendance conditionnelle (*unconfoundedness*) et de non-anticipation (Sianesi, 2004). Nous avons estimé l'effet des SAE séparément pour différentes cohortes de participants qui ont été définies en se basant sur le nombre de semaines écoulées entre le début de la période des prestations d'assurance-emploi et le début du traitement. Afin de tirer des conclusions quant aux effets associés au moment de la participation, nous avons examiné comment les effets de cette participation variaient d'une cohorte de participants à l'autre.

La nature dynamique du traitement a posé plusieurs défis méthodologiques qui ont eu une incidence sur le choix d'un groupe de comparaison. Le principal problème était que les personnes qui n'avaient pas participé aux SAE à un point particulier dans le temps pouvaient devenir des participants ultérieurement. Par conséquent, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle binaire utilisée dans des conditions de traitement statiques (c.-à-d. cas de traitement binaire où le traitement n'est observé qu'une seule fois durant la période d'observation) n'était plus valide (Sianesi, 2004; Fredriksson et Johansson, 2008; et Crépon et coll., 2009).

À l'instar de Sianesi (2004, 2008) et de Hujer et Thomsen (2010), nous avons analysé les effets de la participation chez les prestataires actifs d'assurance-emploi qui ne comptaient qu'une seule occasion de participation aux SAE au cours de la période de référence de trois ans (2002 à 2005)⁵. Nous avons fait la distinction entre le traitement débutant durant le premier, le deuxième ou le troisième mois de la période de chômage (cohortes U1, U2 et U3, respectivement) et le traitement débutant durant le deuxième, le troisième ou le quatrième trimestres de la période de prestations d'assurance-emploi (cohortes U6, U9 et U12, respectivement). Pour chaque cohorte, nous avons exclu du groupe de

⁴ Toutes les mesures actives de réinsertion sur le marché du travail financées aux termes des EDMT sont offertes aux prestataires actifs et anciens d'assurance-emploi, sauf les SAE qui sont également offerts aux chômeurs n'ayant pas droit à l'assurance-emploi.

⁵ Les personnes comptant de multiples traitements (multiples occasions de participation) ont été exclues; voir Lechner et Miquel (2001), ainsi que Lechner (2004) pour l'estimation par appariement de modèles de traitement dynamiques et multiples.

participants sélectionnés les personnes qui avaient commencé à recevoir des SAE durant la période attribuée à la cohorte, mais qui avaient cessé de recevoir des prestations d'assurance-emploi durant la même période.

Afin de formaliser la méthode d'évaluation dans les conditions dynamiques, nous avons suivi la même approche que Sianesi (2004, 2008) et Hujer et Thomsen (2010), et appliqué la notation suivante :

- $U = \{1, 2, \dots, U_{max}\}$ définit des points discrets de temps écoulé dans la période des prestations d'assurance-emploi depuis le début de celle-ci (c.-à-d. début de la période des prestations). $U_{max} = 12$ (c.-à-d. le mois comme unité jusqu'à $U = 3$ et le trimestre comme unité pour $U = 6$, $U = 9$ et $U = 12$).
- u désigne le point dans la période des prestations d'assurance-emploi auquel débute la participation aux SAE, et D_u , l'indicateur de traitement binaire propre au point discret dans le temps u .
- $D_u = 1$ si la personne commence à participer aux SAE au temps u , et $D_u = 0$ si elle ne le fait pas (c.-à-d. qu'elle attend).
- $Y_{t,u}^1$ et $Y_{t,u}^0$ désignent la situation possible sur le marché du travail des prestataires actifs d'assurance-emploi au temps t s'ils commencent à participer au programme SAE au temps u et s'ils ne se joignent à aucun programme, au moins jusqu'au temps u , respectivement.
- Pour chaque u , nous nous intéressons à la série chronologique des effets moyens au temps t , pour les personnes commençant à participer aux SAE au temps u comparativement à celles demeurant dans le programme d'assurance-emploi pendant plus longtemps, à savoir :

$$\begin{aligned} \Delta_{t,u}^{ATT} &= E(Y_{t,u}^1 - Y_{t,u}^0 \mid D_u = 1, D_1 = \dots D_{u-1} = 0) \\ &= E(Y_{t,u}^1 \mid D_u = 1, D_1 = \dots D_{u-1} = 0) - E(Y_{t,u}^0 \mid D_u = 1, D_1 = \dots D_{u-1} = 0) \dots (1) \end{aligned}$$

Comme dans l'approche statique, le premier terme a été effectivement observé par les résultats des participants. Le deuxième terme, qui représente les résultats contrefactuels, n'était pas observable dans les données réelles. Cependant, il peut être estimé en faisant appel à une version ajustée de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (comme dans le cas des traitements binaires). Sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle dynamique pour l'effet moyen du traitement sur les unités traitées (ATT pour *average treatment effect on the treated*), le résultat hypothétique au temps t après une absence de participation jusqu'au temps u est indépendant de la participation au programme au temps u , conditionnellement à un ensemble de caractéristiques observées X_u ou, de façon équivalente, au score de propension $p(X_u)$ mesuré au temps u :

$$Y_{t,u}^0 \perp\!\!\!\perp D_u \mid p(X_u), D_1 = \dots D_{u-1} = 0.$$

Puisque le paramètre d'intérêt est l'effet moyen seulement, il suffit d'utiliser pour l'effet moyen du traitement sur les unités traitées dans les conditions dynamiques la version plus faible de cette hypothèse, c'est-à-dire l'hypothèse d'indépendance moyenne conditionnelle dynamique pour l'effet moyen du traitement sur les unités traitées :

$$\begin{aligned} E(Y_{t,u}^0 \mid p(X_u), D_u = 1, D_1 = \dots D_{u-1} = 0) & \dots (2) \\ &= E(Y_{t,u}^0 \mid p(X_u), D_1 = \dots D_u = 0) \end{aligned}$$

Comme il est mentionné dans la littérature existante (voir par exemple Heckman et coll., 1998), les méthodes d'appariement, dans notre cas, sont fondées sur l'hypothèse d'indépendance conditionnelle dynamique de la moyenne donnée par l'équation (2) qui suppose que seules des unités observables sont sélectionnées. L'hypothèse d'indépendance conditionnelle dynamique de la moyenne précise que les prestataires actifs qui ont participé et ceux qui n'ont pas participé sont comparables en ce qui concerne leurs résultats de non-participation au temps t conditionnellement à $p(X_u)$, conditionnellement au fait d'être chômeurs jusqu'au temps $u-1$, et conditionnellement au fait de ne pas participer avant u .

L'hypothèse d'indépendance conditionnelle dynamique de la moyenne nécessite une connaissance approfondie des facteurs qui ont dicté la participation aux SAE, ainsi que l'accès à des données appropriées pour saisir les déterminants de la participation qui étaient susceptibles d'avoir une incidence sur les résultats.

L'approche d'appariement utilisée dans la présente étude a été choisie à la lumière de la richesse des données administratives disponibles. Ces données renseignaient sur un grand nombre d'attributs, dont les caractéristiques sociodémographiques de la personne (p. ex., âge, sexe, état matrimonial, incapacité, etc.), la localisation, les qualifications (p. ex., groupe professionnel, niveaux de compétence associés au dernier emploi avant la présentation de la demande de prestations d'assurance-emploi et codes d'industrie) et les antécédents sur le marché du travail (p. ex., utilisation de prestations d'assurance-emploi et nombre de semaines, revenu d'emploi/de travail autonome, utilisation de l'aide sociale et incidence de l'emploi au cours des cinq années précédant la participation).

En résumé, étant donné le grand ensemble détaillé et complet de données administratives de panel utilisé dans le modèle des scores de propension, nous avons pu tenir compte dans l'analyse de la plupart des facteurs caractérisant la situation de la personne sur le marché du travail durant les années qui ont précédé le traitement. Par conséquent, nous avons pu soutenir que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle dynamique de la moyenne était vérifiée et nous pouvions utiliser l'estimateur par appariement dans les conditions dynamiques pour évaluer les effets des SAE sur l'emploi pour chaque cohorte de participants.

L'hypothèse d'indépendance conditionnelle dynamique de la moyenne étant considérée comme vérifiée, nous avons estimé les paramètres d'intérêt en utilisant l'appariement basé sur les scores de propension combiné à la méthode de la différence des différences (Heckman et coll., 1997; Heckman et Smith, 1999; Gerfin et Lechner, 2002; Caliendo et Kopeinig, 2008) de la façon suivante :

- a) par définition, le résultat observé au temps t chez les participants qui se sont joints au programme au temps u est désigné par $E(Y_{t,u}^1 | p(X_u), D_u = 1, D_1 = \dots D_{u-1} = 0)$;
- b) comme il est montré en (2) plus haut, sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle dynamique de la moyenne, le résultat hypothétique ou « contrefactuel » attendu au temps t parmi la même cohorte de participants est égal au résultat moyen, également au temps t , chez les non-participants qui :
 - i) ne se sont pas joints au programme de traitement jusqu'au segment de temps u inclusivement durant leur période de prestations, et
 - ii) possédaient des caractéristiques observables similaires telles que mesurées par leur indice de score de propension $p(X_u)$.
 Ce résultat est donné par $E(Y_{t,u}^0 | p(X_u), D_1 = \dots D_u = 0)$;
- c) l'effet du traitement sur les unités traitées, qui représente la différence entre les valeurs espérées du résultat sous les conditions réelles par opposition à contrefactuelles pour les unités traitées, est défini comme étant :

$$\Delta_{t,u}^{ATT} = E(Y_{t,u}^1 | p(X_u), D_u = 1, D_1 = \dots D_{u-1} = 0) - E(Y_{t,u}^0 | p(X_u), D_1 = \dots D_u = 0)$$

La seconde expression représente le résultat contrefactuel requis fondé sur l'hypothèse d'indépendance conditionnelle dynamique de la moyenne, qui est la moyenne des résultats observés de la cohorte $D_u = 0$ (non traitée) conditionnellement à ce que la distribution de X soit la même que dans la cohorte $D_u = 1$ (traitée). Par analogie à l'effet moyen du traitement sur les unités traitées dans les conditions statiques, le deuxième terme est une approximation du résultat du participant au temps t en raison de s'être joint à un programme (SAE) au temps u donné par le résultat des non-participants comparables au temps u .

3.2 Données et sélection des échantillons

L'analyse empirique est fondée sur de riches données administratives longitudinales extraites des fichiers de données sur l'assurance-emploi partie I (c.-à-d. demande d'assurance-emploi) et partie II (données sur les participants aux EDMT) qui ont été fusionnées avec les fichiers de données fiscales de l'Agence du revenu du Canada. Les fichiers contiennent des enregistrements pour la période allant de 1996 à 2011. Les données utilisées aux fins d'élaboration de politiques, d'analyse, de recherche et d'évaluation sont assujetties à des règles et processus rigoureux mis en place à l'échelon ministériel pour assurer le respect de la vie privée et de la confidentialité. En particulier, l'information utilisée pour l'évaluation est soumise à un processus destiné à masquer les renseignements d'identification personnelle (p. ex., numéros d'assurance sociale, noms ou adresses) avant d'être analysée. Ce processus a pour objet d'empêcher l'identification de particuliers durant les travaux d'élaboration de politiques, d'analyse, de recherche et d'évaluation.

L'échantillon original de participants contenait la totalité des prestataires actifs d'assurance-emploi qui se sont joints au programme des SAE entre avril 2002 et mars 2005. Des échantillons aléatoires de 50 % des participants ont été utilisés pour les cohortes U1 à U6 (principalement pour des raisons de capacité d'ordinateur) et de 100 % pour les cohortes U9 et U12. L'échantillon de non-participants a été tiré d'un échantillon aléatoire de tous les prestataires actifs d'assurance-emploi qui répondaient aux critères de participation mais qui n'avaient pas commencé à bénéficier de prestations d'emploi et mesures de soutien (PEMS) entre avril 2002 et mars 2005. Le tableau 1 qui figure à la page suivante montre le processus de sélection du groupe de comparaison pour chaque cohorte et indique le nombre de participants et de cas de comparaison pour chaque cohorte.

Comme on l'a mentionné antérieurement, les participants et les groupes de comparaison ont été sélectionnés de manière dynamique. Durant chaque période (cohorte), les participants correspondaient aux prestataires actifs qui avaient participé au programme des SAE pour la première fois durant cette période particulière et qui n'avaient pas de nouveau participé au programme des SAE ou à tout autre programme de PEMS durant une période de trois ans. Le groupe de comparaison (dans la cohorte) comprenait les prestataires actifs d'assurance-emploi qui avaient droit à participer aux SAE à ce moment-là, mais qui ne se sont pas joints au programme ni n'ont quitté le chômage (c.-à-d. sont demeurés prestataires de l'assurance-emploi) jusqu'à cette période particulière. En outre, pour chaque cohorte, nous avons exclu les cas de comparaison qui ont mis fin à leurs prestations d'assurance-emplois durant la période précédente observée.

3.3 Vérification de la robustesse

Afin de vérifier la sensibilité et la robustesse des résultats, en plus de l'estimation par appariement avec fonction noyau, nous avons utilisé deux autres estimateurs par appariement (pondération par l'inverse de la probabilité et méthode du plus proche voisin). L'effet estimé du traitement n'était, en général, pas sensible au choix de l'estimateur par appariement (ici, nous avons utilisé l'appariement avec fonction noyau (base de référence) que nous avons comparé aux estimations pondérées par l'inverse de la probabilité et aux estimations par la méthode du plus proche voisin).

À l'instar de Busso et coll. (2008), nous avons appliqué l'estimateur pondéré par l'inverse de la probabilité pour l'effet moyen du traitement sur les unités traitées en normalisant les poids des membres du groupe de comparaison de manière que leur somme soit égale à un. Puisque la distribution des scores semblait présenter un chevauchement suffisant, nous n'avons appliqué aucune règle de troncation.

Tableau 1
Nombre de participants et de cas de comparaison dans chaque cohorte

Cohortes (début des SAE après le début des prestations d'assurance-emploi)	Individus sélectionnés	n=
U1 (1 ^{er} mois)	Participants	78 708
	Cas de comparaison dans U1	2 983 255
	Fin des prestations d'a.-e. avant U1	s.o.
U2 (2 ^e mois)	Participants	62 336
	Groupe de comparaison dans U2	2 910 600
	Fin des prestations d'a.-e. avant U2 (exclus du groupe de comparaison dans U2)	10 612
U3 (3 ^e mois)	Participants	48 648
	Groupe de comparaison dans U3	2 812 597
	Fin des prestations d'a.-e. avant U3 (exclus du groupe de comparaison dans U3)	60 545
U6 (2 ^e trimestre)	Participants	77 027
	Groupe de comparaison dans U6	2 623 813
	Fin des prestations d'a.-e. avant U6 (exclus du groupe de comparaison dans U6)	173 355
U9 (3 ^e trimestre)	Participants	38 495
	Groupe de comparaison dans U9	2 176 372
	Fin des prestations d'a.-e. avant U9 (exclus du groupe de comparaison dans U9)	593 667
U12 (4 ^e trimestre)	Participants	24 456
	Groupe de comparaison dans U12	1 603 554
	Fin des prestations d'a.-e. avant U12 (exclus du groupe de comparaison dans U12)	1 152 830

4. Résultats

Comme le montre le tableau 2, de toutes les cohortes examinées, les personnes dont la participation aux SAE a commencé dans les quatre semaines suivant le début de leur période de prestations d'assurance-emploi (U1) sont celles qui affichaient les effets après programme les plus importants sur leur rémunération et l'incidence de l'emploi. Les cinq années après le programme, ces personnes ont enregistré une augmentation totale de 10 192 \$ de leur rémunération qui a été accompagnée d'un accroissement de leur incidence de l'emploi variant de 0,9 à 2,6 points de pourcentage par année.

Les participants qui se sont joints au programme durant le deuxième ou le troisième mois de leur période de prestations d'assurance-emploi (U2 et U3) ont également bénéficié d'une augmentation de rémunération totalisant 3 888 \$ et 2 543 \$, respectivement, sur la période d'après-programme. L'augmentation de la rémunération des participants qui ont commencé le deuxième mois était accompagnée d'effets statistiquement non significatifs sur l'incidence de l'emploi. Ceux qui ont commencé durant le troisième mois ont vu diminuer leur incidence de l'emploi après la participation. Les participants qui ont suivi le programme des SAE tard durant leur période de prestations d'assurance-emploi (U4, U5 et U6) ont généralement connu une diminution de leur revenu d'emploi et de leur incidence de l'emploi après la participation.

Chez les participants de toutes les cohortes, le montant des prestations d'assurance-emploi perçues a généralement diminué au cours des cinq années après la participation. Cependant, la diminution était plus importante pour les cohortes dont la participation était plus tardive que pour celles dont la participation avait eu lieu plus tôt. Chez les participants ayant commencé le programme le premier mois, le montant des prestations d'assurance-emploi perçues durant l'ensemble de la période d'après-programme a diminué de 503 \$, tandis que chez ceux qui avaient commencé

au quatrième trimestre, la baisse était de 3 143 \$. Cependant, la diminution des prestations après le programme observée chez les participants des cohortes tardives pourrait être due à l'épuisement de leurs prestations d'assurance-emploi durant la participation ou tout de suite après. Le cas échéant, il se peut qu'ils n'aient pas pu continuer à demander des prestations d'assurance-emploi s'ils n'arrivaient pas à trouver du travail tout de suite après la participation au programme.

L'étude visait aussi à examiner les effets sur le retour au travail. Ces effets ont été mesurés en calculant la différence entre le nombre de semaines d'assurance-emploi non utilisées par les participants et le nombre de semaines d'assurance-emploi non utilisées par le groupe de comparaison. Le nombre de semaines d'assurance-emploi non utilisées est égal à la différence entre le nombre total de semaines d'admissibilité à l'assurance-emploi et le nombre de semaines pendant lesquelles la personne a touché des prestations d'assurance-emploi. Il s'agit d'une mesure indirecte du retour au travail, puisqu'un prestataire d'assurance-emploi qui a cessé de demander des prestations d'assurance-emploi avant la fin de sa période d'admissibilité l'a vraisemblablement fait parce qu'il avait retrouvé un emploi.

De toutes les cohortes examinées, seuls les participants qui ont commencé le programme le premier mois de leur période de prestations d'assurance-emploi (U1) sont retournés au travail plus rapidement que le groupe de comparaison. Plus précisément, ils sont retournés au travail trois semaines plus tôt que le groupe de comparaison. Dans toutes les autres cohortes, les participants sont retournés au travail de 0,5 à 3,5 semaines plus tard que le groupe de comparaison.

Tableau 2
Effets progressifs par cohorte

	n ¹	Dans le programme	Période d'après-programme					
			1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	Total
Revenus d'emploi (\$)								
U1	39 354	-505***	258***	1 708***	2 343***	2 804***	3 080***	10 192***
U2	31 168	-2 046***	-765***	444***	1 123***	1 511***	1 574***	3 888***
U3	48 648	-3 109***	-839***	124	783***	1 179***	1 296***	2 543***
U6	38 513	-4 566***	-1 106***	-240**	327***	603***	775***	358
U9	38 495	-6 680***	-1 139***	-703***	-178	151	114	-1 754***
U12	24 456	-6 814***	-545***	-696***	-253	-11	287	-1 218
Incidence de l'emploi (points de pourcentage)								
U1	39 354	2,6***	2,1***	1,6***	1,6***	0,9***	0,3	s.o.
U2	31 168	1,4***	0,4*	0,3	0,2	-0,3	-0,8***	s.o.
U3	48 648	0,2	-0,6***	-0,6***	-0,4**	-0,6***	-1,0***	s.o.
U6	38 513	-1,2***	-0,5**	-0,6**	-0,4	-0,5**	-0,7***	s.o.
U9	38 495	-4,1***	-0,5**	-0,7***	-0,6**	-0,7***	-1,0***	s.o.
U12	24 456	-5,8***	-0,4	-1,1	-0,5	-0,8	-0,2	s.o.
Prestations d'assurance-emploi (\$)								
U1	39 354	298***	5	-209***	-137***	-84***	-80***	-503***
U2	31 168	1 174***	-31***	-214***	-195***	-157***	-65***	-663***
U3	48 648	1 470***	-385***	-270***	-229***	-198***	-146***	-1 228***
U6	38 513	1 809***	-687***	-333***	-196***	-138***	-94***	-1 449***
U9	38 495	1 823***	-1 502***	-453***	-364***	-240***	-164***	-2 723***
U12	24 456	1 498***	-1 911***	-442***	-355***	-266***	-167***	-3 143***
* Significatif au seuil de 10 %; ** significatif au seuil de 5 %; *** significatif au seuil de 1 %								
¹ n = désigne le nombre de participants. Il correspond à un échantillon aléatoire de 50 % pour les cohortes U1 à U6 et de 100 % pour les cohortes U9 et U12.								

Bibliographie

- Busso, M., J. DiNardo, and J. McCrary (2009), *New Evidence on the Finite Sample Properties of Propensity Score Matching and Reweighting Estimators*, Bonn: IZA Discussion Paper No. 3998.
- Caliendo, M. and S. Kopeinig (2008), "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching", *Journal of Economic Surveys*, 22, p.31-72.
- Crépon, B., M. Ferracci, G. Jolivet and G.J. van den Berg (2009), "Active Labor Market Policy Effects in a Dynamic Setting", *Journal of the European Economic Association*, 7, pp. 595-605.
- Fredriksson, P. and P. Johansson (2008), "Dynamic Treatment Assignment -The Consequences for Evaluations Using Observational Data", *Journal of Business & Economic Statistics*, 26, pp. 435-445.
- Gerfin, M. and M. Lechner (2002), "A Microeconomic Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland," *The Economic Journal*, 112, pp. 854–893
- Heckman, J., H. Ichimura and P. Todd (1997), "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program", *Review of Economic Studies*, 64, pp. 605–654.
- Heckman, J., H. Ichimura, J. Smith and P. Todd (1998), "Characterizing Selection Bias Using Experimental Data", *Econometrica*, 66, pp. 1017–1098.
- Heckman, J. and J. Smith (1999), "The Pre-Program Earnings Dip and the Determinants of Participation in a Social Program: Implications for Simple Program Evaluation Strategies", *Economic Journal*, 109, pp. 313–348.
- Hujer, R. and S. L. Thomsen (2010), "How Do Employment Effects of Job Creation Schemes Differ with Respect to the Foregoing Unemployment Duration?" *Labour Economics*, 10, pp. 38-51.
- Lechner, M. and R. Miquel (2001), *A Potential Outcome Approach to Dynamic Program Evaluation - Part I: Identification*, University of St. Gallen.
- Lechner, M. (2004), *Sequential Matching Estimation of Dynamic Causal Models*, University of St. Gallen: Discussion Paper No. 2004-06.
- Sianesi, B. (2004), "An evaluation of the Swedish system of active labor market programs in the 1990s", *Review of Economics and Statistics*, 86, pp. 133-155.
- Sianesi, B. (2008), "Differential effects of active labour market program for the unemployed", *Labour Economics*, 15, pp. 370-399