

Les effets des dispositifs publics d'insertion en emploi destinés aux jeunes hommes défavorisés au Québec

Lucie Gilbert, Thierry Kamionka et Guy Lacroix *

Les jeunes hommes défavorisés – peu scolarisés – du Québec ont connu de mauvais résultats en termes d'insertion sur le marché du travail canadien au cours de la dernière décennie. L'analyse des effets des dispositifs publics d'emploi qui leur sont destinés n'en suscite que plus d'intérêt d'autant que la richesse des données disponibles permet de suivre ces trajectoires sur une longue période entre sept états (emploi, chômage, inactivité, aide sociale, trois programmes d'aide ou de formation).

On a considéré un modèle de transition à partir duquel ont été estimées les distributions conditionnelles des durées de séjour dans les états du marché du travail en tenant compte du caractère endogène de la participation à ces programmes. La sensibilité des estimations a été étudiée en comparant une estimation semi-paramétrique type avec une série d'estimations paramétriques de modèles à deux et trois facteurs de charge.

Les résultats montrent que la participation aux dispositifs de l'assurance chômage augmente la fréquence des transitions vers l'emploi. Les hommes jeunes peu scolarisés qui participent aux programmes de l'aide sociale transitent moins fréquemment en emploi que ceux qui n'y participent pas. Les durées de séjour dans les états du marché du travail sont sensibles aux variations du barème de l'aide sociale, à celles du taux de salaire minimum et à la situation économique lorsqu'elle est caractérisée par le taux de chômage.

* Lucie Gilbert appartient à Développement des ressources humaines Canada, Thierry Kamionka au CNRS, Crest-Insee et IDEI (Toulouse) et Guy Lacroix appartient au Département d'économie de l'Université de Laval, au Crefa et au Cirano. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Dans de nombreux pays, les programmes publics d'insertion en emploi font partie de la politique de lutte contre la pauvreté. Au cours des vingt dernières années, au Canada comme ailleurs, de nouveaux programmes ont été développés pour faire face aux problèmes d'insertion vécus par certaines catégories d'individus. Le développement de ces programmes et la hausse systématique du nombre de personnes qui y ont recours ont engendré des pressions budgétaires importantes (1). C'est pourquoi de nombreux intervenants ont manifesté un regain d'intérêt pour l'évaluation de l'efficacité réelle de ces programmes.

La mesure de l'efficacité des programmes publics d'insertion en emploi est soumise à des difficultés méthodologiques complexes (2). En effet, les facteurs qui motivent un individu à participer à des mesures d'insertion, ou encore le processus de sélection des candidats potentiels, doivent être explicitement pris en compte pour obtenir un estimateur non biaisé de l'efficacité des programmes. Dans la mesure où cette sélection repose sur des facteurs non observables qui sont eux-mêmes corrélés avec la probabilité d'insertion en emploi, il est très difficile d'avoir une estimation non biaisée de l'efficacité effective des programmes.

Deux approches ont été proposées pour faire face à ce type de problème. La première, qualifiée de *méthode expérimentale*, propose de sélectionner les participants à ces programmes de façon aléatoire. En procédant de la sorte, on s'assure que les caractéristiques non observables des participants et des non-participants seront identiquement distribuées. Les différences observées sur le marché du travail entre les deux groupes seront alors attribuables exclusivement aux mesures d'insertion. L'autre approche, dite *méthode économétrique*, repose habituellement sur des données non expérimentales et propose plutôt de modéliser à la fois les transitions sur le marché du travail, la participation aux mesures d'insertion, et la distribution des caractéristiques non observables.

Les deux approches présentent des avantages et des inconvénients et font l'objet d'un débat important dans la littérature en science économique (Heckman et Smith, 1995 ; Burtless, 1995 ; Ham et LaLonde, 1996). L'approche expérimentale est presque exclusivement utilisée aux États-Unis pour des raisons de disponibilité de données (cf. encadré 1) (3). Ailleurs, les études reposent habituellement sur des données administratives ou d'enquête et font

appel à des modèles de transition multi-états multi-épisodes complexes. Plusieurs études récentes ont mis en évidence la pertinence de l'approche économétrique (Gritz, 1993 ; Mealli, Pudney et Thomas, 1996 ; Bonnal, Fougère et Sérandon, 1997).

La plupart des études utilisant l'approche économétrique se limitent à trois états sur le marché du travail : l'emploi, l'inactivité (le non-emploi) et la participation à des mesures d'insertion (4). Dans bien des cas, ce choix est dicté par les données elles-mêmes. Parfois, l'analyse est volontairement limitée à un nombre restreint d'états pour permettre la prise en compte de biais d'échantillonnage sans alourdir indûment le modèle statistique (5). En effet, lorsque les données proviennent de fichiers administratifs ou d'enquêtes sur l'emploi, le modèle économétrique doit tenir compte du fait que l'état initial dans lequel on observe les individus n'est pas indépendant de la durée de leur épisode respectif, ni de leurs caractéristiques non observables ou encore des transitions précédentes sur le marché du travail. S'il est vrai que l'omission de certains états est parfois nécessaire pour simplifier l'analyse statistique, plusieurs auteurs se sont interrogés sur les conséquences que cela pouvait entraîner sur les paramètres estimés (Heckman et Flinn, 1983 ; Jones et Riddell, 1999).

Dans cet article, on cherche à étudier l'efficacité des mesures publiques d'insertion en emploi destinées aux prestataires de l'aide sociale au Québec. L'aide sociale fournit une aide financière aux familles et aux personnes seules âgées d'au moins 18 ans, ne présentant pas d'incapacités de travail importantes, et qui n'ont pas d'autres moyens de subsistance. Par ailleurs,

1. Ainsi, au Québec, la proportion des prestataires à l'aide sociale âgés de plus de 18 ans et ne présentant pas d'incapacités de travail est passée de 20 % en 1975 à plus de 80 % en 1993. Le même phénomène a été observé en Colombie-Britannique au cours de la même période. Voir Lacroix (2000) pour plus de détails.

2. Voir Heckman, LaLonde et Smith (1999) pour un survol récent de la littérature.

3. Voir aussi Fougère (2000) pour un survol des expériences anglo-saxonnes et nord-européennes.

4. Bonnal et al. (1997) considèrent plus de six états différents : CDD, CDI, formation, chômage, inactivité et attrition.

5. L'échantillonnage à partir d'une population de chômeurs peut occasionner deux types de biais : un biais de longueur (« length-bias ») et un biais de taux d'entrée. Le premier est dû au fait que la probabilité d'échantillonnage d'un épisode est proportionnelle à sa durée. Le second résulte du fait que la probabilité d'échantillonnage, à une date fixe, dépend du taux d'entrée en chômage à cette même date. Voir Gouriéroux et Monfort (1992).

EXPÉRIENCES SOCIALES AU CANADA

Depuis plusieurs années, les autorités canadiennes subventionnent des expériences sociales novatrices de grande envergure fondées sur l'assignation aléatoire des participants entre groupes témoin et de traitement. Cette façon de procéder fait en sorte que les membres des deux groupes soient identiques sous tous les aspects, notamment au niveau des caractéristiques observables et non observables. En conséquence, les différences observées entre les deux groupes peuvent en toute légitimité être attribuées exclusivement au programme à l'essai.

Bien que l'expérimentation sociale soit relativement récente au Canada, certaines expériences y sont menées depuis assez longtemps pour permettre d'établir un certain nombre de résultats intéressants. Trois expériences d'envergure sont actuellement en cours.

1 - Projet d'autosuffisance (PAS)

Ce projet met à l'essai une stratégie novatrice dont le but est de « rendre le travail attractif » pour les chefs de famille monoparentale qui reçoivent depuis longtemps de l'aide sociale. Le PAS offre pendant une période déterminée un généreux supplément de revenu aux chefs de famille monoparentale de la Colombie-Britannique et du Nouveau-Brunswick qui reçoivent de l'aide sociale depuis longtemps. Le PAS a débuté en 1992 par l'inscription de plus de 9 000 volontaires.

Près de la moitié d'entre eux ont été invités à participer au programme qui offrait un paiement mensuel en espèces aux chefs de famille monoparentale admissibles qui trouvaient un emploi à temps plein et renonçaient à l'aide sociale dans l'année suivant leur sélection pour le programme. En offrant une généreuse compensation financière, le PAS permet aux participants d'accroître leur revenu, réduisant du même coup la pauvreté.

Les deux éléments clés du modèle de programme PAS sont :

- une incitation financière substantielle qui rend le travail plus attrayant que l'aide sociale. Le supplément représente la moitié de la différence entre le revenu d'un participant provenant d'un emploi et un « niveau de revenu » établi initialement à 30 000 dollars canadiens (CAD) pour le Nouveau-Brunswick et à 37 000 dollars pour la Colombie-Britannique ;
- l'exigence de travailler à temps plein. Le paiement du supplément a été versé seulement aux chefs de famille monoparentale admissibles qui travaillaient à temps plein (pendant une moyenne d'au moins 30 heures par semaine sur une période comptable mensuelle ou de quatre semaines, que ce soit dans un ou plusieurs emplois) et qui renonçaient aux prestations d'aide sociale.

Les suppléments de revenu sont versés directement aux participants en sus de leurs gains provenant d'un emploi pendant une période qui peut atteindre trois années consécutives, tant que les participants conti-

nent à travailler à temps plein et qu'ils n'ont pas recours à l'aide sociale.

Les résultats obtenus jusqu'à présent dans le cadre de ce projet peuvent être considérés comme positifs sur trois points. Le projet PAS a doublé la proportion de chefs de famille monoparentale recevant des prestations d'aide sociale qui ont pris un emploi à temps plein. Il a accru le revenu de ces familles pauvres, créant un effet anti-pauvreté substantiel durant la période de réception du supplément. Il peut éventuellement économiser de l'argent au gouvernement, car le coût des paiements du supplément en vertu du PAS est partiellement compensé par les économies au chapitre des prestations d'aide sociale et par l'impôt supplémentaire sur le revenu généré (les paiements du supplément et les revenus des participants sont imposables tandis que les prestations d'aide sociale ne le sont pas).

2 - Projet de supplément de revenu (PSR)

Le but principal du Projet de supplément de revenu (PSR) était de mettre à l'essai une façon novatrice d'encourager le réemploi rapide des prestataires de l'assurance chômage. On a avisé les travailleurs qui recevaient des prestations du programme fédéral d'assurance chômage (AC) que s'ils acceptaient un nouvel emploi à temps plein et que cet emploi permettait d'obtenir moins que celui qu'ils avaient perdu, le gouvernement compenserait 75 % du revenu manquant pendant une période maximum de deux ans. Par exemple, si un prestataire de l'assurance chômage acceptait un nouvel emploi à temps plein dans lequel il recevrait 10 dollars CAD de l'heure et que son emploi antérieur permettait d'obtenir 20 dollars CAD de l'heure, le gouvernement lui verserait un « supplément de revenu » de 7,50 dollars CAD de l'heure pendant une durée maximale de deux ans.

Entre 1994 et 1996, le PSR a offert le supplément à deux groupes distincts de prestataires de l'assurance chômage dans 11 bureaux d'assurance chômage de l'ensemble du Canada. Le premier groupe comptait 8 144 « travailleurs déplacés » définis, pour les besoins du projet, comme des prestataires qui avaient travaillé pendant une période continue de trois ans avant de bénéficier de l'assurance chômage et qui ne s'attendaient pas à être rappelés dans l'emploi qu'ils avaient perdu. Le second groupe était formé de 3 414 « utilisateurs réguliers », définis comme des chômeurs qui ont reçu des prestations d'assurance chômage au cours de chacune des trois années précédant l'année de leur dernière demande. On a accordé aux travailleurs déplacés 26 semaines pour trouver un nouvel emploi ; si ce nouvel emploi permettait d'obtenir moins que celui qu'ils avaient perdu, ils étaient admissibles au supplément de revenu. On n'a accordé aux prestataires réguliers que 12 semaines pour trouver un nouvel emploi.

Les volontaires ont été recrutés parmi les prestataires de l'assurance chômage qui faisaient partie des deux



les prestataires de moins de trente ans peuvent se prévaloir d'un certain nombre de mesures spécifiques destinées à favoriser leur insertion en emploi.

Au cours de la dernière décennie, une part importante des budgets des mesures d'insertion a été consacrée aux jeunes prestataires âgés entre 18 et 24 ans. L'intérêt porté à ce groupe s'appuie sur un certain nombre de constats préoccupants. Tout d'abord, environ 10 % des Québécois âgés de moins de 25 ans sont inscrits à la « sécurité du revenu » (ci-après aide sociale) en moyenne chaque année. La très grande majorité d'entre eux, soit 87 % en 1999, ne présentent pourtant pas d'incapacités de travail importantes. Deuxièmement, la moitié (52 %) des prestataires de moins de 25 ans n'avait aucune expérience de travail au moment de leur entrée à l'aide sociale en 1999. Enfin, 71 % d'entre eux n'ont pas complété d'études secondaires, alors qu'à peine 20 % ont complété des études secondaires au plus (6).

L'analyse empirique portera plus spécifiquement sur les jeunes hommes peu scolarisés. Ce groupe présente des difficultés particulières à s'insérer de façon durable sur le marché du

travail, et a souffert de la récession qui a sévi au début des années 90 plus que tout autre groupe démographique (Beaudry et Green, 1997). La démarche empirique empruntée ici est similaire à celle de Gritz (1993) et Bonnal *et al.* (1997) : on modélise explicitement la décision de participer à des mesures d'insertion. L'analyse repose sur des données détaillées des trajectoires hebdomadaires empruntées par plus de 3 000 hommes n'ayant pas complété leurs études secondaires au moment de leur entrée à l'aide sociale. Les trajectoires comptent plus de sept états distincts sur le marché du travail, soient l'emploi, le chômage, l'aide sociale, l'inactivité, et trois programmes d'insertion. Au total, ces sept états génèrent plus de 24 transitions possibles sur le marché du travail.

Le modèle économétrique repose sur des processus de transition en temps continu et tient compte de l'hétérogénéité non observable. Par ailleurs, le modèle fait une distinction entre l'hétérogénéité propre aux états de des-

6. Voir Ministère de la Solidarité sociale du Québec (1999).

Encadré 1 (suite)

groupes. Au sein de ceux qui se sont portés volontaires, la moitié a été assignée aléatoirement au groupe de participants, à qui l'on a offert le supplément de revenu ; l'autre moitié est devenue le groupe témoin, auquel le supplément de revenu n'a pas été offert.

L'offre du supplément de revenu a accru le taux de réemploi mesuré 26 semaines après l'assignation aléatoire, mais elle n'a pas augmenté le taux de réemploi mesuré plus tard. Ainsi, l'offre a légèrement accéléré le réemploi, mais elle n'a pas accru le taux de réemploi à long terme.

Les résultats obtenus dans le volet du PSR ayant trait aux utilisateurs réguliers ont été plus décevants. Seule une proportion relativement faible de prestataires réguliers de l'AC se sont portés volontaires pour le projet, et, parmi ceux qui l'ont fait et qui ont été assignés au groupe de participants au traitement, seulement 5 % ont reçu un supplément. En utilisant des données administratives, on n'a observé aucune différence significative entre les taux de réemploi du groupe de participants et ceux du groupe témoin.

3 - Projet d'innovation en emploi communautaire (PIEC)

Ce projet mis en œuvre à Cap-Breton, en Nouvelle-Écosse, fournit des possibilités de travail communautaire conçues pour tenir compte des besoins non com-

blés de la société et de la communauté. Le PIEC a été conçu pour que les communautés acquièrent des capacités à créer leurs propres solutions de développement économique et pour fournir de nouvelles possibilités d'emploi aux personnes qui reçoivent de l'aide sociale ou des prestations d'assurance chômage.

Dans le cadre de ce projet, 1 000 prestataires de l'assurance chômage et 500 prestataires de l'aide sociale (AS) de Cap-Breton ont été choisis au hasard à partir de dossiers administratifs ; la moitié d'entre eux (750) a été assignée à un groupe de participants au programme et l'autre moitié (750) a été assignée à un groupe témoin. Le groupe de participants au programme se verra offrir l'occasion de profiter des possibilités d'emploi découlant de projets communautaires pendant une période de trois ans au plus. Ils pourront ainsi acquérir de nouvelles compétences professionnelles et établiront de précieux réseaux liés au travail. Les membres du groupe témoin ne participeront pas à des projets de travail, mais conserveront leur statut actuel de prestataires de l'assurance chômage ou de l'aide sociale aussi longtemps qu'ils satisferont aux exigences d'admissibilité normales. Au cours de la durée du PIEC, on leur demandera de répondre à quelques questions et enquêtes afin de pouvoir comparer leurs progrès et leurs situations à ceux du groupe de participants au programme. Ce projet est actuellement en phase d'implantation. En conséquence, aucun résultat d'évaluation n'est encore disponible.

tionation et celle propre aux états d'origine et admet des structures de corrélation très générales entre elles. Enfin, on étudie la sensibilité des paramètres estimés à la forme d'hétérogénéité utilisée. Lorsque l'hétérogénéité est modélisée de façon paramétrique, un estimateur obtenu par maximisation de la vraisemblance simulée est utilisé.

Un échantillon de plus de 3 000 jeunes hommes défavorisés

Les données utilisées proviennent de trois sources différentes. L'échantillon a tout d'abord été sélectionné à partir des fichiers administratifs de l'aide sociale du Ministère de la Solidarité sociale du Québec. Ces fichiers contiennent de l'information sur tous les individus ayant reçu des prestations entre 1987 et 1993. Les dates de début et de fin des prestations, de même que les dates de participation aux mesures d'insertion en emploi, y sont colligées. Les fichiers contiennent également de l'information sur les incapacités de travail. Les individus présentant des incapacités importantes et permanentes ont été omis de la base à échantillonner.

Les fichiers de l'aide sociale ne contiennent pas d'information sur les épisodes de chômage ou d'emploi. Ils ont donc été appariés avec deux autres fichiers administratifs contenant les dates de début et de fin des périodes de prestation à l'assurance chômage et d'emploi rémunéré (7). Les fichiers portant sur les prestations d'assurance chômage contiennent également une information détaillée sur la participation à des mesures d'insertion en emploi. La fusion des trois fichiers permet d'identifier de façon précise les transitions hebdomadaires entre sept états distincts.

L'analyse empirique porte sur les hommes jeunes et peu scolarisés. Pour être inclus dans l'échantillon, chaque individu devait être âgé de 18 ou 19 ans entre 1987 et 1993, et ne pas avoir complété plus de dix années de scolarité (8). On dispose finalement d'un échantillon de 3 068 individus. Parmi eux, 1 935 n'ont participé à aucune mesure d'insertion, alors que 1 133 autres ont pris part à au moins une d'entre elles (cf. tableau 1).

De façon générale, les caractéristiques observables des participants et des non-participants sont relativement semblables : les deux groupes ont sensiblement le même âge et le même

niveau de scolarité. Les transitions de chaque groupe sur le marché du travail sont néanmoins relativement différentes. Ainsi, les non-participants ont des épisodes plus longs dans chacun des états répertoriés (emploi, aide sociale, chômage). Au total, la proportion du temps qu'ils passent en emploi est légèrement supérieure à celle des participants avant que ces derniers ne participent à des mesures d'insertion. Toutefois, les épisodes dans chaque état qui surviennent après la participation à des mesures d'insertion ont des durées moyennes nettement plus faibles. Par conséquent, les participants aux mesures se retrouvent, après un passage en formation, proportionnellement plus longtemps en emploi que les non-participants.

L'échantillon est composé d'individus qui ont connu au moins un passage à l'aide sociale entre 1987 et 1993, et qui étaient âgés de 18 ou 19 ans au cours de cette période. Ainsi, ceux qui étaient âgés de 18 ou 19 ans en janvier 1987 étaient en principe présents sur le marché du travail depuis, au plus, deux ou trois ans. Pour éviter les problèmes habituels reliés aux biais de longueur et de taux d'entrée, il est préférable d'analyser l'historique de leurs transitions sur le marché du travail à partir de l'âge de 16 ans. Comme il est légalement interdit au Québec de quitter l'école avant cet âge ou de travailler à temps plein, l'état initial de tous les individus de l'échantillon sera nécessairement l'inactivité. Cet état peut légitimement être considéré comme exogène, et donc ne pas nécessiter de modélisation particulière.

Pour recréer l'historique individuel depuis l'âge de 16 ans, il faut, dans certains cas, remonter dans le temps aussi loin que janvier 1984. Les dates de début et de fin de chaque épisode dans chaque état sont utilisées pour créer les historiques individuels (9). Les chevauchements

7. Au Canada, les employeurs sont tenus de transmettre un « relevé d'emploi » pour chaque cessation d'emploi. Ces bordereaux contiennent une information détaillée sur la durée des emplois, les revenus de travail, etc.

8. Les études primaires et secondaires comptent onze années d'études au Québec. En principe, aucun membre de l'échantillon ne devrait détenir un diplôme d'études secondaires à son entrée à l'aide sociale.

9. L'information disponible sur les épisodes de chômage remonte à janvier 1987. Par conséquent, un certain nombre d'épisodes de chômage survenus entre 1984 et 1987 risquent d'être classés comme des épisodes d'inactivité. Deux raisons portent à penser que ces épisodes sont vraisemblablement peu nombreux. Tout d'abord, l'analyse des données montre que la majorité des jeunes qui ont eu 18 ou 19 ans en 1990 étaient en emploi, en inactivité ou à l'aide sociale dans les trois années précédentes, soit entre 1987 et 1990. Deuxièmement, la plupart de ceux qui étaient en emploi entre 1987 et 1990 n'avaient pas travaillé suffisamment d'heures pour être admissibles à l'assurance chômage selon les règles en vigueur entre 1984 et 1987.

d'états distincts sont possibles puisque les programmes d'assurance chômage et d'aide sociale admettent que les prestataires travaillent sous certaines conditions. En principe, ces chevauchements pourraient être redéfinis comme des états distincts et traités comme tels. Néanmoins, cela aurait pour effet d'augmenter artificiellement le nombre de transitions et de rendre le traitement statistique à toute fin pratique impossible. On a décidé de censurer la durée des épisodes en cours lorsque débute un nouvel épisode (10).

L'étude des transitions entre sept états sur le marché du travail

Les 3 068 individus de l'échantillon ont connu plus de 31 422 épisodes de transitions entre les sept états distincts considérés dans l'analyse économétrique durant la période 1987-1993 (cf. tableau 2). L'état *FAS* (Formation aide sociale) regroupe les mesures d'insertion destinées aux prestataires de l'aide sociale. Il s'agit essentiellement de services d'aide à la recherche d'emploi et de programmes favorisant le passage en emploi (cf. encadré 2). Le programme *PAIE* (Programme d'aide à l'inté-

gration en emploi) est également réservé aux prestataires de l'aide sociale. Il subventionne l'embauche de prestataires par les entreprises privées. La subvention a une durée limitée habituellement à six mois. Ce programme est traité séparément des autres puisqu'à son terme, les bénéficiaires sont admissibles aux prestations d'assurance chômage, contrairement aux autres programmes.

L'état *Chômage* correspond à la perception de prestations d'assurance chômage. Les individus qui ne travaillent pas et qui recherchent activement un emploi, et ceux qui n'ont pas suffisamment travaillé pour avoir droit aux prestations, ne sont pas considérés comme chômeurs, mais plutôt comme inactifs. L'état *FAC* (Formation assurance chômage) regroupe les mesures d'insertion destinées aux prestataires de l'assurance chômage (cf. encadré 3). Enfin, l'état *Inactivité* est le complément de tous les autres : il regroupe les étudiants, les chômeurs

10. Les conséquences de retarder le début des nouveaux épisodes jusqu'au moment où les épisodes en cours soient terminés ont également été analysées. Les matrices de transitions et les durées moyennes dans chaque état sont relativement insensibles à ce choix.

Tableau 1
Caractéristiques de l'échantillon

	Moyenne	Écart-type
Non-participants		
Âge en janvier 1987	18,93	0,57
Années d'études	9,84	1,03
Durée des épisodes d'emploi (semaines) (1)	19,70	26,12
Durée des épisodes d'aide sociale (semaines) (1)	48,54	51,47
Durée des épisodes de chômage (semaines) (1)	40,46	14,27
Proportion du temps en emploi (%) (2)	18,12	
Nombre d'observations	1935	
Participants		
Âge en janvier 1987	18,92	0,57
Années de scolarité	9,72	1,03
Durée des épisodes d'emploi (semaines) (1)	Avant formation	17,52
	Après formation	15,98
Durée des épisodes d'aide sociale (semaines) (1)	Avant formation	45,57
	Après formation	32,77
Durée des épisodes de chômage (semaines) (1)	Avant formation	39,55
	Après formation	31,89
Proportion du temps en emploi (%) (2)	Avant formation	17,06
	Après formation	19,82
Nombre d'observations	1133	
1. Calculée à partir des épisodes non censurés.		
2. Calculée à partir des durées moyenne en emploi, en chômage, à l'aide sociale et en inactivité.		

Sources : Développement des ressources humaines Canada, Ministère de la Solidarité sociale du Québec et calculs des auteurs.

non admissibles aux prestations, et les individus réellement inactifs.

La majorité des épisodes d'aide sociale se terminent par un passage vers l'emploi, par une transition vers la formation à l'aide sociale ou l'inactivité (cf. tableau 2). Également, les formations à l'aide sociale se terminent, dans la plupart des cas, par des sorties vers l'aide sociale, vers l'emploi ou encore vers l'inactivité. Par ailleurs, les sorties du programme PAIE s'effectuent en majorité vers l'emploi, bien que les participants aient droit aux prestations d'assurance chômage. Les transitions hors des autres états sont conformes à ce que l'on attend, sauf peut-être en ce qui concerne la formation à l'assurance chômage. En effet, la plupart des participants redeviennent prestataires au terme de ce programme et très peu parviennent à trouver un emploi.

Un certain nombre de cellules du tableau 2 sur les transitions entre états contiennent peu d'observations. Les cellules vides découlent des règles propres aux programmes qui interdisent certaines transitions, ou bien surviennent en raison des limitations imposées par les données (11). Au total, 24 transitions seront modélisées explicitement, soit celles comportant plus de 75 observations.

Les transitions sur le marché du travail peuvent être caractérisées par trois attributs différents : l'état d'origine, l'état de destination et la durée des épisodes dans chaque état. L'information relative aux deux premiers attributs a été synthétisée dans le tableau 2. Une façon simple de représenter les trois attributs simultanément est d'analyser la distribution de l'échantillon

à travers les sept états possibles sur une base hebdomadaire (cf. graphique). Deux aspects singuliers de la distribution hebdomadaire de l'échantillon entre les autres états que ceux liés à la formation (aide sociale, emploi, chômage, inactivité) méritent quelques explications (cf. graphique A). Tout d'abord, la proportion d'individus inactifs apparaît très élevée en janvier 1987. Cela reflète en partie un effet de cohorte. Ainsi, les individus présents dans l'échantillon à cette date ont tous 18 ou 19 ans. La plupart d'entre eux poursuivent encore leurs études à temps plein, ou n'ont pas encore intégré le marché du travail. Les données administratives disponibles ne permettent pas de faire de distinction entre ces états. À mesure que l'on se rapproche de 1993, ces individus vieillissent et intègrent le marché du travail. On doit donc s'attendre à ce que le taux d'inactifs diminue par rapport à la situation observée en janvier 1987 (12). Deuxièmement, la proportion d'individus en

11. Par exemple, les durées à l'aide sociale sont exprimées en mois. Les interruptions temporaires de une à trois semaines ne seront pas saisies dans les fichiers administratifs. Les dossiers indiqueront plutôt une présence ininterrompue de plusieurs mois. En conséquence, il est impossible d'observer des transitions aide sociale - aide sociale. En revanche, les épisodes d'assurance chômage sont saisis sur une base hebdomadaire. Comme les prestataires peuvent cumuler des heures de travail sans encourir de pénalité sur le montant des prestations ou leur durée, il est possible que les droits aux prestations soient renouvelés. Les fichiers administratifs indiqueront alors une transition chômage - chômage.

12. En décembre 1993, les individus présents dans l'échantillon en janvier 1987 ont désormais 25 ou 26 ans. Il n'en découle pas nécessairement que l'âge moyen de l'échantillon augmente à mesure que l'on se déplace de gauche à droite dans le graphique A. En effet, de nouveaux individus âgés de 18 ans s'ajoutent à l'échantillon initial chaque mois. Par ailleurs, le taux d'entrées à l'aide sociale a été relativement élevé durant les mois de la récession qui s'est échelonnée de 1990 à 1992. En conséquence, l'âge moyen va fluctuer en fonction des taux d'entrées mensuels dans l'échantillon.

Tableau 2
Fréquence des transitions entre les états

Destination Origine	Aide sociale	FAS	PAIE	Chômage	FAC	Emploi	Inactivité
Aide sociale	0	1 809	140	88	0	1 851	1 134
FAS	432	0	67	6	0	438	306
PAIE	21	4	0	7	0	192	29
Chômage	374	38	2	292	111	1 380	1 404
FAC	2	1	0	114	0	16	2
Emploi	1 002	229	35	2 918	41	2 004	4 662
Inactivité	2 614	235	9	523	2	3 815	0

Lecture : FAC : formation assurance chômage ; FAS : formation aide sociale ; PAIE : programme d'aide à l'intégration en emploi.
Sources : Développement des ressources humaines Canada, Ministère de la Solidarité sociale du Québec et calculs des auteurs.

chômage est nulle en janvier 1987. L'information sur les épisodes de chômage n'est disponible qu'à partir de janvier 1987 (cf. *supra*). En conséquence, seuls les nouveaux épisodes peuvent être identifiés précisément. Les épisodes en cours en janvier 1987, bien que vraisemblablement peu nombreux, sont classés comme des épisodes d'inactivité.

Dans la distribution portant sur les états liés à la formation (FAS, FAC, PAIE), la proportion d'individus participants au programme PAIE est nulle jusqu'aux environs de mai 1990 (cf. graphique B). Ce programme a été introduit en mai 1990 à l'occasion d'une révision majeure de la politique de la « sécurité du revenu » au Québec. Très peu de prestataires

Encadré 2

MESURES VISANT À FACILITER L'INSERTION EN EMPLOI DES PRESTATAIRES DE L'AIDE SOCIALE

Au cours de la période couverte par l'étude, soit de 1987 à 1993, les mesures d'insertion en emploi offertes aux prestataires de l'aide sociale étaient regroupées en cinq catégories distinctes.

1 - Rattrapage scolaire

Cette mesure vise à offrir une formation personnalisée et accélérée pouvant aller jusqu'à l'obtention d'un diplôme d'études secondaires (formation générale), à soutenir les activités de formation de base, telles l'alphabétisation, les études primaires, les cours de langue française aux prestataires non francophones, et à permettre de terminer des études en formation professionnelle. Pour être admissibles à ce programme, les prestataires doivent avoir quitté les études régulières à temps plein depuis au moins neuf mois. La durée de ce programme est fonction du cheminement scolaire du prestataire.

2 - Stages en milieu de travail

Cette mesure vise à permettre aux prestataires d'obtenir, par le biais de stages en entreprise, des connaissances, des habiletés et de l'expérience professionnelle facilitant leur insertion dans des professions semi-qualifiées ou qualifiées et contribuant à leur intégration professionnelle. Le Ministère de la Solidarité sociale prend en charge l'ensemble des coûts reliés à l'organisation et à la supervision de la formation. Pour être admissible à ce programme, les prestataires doivent avoir quitté les études régulières à temps plein depuis au moins six mois. La pertinence de participer à cette activité d'insertion doit avoir été établie dans le cadre d'un plan d'action par une personne représentant le ministère. Le prestataire reçoit les prestations de base ainsi que des prestations spéciales reliées à sa participation. Les employeurs doivent ajouter une allocation minimale de 100 \$ canadiens par mois. Par ailleurs, les coûts des frais de garde sont remboursés jusqu'à concurrence de 10 \$ canadiens (CAD) par jour et par enfant. La durée du programme est limitée à 52 semaines.

3 - Expérience de travail

Cette mesure vise à permettre à des prestataires de l'aide sociale d'effectuer une démarche visant à développer ou à maintenir certaines habitudes, attitudes ou

comportements susceptibles d'accroître leurs possibilités d'accéder au marché du travail par la participation à des activités communautaires. Tout organisme, corporation ou entreprise légalement constituée peut présenter des projets. Le participant à ce programme peut recevoir des remboursements pour frais de garde jusqu'à un maximum de 10 \$ par jour et par enfant. La durée maximale de participation à cette mesure est de douze mois.

4 - Reconnaissance des activités de développement de l'employabilité

Cette mesure est entrée en vigueur en août 1989. Elle vise à favoriser l'accès à diverses activités d'insertion offertes par des organismes externes au Ministère de la Solidarité sociale afin de faciliter l'intégration éventuelle des prestataires au marché du travail. La durée de l'activité doit être égale au moins à 90 heures et au plus à 52 semaines. Les coûts des frais de garde sont remboursés jusqu'à concurrence de 10 \$ CAD par jour et par enfant.

5 - Programme d'aide à l'intégration à l'emploi (PAIE)

Introduit en mai 1990, ce programme a pour objectif principal l'insertion ou la réinsertion des prestataires de l'aide sociale dans des emplois rémunérés au taux du marché. Le but ultime est de favoriser une intégration directe en emploi des prestataires pour les aider à recouvrer leur autonomie financière. Pour être admissible, un prestataire doit avoir accumulé au moins six mois de présence à l'aide sociale au cours des 12 derniers mois.

Ce programme utilise une partie du budget de l'aide sociale comme levier pour la création d'emploi à l'intention des prestataires. Les postes comblés doivent avoir un caractère de permanence. La période maximale de subvention versée à l'employeur est de six mois. Le montant de la subvention est le suivant :

- entreprise privée : 50 % du salaire brut versé jusqu'à un maximum de 120 \$ CAD par semaine ;
- municipalité : 85 % du salaire jusqu'à un maximum de 35 heures par semaine ;
- organisme sans but lucratif : 100 % du salaire minimum jusqu'à un maximum de 35 heures par semaine.

se sont prévalu du programme PAIE dans les premiers mois suivants sa création. Pareillement, les taux de participation aux programmes FAC sont nuls jusqu'aux environs de février-mars 1987. La participation à ces programmes survient habituellement après avoir perçu des prestations d'assurance chômage pendant plusieurs semaines. Comme les premiers épisodes identifiables de chômage doivent nécessairement débiter après janvier 1987, il doit s'écouler quelques semaines avant que les taux de participation aux programmes FAC soient non nuls. Bien entendu, les épisodes en cours en janvier 1987 sont classés comme des épisodes d'inactivité.

Un certain nombre de points sont intéressants à noter (cf. graphique). Tout d'abord, la proportion de prestataires à l'aide sociale est relativement constante entre 1987 et 1989. La récession importante qui a débuté dans les derniers mois de 1989 a contribué à augmenter de façon systématique la proportion de prestataires jusqu'en décembre 1993. En fait, la proportion est passée de 17,9 % en janvier 1988 à plus de 42,3 % en décembre 1993. Cette augmentation

résulte à la fois d'un taux d'entrée croissant et d'une hausse de la durée moyenne des épisodes à l'aide sociale (Duclos, Fortin, Lacroix et Roberge, 1999). Deuxièmement, la proportion d'individus en emploi a un profil saisonnier très prononcé avec des crêtes survenant en juin-juillet et des creux en janvier de chaque année. En dépit de ces fluctuations saisonnières, la proportion d'individus en emploi est passée de 31,2 % en janvier 1988 à 33,5 % en janvier 1990, puis a décliné graduellement jusqu'à 18,6 % en 1993. L'évolution de la proportion d'individus recevant des prestations d'assurance chômage est inverse de celle des individus en emploi. Les fluctuations saisonnières en chômage sont le reflet de celles en emploi. Enfin, la proportion d'inactifs présente également un profil saisonnier. En janvier de chaque année, la proportion d'inactifs augmente de cinq points de pourcentage en moyenne. Il est probable que de nombreux travailleurs saisonniers travaillant dans le secteur de la vente au détail perdent leur emploi après la période des fêtes et que les heures de travail cumulées soient insuffisantes pour leur permettre d'avoir droit aux presta-

Encadré 3

MESURES VISANT À FACILITER L'INSERTION DES PRESTATAIRES DE L'ASSURANCE CHÔMAGE

Au cours de la période couverte par l'étude, soit de 1987 à 1993, de nombreuses mesures de réinsertion en emploi étaient proposées aux prestataires de l'assurance chômage. Les mesures ont été regroupées sous le programme « Amélioration de l'employabilité » en 1991 dans le but d'offrir un choix souple de services visant à améliorer l'insertion des prestataires qui éprouvent des difficultés à trouver et à conserver un emploi. Le programme fournit aux prestataires des services de conseil (« *counselling* »), de la formation et de l'expérience de travail, de l'aide à la mobilité et des services connexes ainsi qu'un soutien du revenu.

Les trois principales composantes du programme *Amélioration de l'employabilité* sont :

1 - Perspectives d'emploi

Les fonds de la composante « Perspectives d'emploi » servent à rembourser les salaires versés par les employeurs qui assurent aux participants une formation en cours d'emploi et une expérience de travail. La participation à cette composante dure en moyenne 24 semaines.

2 - Formation fournie dans le cadre de projets

La composante « Formation fournie dans le cadre de projets » permet d'offrir aux participants une formation

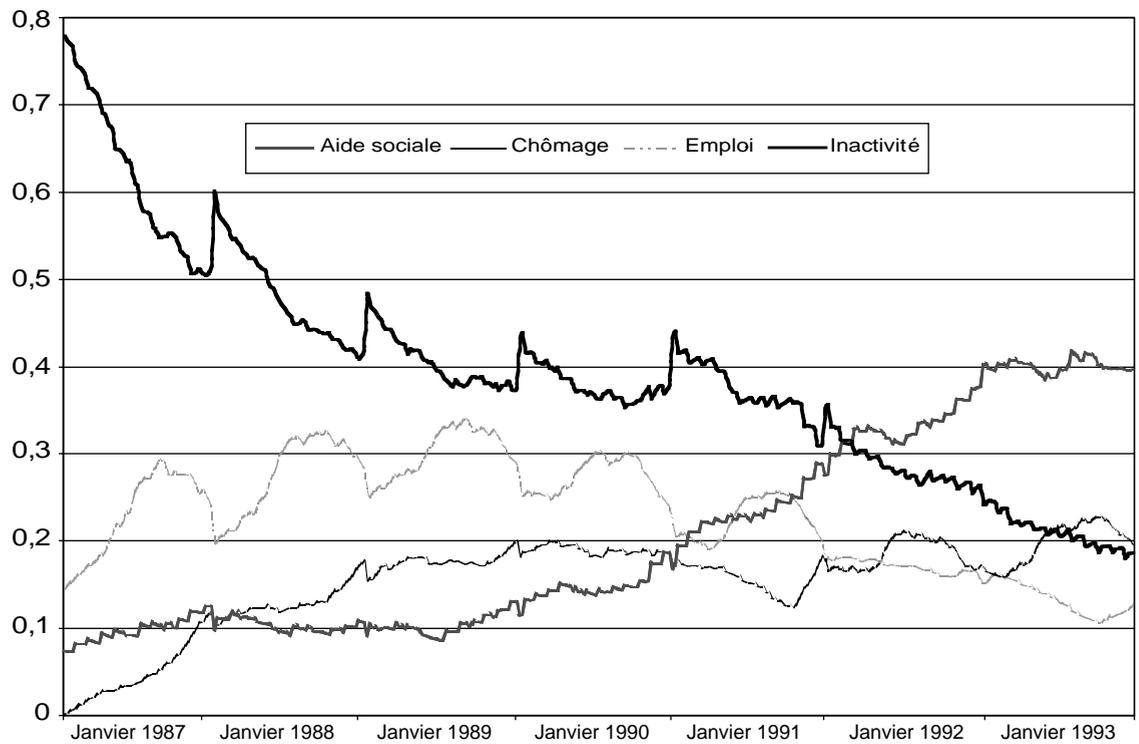
en classe intégrée et de la formation en cours d'emploi. Les contrats sont conclus avec des coordonnateurs de projets qui organisent des activités d'emploi pertinentes, par exemple la formation professionnelle et la recherche d'emploi. Les participants peuvent recevoir des prestations d'assurance chômage ou une allocation de formation. La participation à cette composante dure en moyenne 24 semaines.

3 - Achat de formation

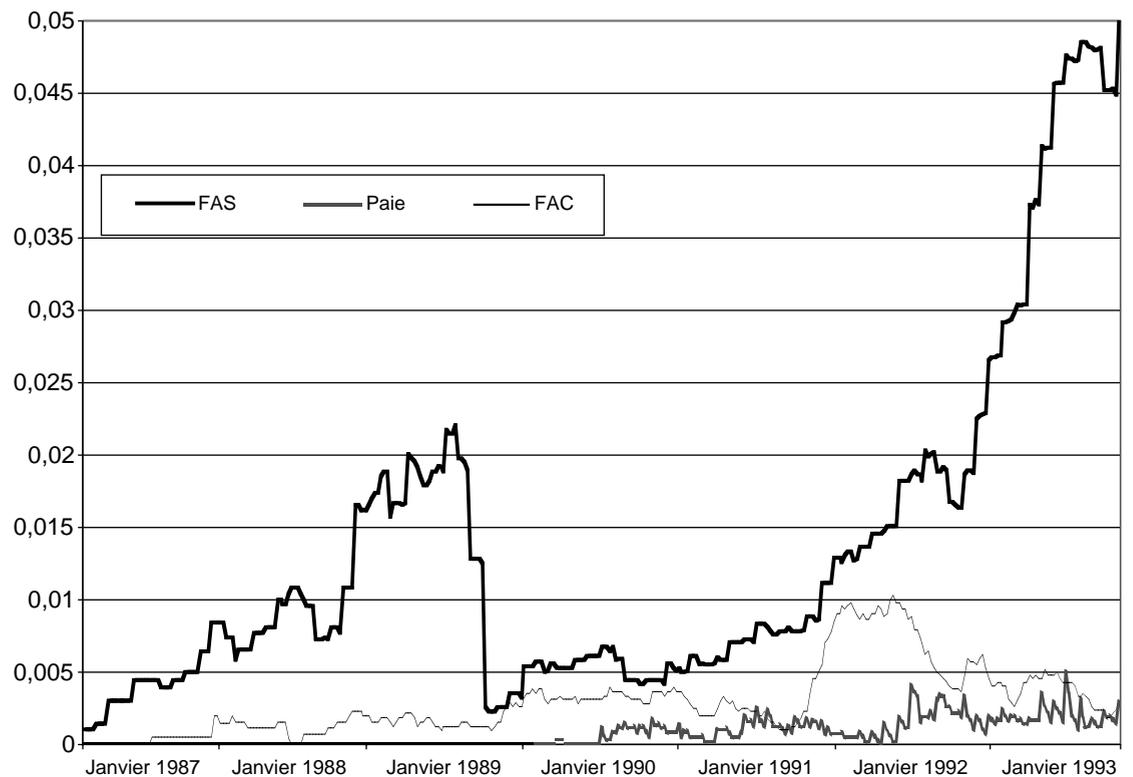
La composante « Achat de formation » offre aux prestataires la possibilité d'acquérir de nouvelles aptitudes professionnelles, principalement en salle de classe. Certains prestataires reçoivent aussi une formation en milieu de travail de concert avec la formation en salle de classe. Le gouvernement canadien ne conçoit pas ou ne fournit pas de formation en établissement. Les possibilités d'accès à la formation qui sont offertes aux prestataires sont achetées directement auprès du secteur public ou privé. La formation admissible doit répondre aux besoins du marché du travail local et convenir aux intérêts et aux aptitudes du prestataire. Les participants peuvent toucher des prestations d'assurance chômage ou une allocation de formation. La participation à cette composante dure en moyenne 15 semaines.

Graphique
Distribution de l'échantillon

A - Entre les états sur le marché du travail



B - Entre les programmes d'insertion



Lecture : FAC : formation assurance chômage ; FAS : formation aide sociale ; PAIE : programme d'aide à l'intégration en emploi.
Sources : Ministère de la solidarité sociale, développement des ressources humaines Canada et calculs des auteurs.

Encadré 4

MODÉLISATION DES TRANSITIONS SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL

La trajectoire d'un individu peut être représentée par une séquence de n épisodes dans l'un des $K (= 7)$ états du marché du travail. Soit x_t l'état occupé par l'individu à l'instant t . La séquence commence à l'instant $\tau_0 = 0$ lorsque l'individu a 16 ans et se termine à la date τ_e ($\tau_e =$ décembre 1993). Considérons un exemple de trajectoire individuelle comprenant trois épisodes dans trois états du marché du travail (cf. graphique). Initialement, l'individu est inactif. Il occupe un emploi à partir de la date τ_1 qu'il quitte à la date τ_2 pour se retrouver en chômage. À la date τ_e il se trouve encore dans l'état de chômage.

Un épisode sur le marché du travail représente une période de temps délimitée par deux transitions successives. Pendant un épisode donné, l'individu ne peut occuper qu'un seul état sur le marché du travail. Soit τ_l la date de sortie de l'épisode l ($1 \leq l \leq n$). La date τ_l est aussi la date d'entrée dans l'épisode $l + 1$. Soit u_l la durée de l'épisode l ($u_l = \tau_l - \tau_{l-1}$). Soit r une trajectoire individuelle sur le marché du travail des dates 0 à τ_e :

$$r = ((\tau_0, x_{\tau_0}), (u_1, x_{\tau_1}), \dots, (u_{n-1}, x_{\tau_{n-1}}), (u_n, 0)),$$

où $u_l = \tau_e - \tau_{n-l}$ est la durée du dernier épisode. Le dernier épisode est censuré à droite parce que à la fois τ_n et x_{τ_n} ne sont pas observés. Au cours du dernier épisode l'individu séjourne au moins $\tau_e - \tau_{n-l}$ unités de temps dans l'état $x_{\tau_{n-l}}$. Comme x_{τ_n} n'est pas observable, on pose, par convention, $x_{\tau_n} = 0$.

La trajectoire individuelle sur le marché du travail peut être réécrite de façon plus compacte :

$$r = (y_0, y_1, \dots, y_n) \text{ , où}$$

$$y_l = \begin{cases} (\tau_0, x_{\tau_0}), & \text{si } l = 0, \\ (u_l, x_{\tau_l}), & \text{si } 1 \leq l \leq n-1, \\ (u_n, 0), & \text{si } l = n. \end{cases}$$

L'état initialement occupé sur le marché du travail, x_0 , est le même pour tous les individus. Les individus composant l'échantillon se trouvent tous initialement en inactivité pour des raisons légales. Par conséquent, il n'est pas nécessaire de modéliser l'état initial dans lequel les individus séjournent.

Chaque individu contribue à la fonction de vraisemblance par une réalisation $r = (y_0, \dots, y_n)$. Cette contribution individuelle peut être écrite conditionnellement au vecteur de variables explicatives z et à un vecteur de variables non observables v .

Soit $l_v(\theta)$ la contribution conditionnelle de la séquence r . On a :

$$l_v(\theta) = \prod_{j=1}^n f(y_j | y_0, \dots, y_{j-1}; z; v; \theta)$$

où $f(y_j | y_0, \dots, y_{j-1}; z; v; \theta)$ est la densité conditionnelle de y_j sachant y_0, \dots, y_{j-1}, z et v et $\theta \in \Theta \subset \mathfrak{R}^p$ est un vecteur de paramètres.

Les variables non observables sont indépendantes, identiquement distribuées et indépendantes des variables explicatives observables z . Lorsque l'hétérogénéité non observable ne peut prendre qu'un nombre fini des valeurs v_1, \dots, v_J , la contribution non conditionnelle de la trajectoire r à la fonction de vraisemblance s'écrit :

$$l(\theta) = \sum_{j=1}^J \prod_{l=1}^n f(y_l | y_0, \dots, y_{l-1}; z; v_j; \theta) \pi_j \tag{1}$$

où π_j est la probabilité que le terme d'hétérogénéité non observable prenne la valeur v_j ($0 \leq \pi_j \leq 1, \sum_{j=1}^J \pi_j = 1$).

Si v est une variable continue, alors :

$$l(\theta) = \int_V \prod_{l=1}^n f(y_l | y_0, \dots, y_{l-1}; z; v; \theta) g(v; \gamma) dv \tag{2}$$



Encadré 4 (suite)

où $g(v;\gamma)$ est une fonction de densité de probabilité, V est le support de v et γ est un paramètre. Les aspects relatifs à l'estimation des paramètres de ces modèles sont présentés dans l'encadré 5.

On considère la distribution conditionnelle de $(u_j, x_{j,l})$, où u_j est la durée de l'épisode l qui correspond à un séjour dans l'état $x_{j,l}$. Soit $u_{j,k}$ le temps qu'il faut attendre pour que l'individu quitte l'état $x_{j,l}$ pour entrer dans l'état k . À la fin de l'épisode l l'individu va entrer dans l'état correspondant à la plus petite des valeurs $u_{j,k}^*$ ($k = 1, \dots, K$). Sous l'hypothèse que ces K variables latentes sont indépendantes, la durée de l'épisode l est donnée par :

$$u_j = \inf_{k'} u_{j,k'}^* .$$

$f_j(u|y_0, \dots, y_{l-1}; z; v; \theta)$ est la densité de la durée latente $u_{j,k}^*$, sachant l'histoire du processus jusqu'à la date $\tau_{j,l}$, v et les variables explicatives z . Soit :

$S_j(u|y_0, \dots, y_{l-1}; z; v; \theta)$ la fonction de survie correspondante. On a :

$$S_j(u|y_0, \dots, y_{l-1}; z; v; \theta) = \int_u^{+\infty} f_j(s|y_0, \dots, y_{l-1}; z; v; \theta) ds$$

La contribution conditionnelle d'une réalisation individuelle à la fonction de vraisemblance est donnée par l'expression :

$$l_v(\theta) = \prod_{j=1}^n \prod_{k=1}^K h_k(u_j|y_0, \dots, y_{l-1}; z; v; \theta)^{\delta_{j,k}} S_k(u_j|y_0, \dots, y_{l-1}; z; v; \theta)$$

où $\delta_{j,k}$ est égal à 1 lorsque l'individu j entre dans l'état k à la fin de l'épisode l et est égal à zéro sinon :

$$\delta_{j,k} = \begin{cases} 1, & \text{si } x_{\tau_{j,l}} = k, \\ 0, & \text{sinon,} \end{cases}$$

$$l = 1, \dots, n.$$

Considérons un individu qui occupe l'état j au cours de l'épisode l (c'est-à-dire que $x_{\tau_{j,l}} = j$). Soit $\psi_{j,k}$ le terme d'hétérogénéité non observable pour la destination k , sachant que l'individu occupe l'état j . On a envisagé deux possibilités :

$$\psi_{j,k} = \begin{cases} \omega_k & \text{si le modèle comprend deux facteurs de charge,} \\ \omega_{j,k} & \text{si le modèle comprend trois facteurs de charge.} \end{cases}$$

La fonction de hasard conditionnelle de la transition (j,k) est donnée par l'expression :

$h_{j,k}(u|y_0, \dots, y_{l-1}; z; v; \theta) = h_{j,k}^0(u; \theta) \varphi_j(\theta) \psi_{j,k}$, où $\varphi_j(\theta) = \varphi(y_0, \dots, y_{l-1}; z; \theta)$ est une fonction positive des variables explicatives z et de la réalisation individuelle r . $h_{j,k}^0(u; \theta)$ est la fonction de hasard de base pour la transition de l'état j vers l'état k et $\psi_{j,k} > 0$.

On a considéré trois spécifications alternatives pour les fonctions de hasard de base. Pour chaque transition, le choix d'une spécification particulière est basé sur des hasards lissés par la méthode du noyau (Fortin, Fougère et Lacroix, 1999a) :

- *La distribution Log-logistique :*

La fonction de hasard de base peut s'écrire :

$$h_{j,k}^0(u; \theta) = \frac{\beta_{j,k} \alpha_{j,k} u^{\alpha_{j,k}-1}}{(1 + \beta_{j,k} u^{\alpha_{j,k}})}, \quad \text{où } \alpha_{j,k}, \beta_{j,k} \in \mathfrak{R}^+.$$

Si $\alpha_{j,k} > 1$, alors la fonction de hasard est croissante puis décroissante en u . Si $\alpha_{j,k} \leq 1$, alors la fonction de hasard est décroissante.

- *Modèle à hasard constant par morceaux :*

L'expression de la fonction de hasard de base est :

$$h_{j,k}^0(u; \theta) = \alpha_{j,k} \mathbf{1}\left[u < u_1^0\right] + \beta_{j,k} \mathbf{1}\left[u_1^0 \leq u < u_2^0\right] + \gamma_{j,k} \mathbf{1}\left[u_2^0 \leq u\right],$$

où $\alpha_{j,k}, \beta_{j,k}, \gamma_{j,k} \in \mathfrak{R}^+$. u_1^0, u_2^0 sont fixés.



tions d'assurance chômage, auquel cas ils seront automatiquement rangés comme inactifs.

La proportion d'individus participant à des mesures d'insertion en emploi fluctue considérablement au cours du temps (cf. graphique B). De nouvelles mesures destinées aux prestataires de l'aide sociale ont été introduites en 1989. La plupart d'entre elles avaient pour objectif de soutenir la recherche d'emploi et étaient d'une durée relativement courte. La hausse des taux de participation à ces dispositifs en 1989 correspond à l'implantation de ces nouvelles mesures. La baisse importante qui survient vers la fin de 1989 est vraisemblablement liée à la réallocation des ressources budgétaires pour faire face aux nouvelles entrées massives à l'aide sociale occasionnées par la récession économique. La proportion de participants demeure constante jusque vers la fin de 1991, après quoi elle augmente systématiquement jusqu'à la fin de 1993. Enfin, la proportion de participants aux mesures de réinsertion destinées aux prestataires de l'assurance chômage est constante au cours de la période 1987-1993, à l'exception de 1992.

Le taux de participation à l'ensemble des mesures d'insertion ne dépasse jamais 5 %. De si faibles taux de participation n'indiquent pas que les mesures sont inefficaces ou peu attrayantes. L'accès aux mesures est souvent limité par des contraintes budgétaires serrées. En revanche, le manque de ressources conduit nécessairement au problème de sélection des participants. Pour l'économètre, la participation à une mesure d'insertion résulte de deux décisions distinctes mais non identifiables. Il s'agit, d'une part, de la décision du prestataire d'entreprendre les démarches nécessaires à

l'intégration dans une mesure quelconque. Il s'agit, d'autre part, de la décision du gestionnaire des programmes de formation d'agrément ou non à la demande du prestataire. Il est probable que les deux niveaux de décision soient affectés par des caractéristiques des participants qui sont non observables pour l'économètre. Le cas échéant, il faut faire appel à des méthodes d'estimation qui permettent d'en tenir compte (cf. encadrés 4 et 5).

Une fonction de hasard de base spécifiée pour chaque transition

L'estimation des modèles est relativement coûteuse en temps de calcul. Aussi, certaines précisions doivent être apportées avant de discuter des résultats.

Comme on l'a déjà mentionné, il est nécessaire de spécifier une fonction de hasard de base pour chacune des transitions modélisées. Lors du choix d'une forme fonctionnelle particulière, un certain nombre de propriétés doivent être recherchées. En premier lieu, la forme fonctionnelle devrait permettre à la fonction de hasard de rendre compte de phénomènes de dépendance de la durée positive ou négative. Deuxièmement, la forme fonctionnelle retenue devrait suivre aussi précisément que possible celle de la distribution des durées observées. Finalement, ces formes fonctionnelles devraient comporter le plus petit nombre de paramètres possible.

Les données disponibles pour cette étude ont été analysées dans Fortin *et al.* (1999a) à l'aide de fonctions de hasard lissées par la méthode du noyau. Les fonctions de hasard de base ont été choisies en faisant référence à cette

Encadré 4 (fin)

- *Modèle Weibull :*

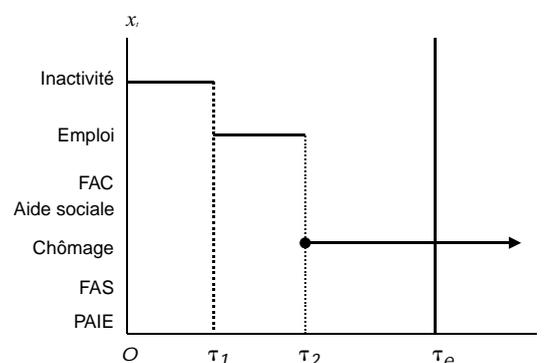
La fonction de hasard de base est :

$$h_{j,k}^0(u; \theta) = \alpha_{j,k} \beta_{j,k} u^{\alpha_{j,k}-1},$$

$\alpha_{j,k}, \beta_{j,k} \in \mathfrak{R}^+$. Si $\alpha_{j,k} > 1$ alors la fonction de hasard est croissante par rapport à u .

Si $\alpha_{j,k} < 1$ la fonction de hasard est décroissante par rapport à u , et si $\alpha_{j,k} = 1$ la fonction est constante.

Exemple de trajectoire sur le marché du travail



analyse. Les formes fonctionnelles utilisées pour les 24 transitions considérées dans le modèle figurent dans le tableau 3. La fonction log-logistique ainsi que celle constante par morceaux permettent toutes deux d'avoir des hasards non monotones. Pour plusieurs transitions, les fonctions de hasard empiriques croissent initialement sur une courte période pour ensuite comporter une période prolongée de dépendance de la durée négative. La fonction log-logistique est plus appropriée dans ces derniers cas. Lorsque la fonction de hasard empirique est relativement plate, il est préférable d'utiliser un modèle exponentiel. D'autres formes non monotones sont mieux représentées par une fonction de hasard constante par morceaux. Les fonctions de hasard empiriques monotones croissantes ou décroissantes peuvent être représentées de façon satisfaisante par une distribution de type Weibull.

La plupart des études portant sur les transitions sur le marché du travail incluent un certain nombre de variables exogènes spécifiques aux individus ainsi que des variables macro-économiques pour capter l'état du cycle. Il est donc usuel d'inclure des variables telles l'âge, le sexe et le niveau de scolarité afin de saisir les différences de comportement entre les groupes étudiés. On a ici tenté de limiter le nombre de variables exogènes autant que possible. Étant donné le nombre élevé de transitions considérées dans cette analyse, envisager d'inclure, par exemple, dix variables explicatives conduirait à sur-paramé-

trer la fonction de vraisemblance et rendrait l'estimation impossible en pratique.

Une stratégie empirique alternative consiste à réduire l'échantillon à un groupe relativement homogène d'individus quant à leurs caractéristiques observables. On a choisi de se concentrer sur les hommes jeunes et peu scolarisés pour deux raisons :

- ils ont connu une insertion difficile sur le marché du travail au cours de la dernière décennie (Beaudry et Green, 1997) ;
- en conséquence de leurs difficultés d'insertion sur le marché du travail, certains sont devenus des prestataires de l'aide sociale et ont été tout particulièrement ciblés par les programmes d'insertion.

Cependant, un échantillon relativement homogène d'individus en ce qui a trait à l'âge et au niveau de scolarité n'empêche pas de tenir compte de ces variables explicitement. Cette stratification permet d'obtenir une plus faible variance quant à l'âge des individus (cf. tableau 1) au début de la période d'observation. Au fur et à mesure que les individus faisant partie de l'échantillon initial vieillissent, de nouveaux individus âgés de 18-19 ans entrent dans l'échantillon, augmentant ainsi la variance quant à l'âge. Par ailleurs, l'échantillon a été choisi de façon à ce que le niveau de scolarité n'excède pas dix années. Par conséquent, la variance selon le niveau d'éducation demeure relativement constante au cours de la période étudiée.

Tableau 3
Formes fonctionnelles des hasards de base

Destination \ Origine	Aide sociale	FAS	PAIE	Chômage	FAC	Emploi	Inactivité
Aide sociale		Exp (1)	Exp (1)	Exp (1)		Exp (3)	Exp (1)
FAS	Log-logistique					Log-logistique	Log-logistique
PAIE						Exp (1)	
Chômage	Exp (2)			Exp (2)	Exp (1)	Exp (2)	Exp (2)
FAC				Exp (1)			
Emploi	Log-logistique	Weibull		Log-logistique		Log-logistique	Log-logistique
Inactivité	Exp (2)	Exp (2)		Exp (2)		Exp (2)	

Lecture : « Exp » correspond à un hasard de base constant par morceaux. Les chiffres entre parenthèses indiquent le nombre de morceaux utilisés. FAC : formation assurance chômage ; FAS : formation aide sociale ; PAIE : programme d'aide à l'intégration en emploi.

Source : les auteurs.

Encadré 5

ESTIMATION

On considère trois spécifications alternatives pour la distribution de l'hétérogénéité non observable.

Deux facteurs de charge et une distribution discrète

La fonction de vraisemblance est égale à :

$$\log(L(\theta)) = \sum_{i=1}^N \log(l_i(\theta)), \quad [3]$$

où $l_i(\theta)$ est obtenue en remplaçant la réalisation individuelle par $r_i = (y_{0,i}, \dots, y_{n_i,i})$ et le vecteur de variables explicatives par z_i dans l'équation [1] de l'encadré 4. N représente la taille de l'échantillon. Dans l'équation [1], la probabilité π_j est fixée à :

$$\pi_j = \begin{cases} p^2 & si \quad j = 1, \\ p(1-p) & si \quad j = 2,3, \\ (1-p)^2 & si \quad j = 4, \end{cases}$$

où $p \in [0;1]$ est un paramètre. La log vraisemblance est alors maximisée par rapport au vecteur θ de paramètres ($\theta \in \Theta$).

Deux facteurs de charge et une distribution continue

Le modèle incorpore deux termes d'hétérogénéité non observables v_1 et v_2 ($v_j > 0, j = 1,2$). On fait l'hypothèse que ces termes sont indépendants et identiquement distribués. Soit $q(v; \gamma)$, la fonction de densité de probabilité de v_j , $j = 1,2$. La contribution d'une réalisation individuelle à la fonction de vraisemblance est donnée par l'équation [2] de l'encadré 4, où :

$$v = (v_1, v_2); V = \mathbb{R}^{+2} \text{ et } g(v; \gamma) = q(v_1; \gamma) q(v_2; \gamma).$$

La log vraisemblance est donnée par l'équation [3], où $l_i(\theta)$ est la contribution à la vraisemblance de la réalisation r_i . Dans ce qui suit, θ inclut γ , le paramètre de la densité $q(\cdot)$. Comme l'intégrale dans la fonction $\hat{l}(\theta)$ ne peut pas généralement être calculée analytiquement, on va la simuler. Soit $\hat{l}(\theta)$ l'estimateur de la contribution individuelle à la fonction de vraisemblance. On supposera que :

$$\hat{l}(\theta) = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \prod_{l=1}^n f(y_l | y_0, \dots, y_{l-1}; z; v_h; \theta),$$

où $v_h = (v_{1,h}, v_{2,h})$. $v_{1,h}$ et $v_{2,h}$ sont tirés indépendamment selon la densité $q(v; \gamma)$.

Les tirages $v_{j,h}$ ($j = 1,2, h = 1, \dots, H$) sont supposés être spécifiques à l'individu. Une estimation des paramètres du modèle peut être obtenue en maximisant la log-vraisemblance simulée :

$$\log(L(\theta)) = \sum_{i=1}^N \log(\hat{l}_i(\theta)),$$

où $\hat{l}_i(\theta)$ est la contribution simulée de la réalisation individuelle r_i à la fonction de vraisemblance.

La maximisation de la vraisemblance simulée permet d'obtenir un estimateur convergent et efficace si $\frac{\sqrt{N}}{H} \rightarrow 0$

lorsque $H \rightarrow +\infty$ et $N \rightarrow +\infty$ (cf. Gouriéroux et Monfort, 1991 et 1996). Sous ces conditions, cet estimateur a la même distribution asymptotique que l'estimateur du maximum de vraisemblance. En s'appuyant sur les travaux de Laroque et Salanié (1993) et Kamionka (1998) on a utilisé $H = 20$ tirages lorsque on a estimé les modèles. Lorsque seulement 10 tirages ont été réalisés, on a obtenu des estimations proches.



Les estimations tiennent explicitement compte de l'âge. Gritz (1993) a trouvé que le niveau de scolarité et l'âge ont un faible impact sur les transitions qu'il considérait dans son étude. Les variables exogènes suivantes sont incluses dans le modèle étudié ici, en plus de l'âge : le salaire minimum, le taux de chômage, les prestations d'aide sociale et des variables dichotomiques indiquant la participation ou non à des programmes de formation à l'aide sociale ou à l'assurance chômage. Le salaire minimum et les prestations d'aide sociale sont calculés mensuellement et déflatés à l'aide de l'indice des prix à la consommation (IPC). Le taux de chômage mensuel est calculé pour les hommes âgés de 25-64 ans demeurant au Québec. Toutes les variables sont calculées au début de chaque épisode et sont supposées constantes tout au long des épisodes individuels.

Le tableau 4 présente les valeurs des paramètres estimés pour un modèle à trois facteurs de charge sur la base de la distribution Weibull pour les variables d'hétérogénéité non observables (13). Les valeurs des paramètres autres que celui associé à la constante des modèles semi-paramétriques et du modèle à deux facteurs de charge (Weibull) sont pratiquement identiques à ceux présentés au tableau 4 et ne sont pas rapportés ici par souci de concision.

Chaque sous-tableau du tableau 4 contient les paramètres estimés pour les taux de sortie d'un état donné. Les paramètres estimés pour les hasards de base sont présentés en premier, suivis de ceux relatifs à l'âge et aux paramètres de politiques économiques. Enfin, sont présentés les paramètres des variables associées à la trajectoire passée de l'individu sur le marché du travail. La variable FAS_t est une variable indicatrice dichotomique qui est égale à 1 lorsque l'individu a connu un épisode de for-

mation à l'aide sociale ou lorsqu'il a participé au programme PAIE avant l'épisode en cours, et égale à 0 sinon. La variable FAS_t est une variable dichotomique qui est égale à 1 si l'épisode précédant immédiatement l'épisode en cours était un épisode de formation à l'aide sociale ou encore un passage par un programme PAIE, et égale à 0 sinon.

Les variables FAC_t et FAC_2 sont définies de façon similaire mais portent sur les épisodes de formation à l'assurance chômage. L'inclusion des variables FAS_1 ou FAC_1 uniquement, suppose que l'impact des programmes d'insertion ne s'estompe pas avec le temps et qu'il n'augmente pas avec une participation répétée à ces programmes. L'inclusion des variables FAS_1 et FAS_2 ou FAC_1 et FAC_2 simultanément, permet de déterminer si les épisodes de formation récents ont un impact plus important que les épisodes de formation précédents sur l'épisode en cours. Les variables de formation passée et récente sont incluses à chaque fois que cela est possible.

Une hausse du salaire minimum n'agit pas sur les transitions vers l'emploi

Les sorties de l'aide sociale (cf. tableau 4-A) vers cinq états différents sont permises dans le

13. Le modèle a également été estimé en utilisant les distributions normales, student, Kni-deux et log-normale. Les résultats basés sur ces spécifications ne sont pas rapportés ici par souci de concision, mais sont disponibles sur demande. La spécification basée sur la distribution Weibull a été préférée aux autres pour deux raisons. Tout d'abord, les paramètres estimés à l'aide de la distribution Weibull sont très semblables à ceux obtenus sur la base d'une distribution discrète utilisant un nombre fini de points de masse. Ces distributions discrètes ne sont pas très sensibles aux erreurs de spécification quant à la distribution des composantes d'hétérogénéité (Heckman et Singer, 1984). Deuxièmement, comme dans Heckman et Singer (1984), la valeur de la fonction de vraisemblance basée sur la distribution Weibull est plus élevée que celle basée sur les autres distributions.

Encadré 5 (suite)

Trois facteurs de charge avec une distribution continue

Dans le modèle à trois facteurs de charge, la contribution conditionnelle doit être intégrée par rapport à la densité de trois variables d'hétérogénéité non observables et indépendantes. Soit $\hat{l}(\theta)$ l'estimateur de la contribution individuelle à la fonction de vraisemblance. On pose :

$$\hat{l}(\theta) = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H \prod_{l=1}^n f(y_l | y_0, \dots, y_{l-1}; z; v_h; \theta),$$

où $v_h = (v_{1,h}, v_{2,h}, v_{3,h})$. $v_{1,h}$, $v_{2,h}$ et $v_{3,h}$ sont tirées indépendamment selon la densité $q(v; \gamma)$. Ici encore, l'estimateur du maximum de vraisemblance simulée est convergent sous les mêmes conditions.

Tableau 4
Paramètres estimés (trois facteurs de charge - distribution Weibull)

A - Sorties de l'aide sociale

	État de destination						
	Aide sociale	FAS	PAIE	Chômage	FAC	Emploi	Inactivité
Hasard de base		- 14,863 (0,487)	- 12,632 (2,188)	- 18,401 (2,124)		- 3,383 (0,370) - 3,754 (0,373) - 4,437 (0,375)	- 6,563 (0,443)
Âge		- 0,203 (0,162)	- 0,376 (0,589)	0,613 (0,657)		0,597 (0,156)	1,043 (0,183)
Salaire minimum		21,861 (1,182)	16,971 (5,310)	21,284 (4,923)		- 1,339 (0,980)	- 2,255 (1,143)
Taux de chômage		- 0,281 (0,288)	- 1,993 (0,970)	- 1,132 (0,977)		- 0,182 (0,207)	0,404 (0,245)
Prestations aide sociale		- 1,878 (0,361)	0,415 (1,111)	0,205 (1,081)		- 1,438 (0,249)	- 0,791 (0,264)
FAS ₁		0,228 (0,139)	0,515 (0,348)	0,168 (0,417)		- 0,123 (0,117)	- 0,326 (0,173)
FAS ₂		0,680 (0,142)	- 0,177 (0,459)	- 2,020 (1,216)		- 0,421 (0,165)	- 0,119 (0,255)
FAC ₁		0,227 (0,243)	0,101 (0,751)	0,609 (0,740)		0,232 (0,200)	0,562 (0,234)
FAC ₂							

B - Sorties de chômage

	État de destination						
	Aide sociale	FAS	PAIE	Chômage	FAC	Emploi	Inactivité
Hasard de base	- 7,659 (1,014) - 4,468 (0,988)			- 8,656 (0,988) - 4,156 (0,973)	- 14,295 (1,832)	- 3,440 (0,440) - 1,241 (0,445)	- 5,536 (0,482) - 2,525 (0,482)
Âge	- 0,682 (0,358)			0,317 (0,407)	- 0,597 (0,614)	0,472 (0,191)	- 0,297 (0,187)
Salaire minimum	- 0,245 (2,632)			- 0,376 (2,791)	16,074 (4,458)	- 2,563 (1,429)	1,813 (1,447)
Taux de chômage	1,556 (0,534)			1,014 (0,564)	- 0,063 (0,973)	- 0,440 (0,279)	- 0,182 (0,270)
Prestations aide sociale	1,715 (0,465)			- 1,200 (0,592)	0,073 (1,142)	- 0,536 (0,264)	- 0,272 (0,340)
FAS ₁	0,556 (0,273)			0,330 (0,345)	- 0,337 (0,474)	- 0,329 (0,184)	- 0,107 (0,184)
FAS ₂							
FAC ₁	- 0,091 (0,514)			0,293 (0,509)	- 0,126 (0,537)	0,150 (0,266)	0,060 (0,262)
FAC ₂	2,261 (0,593)			1,406 (0,631)		0,727 (0,372)	1,401 (0,345)

Tableau 4 (suite)

C - Sorties de l'emploi

	État de destination						
	Aide sociale	FAS	PAIE	Chômage	FAC	Emploi	Inactivité
Hasard de base	- 4,891 <i>(0,376)</i>	- 24,613 <i>(1,710)</i>		- 6,445 <i>(0,091)</i>		- 4,744 <i>(0,197)</i>	- 6,332 <i>(0,202)</i>
	1,310 <i>(0,093)</i>	- 0,032 <i>(0,096)</i>		0,652 <i>(0,023)</i>		1,162 <i>(0,055)</i>	1,636 <i>(0,037)</i>
Âge	- 0,485 <i>(0,177)</i>	0,715 <i>(0,345)</i>		0,692 <i>(0,111)</i>		- 0,038 <i>(0,125)</i>	- 1,369 <i>(0,078)</i>
Salaire minimum	- 8,842 <i>(0,972)</i>	35,002 <i>(3,316)</i>		- 0,583 <i>(0,625)</i>		- 2,145 <i>(0,720)</i>	1,317 <i>(0,450)</i>
Taux de chômage	0,966 <i>(0,264)</i>	- 2,229 <i>(0,658)</i>		- 0,865 <i>(0,174)</i>		- 0,993 <i>(0,205)</i>	- 0,851 <i>(0,130)</i>
Prestations aide sociale	1,722 <i>(0,221)</i>	- 1,619 <i>(0,776)</i>		- 0,041 <i>(0,148)</i>		- 0,217 <i>(0,170)</i>	0,319 <i>(0,105)</i>
FAS ₁	1,326 <i>(0,121)</i>	1,311 <i>(0,223)</i>		0,104 <i>(0,120)</i>		- 0,273 <i>(0,154)</i>	- 0,081 <i>(0,104)</i>
FAS ₂	- 0,914 <i>(0,190)</i>	0,587 <i>(0,215)</i>		- 0,098 <i>(0,158)</i>		- 0,126 <i>(0,218)</i>	- 0,688 <i>(0,157)</i>
FAC ₁	0,143 <i>(0,259)</i>	- 1,070 <i>(0,642)</i>		- 0,117 <i>(0,151)</i>		0,004 <i>(0,183)</i>	- 0,341 <i>(0,180)</i>
FAC ₂				1,580 <i>(0,339)</i>		- 0,648 <i>(1,190)</i>	- 1,222 <i>(1,326)</i>

D - Sorties de l'inactivité

	État de destination						
	Aide sociale	FAS	PAIE	Chômage	FAC	Emploi	Inactivité
Hasard de base	- 7,227 <i>(0,265)</i>	- 9,808 <i>(0,533)</i>		- 0,815 <i>(0,224)</i>		- 0,815 <i>(0,224)</i>	
	- 8,063 <i>(0,259)</i>	- 10,690 <i>(0,532)</i>		- 1,139 <i>(0,223)</i>		- 1,139 <i>(0,223)</i>	
Âge	- 0,274 <i>(0,124)</i>	- 0,061 <i>(0,331)</i>		1,035 <i>(0,275)</i>		- 0,242 <i>(0,103)</i>	
Salaire minimum	- 0,510 <i>(0,126)</i>	9,572 <i>(2,086)</i>		- 2,582 <i>(0,332)</i>		- 2,946 <i>(0,108)</i>	
Taux de chômage	9,031 <i>(0,675)</i>	- 1,347 <i>(0,576)</i>		12,763 <i>(1,615)</i>		3,357 <i>(0,638)</i>	
Prestations aide sociale	0,325 <i>(0,185)</i>	- 0,173 <i>(0,991)</i>		- 1,436 <i>(0,360)</i>		- 0,489 <i>(0,144)</i>	
FAS ₁	0,075 <i>(0,097)</i>	1,673 <i>(0,214)</i>		- 1,404 <i>(0,386)</i>		- 0,112 <i>(0,122)</i>	
FAS ₂	- 1,537 <i>(0,222)</i>	0,458 <i>(0,233)</i>		- 0,240 <i>(0,553)</i>		- 0,728 <i>(0,218)</i>	
FAC ₁	0,032 <i>(0,158)</i>	0,533 <i>(0,419)</i>		- 0,722 <i>(0,556)</i>		0,151 <i>(0,162)</i>	
FAC ₂							

Lecture : les écarts-types sont en italique et entre parenthèses. FAC : formation assurance chômage ; FAS : formation aide sociale ; PAIE : programme d'aide à l'intégration en emploi. Voir le texte pour la définition de FAS₁, FAS₂, FAC₁, et FAC₂.

Source : calculs des auteurs.

cadre du modèle. Les paramètres reliés à l'âge indiquent qu'au fur et à mesure que les individus vieillissent, ils sont plus susceptibles de trouver un emploi ou de devenir inactifs en sortant de l'aide sociale. Ce dernier cas peut indiquer que ces individus sont plus enclins à poursuivre leurs études (il s'agit de personnes ayant au plus 26 ans). Une hausse du salaire minimum augmente, quant à elle, les transitions vers la formation à l'aide sociale, vers PAIE ainsi que vers le chômage, mais n'a pas d'impact sur les transitions vers l'emploi. Ce résultat est cohérent avec ceux trouvés dans un article récent de Fortin et Lacroix (2001). Dans cette étude, les auteurs ont trouvé, en utilisant un échantillon similaire, qu'une hausse du salaire minimum entraînait une augmentation des sorties de l'aide sociale. Puisque l'état de destination n'était pas connu, ce résultat fut interprété comme une indication que les firmes n'étaient pas contraintes par le salaire minimum. Ainsi, une hausse de celui-ci fut plutôt interprétée comme une incitation à quitter l'aide sociale pour intégrer le marché du travail. Les résultats rapportés ici fournissent une explication tout à fait différente. En effet, il semble qu'une hausse du salaire minimum incite les prestataires de l'aide sociale à entrer en formation à l'aide sociale mais ne se traduit pas par davantage de transitions vers l'emploi.

Une hausse du taux de chômage se traduit quant à elle par un taux de transition plus faible vers le dispositif PAIE. Ce résultat est cohérent avec le fait que les prestataires de l'aide sociale peuvent être moins incités à entrer dans ce type de dispositif quand les perspectives d'emploi sont mauvaises ; ou encore que les firmes peuvent être moins disposées à embaucher des individus faisant partie du programme PAIE lorsque le taux de chômage augmente.

Comme on pouvait s'y attendre, une hausse des prestations d'aide sociale diminue les taux de sortie de l'aide sociale. Ce résultat est statistiquement significatif pour les transitions vers la formation, l'emploi et l'inactivité. Un résultat similaire est rapporté par Fortin et Lacroix (2001).

La participation passée à la formation à l'aide sociale n'est généralement pas bénéfique aux hommes de l'échantillon. Elle est associée à des taux de transition plus élevés vers une formation à l'aide sociale et des taux moins élevés vers l'emploi et l'inactivité. L'impact, en

ce qui concerne une transition vers l'emploi, est plus important pour la participation récente à ce type de formation, ce qui suggère que cette participation peut être perçue de façon négative par des employeurs potentiels. Par ailleurs, la participation passée à la formation à l'assurance chômage a peu d'impact sur les sorties de l'aide sociale.

Les transitions vers l'emploi sont sensibles aux paramètres économiques

La plupart des paramètres estimés concernant les transitions en sortie du chômage, qui sont statistiquement significatifs, ont le signe attendu *a priori* (cf. tableau 4-B). Par exemple, lorsque les individus vieillissent, ils quittent plus fréquemment le chômage pour l'emploi et moins fréquemment pour entrer à l'aide sociale. De façon similaire, une hausse du salaire minimum se traduit par des transitions plus fréquentes vers les formations à l'assurance chômage. Ces résultats sont cohérents avec ceux trouvés pour les sorties de l'aide sociale.

D'autres résultats indiquent que les individus en chômage sont plus susceptibles de connaître de nouveaux épisodes de chômage ou d'entrer à l'aide sociale et qu'ils trouvent moins fréquemment un emploi lorsque le taux de chômage augmente. Il est possible que certains prestataires de l'assurance chômage ne puissent alors trouver un emploi et épuisent, par conséquent, leurs droits à des prestations. Le système d'aide sociale au Canada leur donne droit aux prestations d'aide sociale lorsque leurs prestations d'assurance chômage sont épuisées. Par ailleurs, une hausse des prestations d'aide sociale augmente les taux de transition vers l'aide sociale et diminue la fréquence des transitions vers le chômage et l'emploi. Ces résultats soulignent que les transitions vers l'emploi sont très sensibles aux paramètres des politiques économiques, comme les prestations à l'aide sociale, ainsi qu'à l'état de l'économie, représenté ici par le taux de chômage.

Un nombre important de paramètres estimés relatifs aux variables indicatrices de la participation à une formation sont statistiquement significatifs. Une fois de plus, une participation passée à la formation à l'aide sociale augmente la probabilité de quitter le chômage pour entrer à l'aide sociale et diminue la probabilité de trouver un emploi. Par ailleurs, une participation récente à des programmes de formation

à l'assurance chômage semble avoir des effets assez contradictoires. Ainsi, les prestataires de l'assurance chômage sont plus susceptibles de quitter le chômage pour entrer à l'aide sociale ou pour redevenir prestataires de l'assurance chômage, mais sont plus susceptibles de trouver un emploi (14).

En règle générale, ces résultats sont cohérents avec ceux trouvés par Fortin, Fougère et Lacroix (1999b) en utilisant des données et des estimateurs différents. Ils sont également cohérents, dans une certaine mesure, avec ceux obtenus par Gritz (1993) ainsi que par Bonnal *et al.* (1997). Dans ces trois cas, les auteurs ont trouvé que la participation à des programmes de formation subventionnés nuit à l'insertion des hommes jeunes sur le marché du travail. Il a été suggéré par ces auteurs que les employeurs potentiels peuvent pénaliser la participation à de tels programmes de formation. Comme ces programmes sont élaborés dans le but d'améliorer les opportunités sur le marché du travail des travailleurs défavorisés, la participation à ces programmes peut être perçue négativement. Les résultats de la présente étude indiquent qu'une participation à une formation à l'aide sociale a un effet négatif pour les hommes, mais qu'une participation à une formation à l'assurance chômage peut avoir des effets bénéfiques.

Une hausse des prestations d'aide sociale augmente les transitions de l'emploi vers l'aide sociale

En ce qui concerne les résultats reliés aux transitions à partir de l'emploi, la plupart des paramètres estimés qui sont statistiquement significatifs ont le signe attendu (cf. tableau 4-C). En particulier, une hausse du salaire minimum a pour effet d'augmenter considérablement la probabilité de transiter de l'emploi vers les programmes de formation à l'aide sociale, et de diminuer la probabilité de transiter vers un nouvel emploi ou vers l'aide sociale. Une hausse des prestations de l'aide sociale a quant à elle pour effet d'augmenter la fréquence des transitions vers l'aide sociale et de diminuer celle des transitions vers une formation à l'aide sociale.

Les paramètres estimés associés au taux de chômage ont le signe escompté, sauf peut-être en ce qui concerne les transitions entre l'emploi et le chômage. Ainsi, le paramètre estimé indique que lorsque le taux de chômage aug-

mente, les travailleurs sont moins susceptibles de transiter de l'emploi vers le chômage. Il se peut que lorsque les conditions sur le marché du travail se détériorent, les travailleurs qui perdent leur emploi aient plus de difficultés à remplir les conditions pour recevoir des prestations d'assurance chômage. La durée moyenne en emploi (non conditionnelle) est d'environ 18 semaines (cf. tableau 1), ce qui équivaut, environ, à la période de temps requise. Ces individus sont donc plus susceptibles de transiter vers l'aide sociale (comme l'indique la première colonne du tableau 4-C). Le fait que tous les paramètres estimés soient négatifs à l'exception de celui relatif à la transition vers l'aide sociale fait pencher pour cette explication. Finalement, une hausse des prestations d'aide sociale augmente les transitions de l'emploi vers l'aide sociale.

Les variables reliées à la formation ont des effets estimés intéressants. Par exemple, les individus ayant participé à une formation à l'aide sociale sont plus susceptibles d'entrer à l'aide sociale ou encore en formation à l'aide sociale lorsque leur emploi se termine, bien qu'une participation récente les rende moins susceptibles d'entrer à nouveau à l'aide sociale. De la même façon, une participation à une formation à l'aide sociale se traduit par des transitions moins fréquentes d'un emploi vers un autre. Les individus qui ont participé à des programmes de formation à l'assurance chômage juste avant leur épisode d'emploi en cours retournent plus fréquemment à l'assurance chômage à la fin de leur emploi. La probabilité de devenir inactif à la fin d'un épisode d'emploi diminue de façon substantielle lorsqu'un individu a participé à un programme de formation à l'assurance chômage ou à l'aide sociale dans le passé.

L'inactivité inclut les individus qui sont vraiment hors de la population active mais aussi ceux qui sont étudiants à temps plein ainsi que les chômeurs qui ne sont pas éligibles à l'assurance chômage. Il faut donc interpréter les résultats relatifs aux sorties de l'inactivité (cf. tableau 4-D) à la lumière de cette remarque.

Fait particulièrement intéressant, les sorties de l'inactivité ayant pour destination l'emploi

14. Des effets bénéfiques de ces programmes ont également été rapportés par Park *et al.* (1994) dans une des rares études à s'être intéressée à l'efficacité des programmes de réinsertion destinés aux prestataires de l'assurance chômage au Canada.

sont très sensibles à l'environnement économique. Les transitions vers l'emploi sont ainsi moins fréquentes lorsque le salaire minimum ou encore les prestations d'aide sociale augmentent. De façon similaire, les transitions vers l'aide sociale ainsi que vers la formation à l'aide sociale sont influencées par les variables de politique économique. Les transitions vers les formations à l'aide sociale sont plus fréquentes chez les individus ayant participé précédemment à de tels programmes de formation.

Par souci de concision, les résultats des estimations pour les programmes de formation

sont présentés en annexe. Le modèle économétrique adopté semble moins bien rendre compte des transitions effectuées à partir des programmes de formation, comparativement aux transitions faites à partir des autres états du marché du travail, bien qu'un certain nombre de paramètres estimés s'avèrent statistiquement significatifs.

L'estimation des paramètres liés à l'hétérogénéité non observable

Les valeurs de la fonction de vraisemblance ainsi que les paramètres estimés reliés à

Tableau 5
Paramètres d'hétérogénéité

	Aucune hétérogénéité	Modèle semi-paramétrique	Modèle à deux facteurs de charge	Modèle à trois facteurs de charge
d		0,899 <i>(0,070)</i>		
c_1		- 0,753 <i>(0,049)</i>		
c_2		- 1,566 <i>(0,023)</i>		
b_2		0,223 <i>(0,128)</i>	0,242 <i>(0,342)</i>	- 2,169 <i>(0,830)</i>
b_3		2,757 <i>(1,139)</i>	7,510 <i>(2,177)</i>	7,487 <i>(3,349)</i>
b_4		1,271 <i>(0,135)</i>	5,133 <i>(0,700)</i>	7,196 <i>(1,187)</i>
b_5		0,419 <i>(1,049)</i>	- 0,875 <i>(2,714)</i>	- 1,632 <i>(5,049)</i>
b_6		1,500 <i>(0,096)</i>	5,408 <i>(0,632)</i>	8,073 <i>(1,087)</i>
b_7		- 0,866 <i>(0,068)</i>	- 2,410 <i>(0,273)</i>	- 6,078 <i>(1,099)</i>
b'_1				2,974 <i>(0,812)</i>
b'_2				3,395 <i>(1,071)</i>
b'_3				- 8,281 <i>(2,512)</i>
b'_4				1,073 <i>(0,926)</i>
b'_5				- 7,296 <i>(5,031)</i>
b'_6				1,922 <i>(0,680)</i>
b'_7				1,296 <i>(0,459)</i>
λ			7,952 <i>(1,069)</i>	13,008 <i>(2,269)</i>
γ			0,145 <i>(0,056)</i>	0,100 <i>(0,059)</i>
Log-vraisemblance	- 150 629,1	- 149 998,7	- 150 018,4	- 149 993,9

Lecture : voir l'encadré 6 pour la définition des paramètres. Les écarts-types sont en italique et entre parenthèses.
Source : calculs des auteurs.

HÉTÉROGÉNÉITÉ NON OBSERVABLE

Pour pouvoir écrire la fonction de vraisemblance associée à l'échantillon observé, on doit spécifier la distribution des composantes non observables. La densité jointe de chaque réalisation individuelle et des composantes non observées va ensuite être intégrée par rapport aux facteurs latents.

La plupart des études empiriques qui ont été réalisées à partir de transitions individuelles utilisent la procédure d'estimation proposée par Heckman et Singer (1984) dans laquelle les auteurs approchent les distributions continues en utilisant un nombre fini de points de masse (Gritz, 1993 ; Ham et Rea, 1987). Des travaux plus récents permettent de corrélérer les termes d'hétérogénéité selon les destinations (Bonnal *et al.*, 1997 ; Ham et LaLonde, 1996). Ces spécifications sont souvent qualifiées de modèles à un ou deux facteurs de charge et reposent sur un ensemble de points de masse fini. On a étudié la sensibilité des résultats à différentes hypothèses distributionnelles. On considère des modèles à deux et trois facteurs de charge qui reposent, comme dans les travaux cités plus haut, sur un nombre fini de points de masse. On a aussi considéré la sensibilité des estimations des paramètres à différentes distributions continues pour les termes non observés au lieu de distributions discrètes qui reposent sur un nombre fini de points de masse.

Soit $\omega = (\omega_1, \dots, \omega_K)$ un vecteur de variables d'hétérogénéité non observable, où ω_k est une composante spécifique à la destination k ($k = 1, \dots, K$).

Modèle à deux facteurs de charge et distribution discrète

Considérons ω_k le facteur latent spécifique à la destination k et posons : $\omega_k = \exp(a_k v_1 + b_k v_2)$,

où $v_1 \in \{-2, c_2\}$, $v_2 \in \{c_1, c_2\}$, $b_k \in \mathfrak{R}$, $a_k = \mathbf{1}[k \geq 2]$ et $b_1 = 1$. Les variables aléatoires v_1 et v_2 sont indépendantes. Les contraintes imposées sur le support de v_1 et v_2 sont suffisantes pour assurer l'identification et permettent à la corrélation entre $\ln(\omega_k)$ et $\ln(\omega_{k'})$ de balayer l'intervalle $[-1; 1]$.

De plus, posons :

$$\text{Prob}[(v_1, v_2) = (v_1^0, v_2^0)] = \begin{cases} p^2, & \text{si } v_1^0 = -2 \text{ et } v_2^0 = c_1, \\ p(1-p), & \text{si } v_1^0 = -2 \text{ et } v_2^0 = c_2, \\ (1-p)p & \text{si } v_1^0 = c_2 \text{ et } v_2^0 = c_1, \\ (1-p)^2 & \text{si } v_1^0 = c_2 \text{ et } v_2^0 = c_2, \end{cases} \quad [4]$$

où $c_1, c_2 \in \mathfrak{R}$, et $p = \exp(d)/(1 + \exp(d))$, où $d \in \mathfrak{R}$ est un paramètre.

Modèle à deux facteurs de charge et distribution continue

Les facteurs latents v_1 et v_2 sont indépendants et identiquement distribués. La distribution commune aux deux termes latents est ici continue. Soit $q(v; \gamma)$ la fonction de densité de probabilité de v_1 et v_2 . Comme précédemment, ω_k représente le terme d'hétérogénéité relatif à la destination k , et posons :

$$\omega_k = \exp(a_k v_1 + b_k v_2), \text{ où } a_k \text{ et } b_k \text{ sont des paramètres, } a_k = \mathbf{1}[k \geq 2] \text{ (} k = 1, \dots, K \text{) et } b_1 = 1.$$

Modèle à trois facteurs de charge

Dans ce cas, les termes non observables sont spécifiques à la destination et à l'état occupé par l'individu. Soit $\omega_{j,k}$ le facteur latent relatif à la transition de l'état j vers l'état k . On pose :

$$\begin{aligned} \omega_{j,k} &= \omega_j' \omega_k \\ &= \exp(a_j' v_3 + b_j' v_2) \times \exp(a_k v_1 + b_k v_2), \quad [5] \end{aligned}$$

où a_j', b_j', a_k et b_k sont des paramètres ($a_j' = \mathbf{1}[j \geq 2]$, $a_k = \mathbf{1}[k \geq 2]$, $b_1 = 1$).

l'hétérogénéité non observable sont présentés au tableau 5 pour différentes spécifications. Les paramètres autres que celui relatif à la constante sont suffisamment semblables aux valeurs trouvées dans le cadre du modèle Weibull pour être omis (cf. *supra*) (15).

La première spécification du tableau ne tient pas compte de l'hétérogénéité non observée et est donc un cas distinct de toutes les autres spécifications. Un test du rapport de vraisemblance conduit à rejeter fortement la première spécification en faveur de n'importe laquelle des spécifications incluant de l'hétérogénéité non observable. La deuxième spécification est un modèle standard à deux facteurs de charge, présenté à l'équation [4] (cf. encadré 6). La plupart des paramètres estimés sont statisti-

quement significatifs, à l'exception de b_2 et b_3 , lesquels concernent les transitions vers les programmes de formation à l'aide sociale d'une part et à l'assurance chômage d'autre part. Ainsi, les valeurs estimées de ces paramètres soulignent qu'il n'y a tout au plus qu'une faible sélectivité à l'entrée dans ces programmes.

15. *Bonnal et al. (1997) trouvent également que ces paramètres sont relativement peu affectés par les hypothèses faites pour la distribution des variables d'hétérogénéité non observable. Dans leur étude, ils comparent un modèle à deux facteurs de charge ayant un nombre fini de points de masse avec un modèle à un facteur de charge lorsque les termes d'hétérogénéité non observable sont distribués indépendamment selon une loi $N(0,1)$. Le fait que les paramètres estimés autres que celui relatif à la constante soient peu sensibles au choix de la famille de distributions est cohérent avec les résultats de Heckman et Singer (1984) utilisant des durées simples.*

Tableau 6
Coefficients de corrélation entre les variables d'hétérogénéité

A - Modèle à deux facteurs de charge : semi-paramétrique

	Aide sociale	FAS	PAIE	Chômage	FAC	Emploi	Inactivité
Aide sociale	1,000	- 0,398 (0,154)	0,062 (0,045)	0,607 (0,243)	0,332 (0,142)	0,115 (0,289)	0,384 (0,156)
FAS		1,000	0,891 (0,091)	0,487 (0,390)	0,733 (0,216)	0,865 (0,181)	0,694 (0,242)
PAIE			1,000	0,831 (0,159)	0,962 (0,035)	0,999 (0,016)	0,945 (0,047)
Chômage				1,000	0,951 (0,067)	0,859 (0,202)	0,967 (0,053)
FAC					1,000	0,975 (0,067)	0,998 (0,002)
Emploi						1,000	0,962 (0,085)

B - Modèle à deux facteurs de charge : distribution Weibull

	Aide sociale	FAS	PAIE	Chômage	FAC	Emploi	Inactivité
Aide sociale	1,000	- 0,443 (0,108)	0,235 (0,315)	0,991 (0,005)	0,982 (0,005)	- 0,659 (1,157)	0,983 (0,004)
FAS		1,000	0,767 (0,226)	- 0,321 (0,118)	- 0,264 (0,119)	0,967 (0,395)	- 0,273 (0,118)
PAIE			1,000	0,361 (0,299)	0,416 (0,293)	0,577 (1,291)	0,408 (0,294)
Chômage				1,000	0,998 (0,002)	- 0,553 (1,282)	0,999 (0,002)
FAC					1,000	- 0,502 (1,328)	0,999 (0,001)
Emploi						1,000	- 0,511 (1,322)

Tableau 6 (suite)

C - Modèle à trois facteurs de charge

	Aide sociale	FAS	PAIE	Chômage	FAC	Emploi	Inactivité
Corrélations entre les états de destination							
Aide sociale	1,000	- 0,439 <i>(0,104)</i>	- 0,908 <i>(0,061)</i>	0,991 <i>(0,008)</i>	0,990 <i>(0,003)</i>	- 0,853 <i>(0,720)</i>	0,992 <i>(0,002)</i>
FAS		1,000	0,775 <i>(0,119)</i>	- 0,317 <i>(0,122)</i>	- 0,312 <i>(0,113)</i>	0,844 <i>(0,740)</i>	- 0,326 <i>(0,111)</i>
PAIE			1,000	- 0,845 <i>(0,085)</i>	- 0,842 <i>(0,082)</i>	0,993 <i>(0,162)</i>	- 0,850 <i>(0,080)</i>
Chômage				1,000	0,999 <i>(0,001)</i>	- 0,776 <i>(0,871)</i>	0,999 <i>(0,001)</i>
FAC					1,000	- 0,773 <i>(0,874)</i>	0,999 <i>(0,001)</i>
Emploi						1,000	- 0,782 <i>(0,859)</i>
Corrélations entre les états d'origine							
Aide sociale	1,000	0,948 <i>(0,026)</i>	0,959 <i>(0,024)</i>	- 0,993 <i>(0,004)</i>	0,731 <i>(0,294)</i>	- 0,991 <i>(0,013)</i>	0,887 <i>(0,067)</i>
FAS		1,000	0,999 <i>(0,003)</i>	- 0,903 <i>(0,041)</i>	0,911 <i>(0,163)</i>	- 0,896 <i>(0,058)</i>	0,988 <i>(0,014)</i>
PAIE			1,000	- 0,918 <i>(0,039)</i>	0,894 <i>(0,182)</i>	- 0,912 <i>(0,054)</i>	0,981 <i>(0,022)</i>
Chômage				1,000	- 0,644 <i>(0,331)</i>	0,999 <i>(0,002)</i>	- 0,825 <i>(0,087)</i>
FAC					1,000	- 0,632 <i>(0,344)</i>	0,964 <i>(0,098)</i>
Emploi						1,000	- 0,816 <i>(0,102)</i>
Corrélations entre les origines et les destinations							
Aide sociale	1,000	0,948 <i>(0,026)</i>	0,959 <i>(0,024)</i>	- 0,993 <i>(0,004)</i>	0,731 <i>(0,294)</i>	- 0,991 <i>(0,013)</i>	0,887 <i>(0,067)</i>
FAS	- 0,439 <i>(0,104)</i>	- 0,416 <i>(0,100)</i>	- 0,421 <i>(0,101)</i>	0,436 <i>(0,104)</i>	- 0,321 <i>(0,149)</i>	0,435 <i>(0,104)</i>	- 0,390 <i>(0,097)</i>
PAIE	- 0,908 <i>(0,061)</i>	- 0,861 <i>(0,077)</i>	- 0,871 <i>(0,071)</i>	0,902 <i>(0,061)</i>	- 0,664 <i>(0,289)</i>	0,900 <i>(0,062)</i>	- 0,806 <i>(0,104)</i>
Chômage	0,991 <i>(0,008)</i>	0,940 <i>(0,028)</i>	0,951 <i>(0,026)</i>	- 0,984 <i>(0,009)</i>	0,725 <i>(0,292)</i>	- 0,982 <i>(0,015)</i>	0,879 <i>(0,068)</i>
FAC	0,990 <i>(0,003)</i>	0,939 <i>(0,027)</i>	0,950 <i>(0,025)</i>	- 0,983 <i>(0,006)</i>	0,725 <i>(0,291)</i>	- 0,981 <i>(0,014)</i>	0,879 <i>(0,067)</i>
Emploi	- 0,853 <i>(0,720)</i>	- 0,808 <i>(0,684)</i>	- 0,818 <i>(0,692)</i>	0,847 <i>(0,715)</i>	- 0,624 <i>(0,641)</i>	0,845 <i>(0,714)</i>	- 0,756 <i>(0,647)</i>
Inactivité	0,992 <i>(0,002)</i>	0,941 <i>(0,027)</i>	0,952 <i>(0,025)</i>	- 0,985 <i>(0,005)</i>	0,726 <i>(0,292)</i>	- 0,983 <i>(0,013)</i>	0,880 <i>(0,067)</i>

Lecture : les écarts-types sont en italique et entre parenthèses. FAC : formation assurance chômage ; FAS : formation aide sociale ; PAIE : programme d'aide à l'intégration en emploi.

Source : calculs des auteurs.

Pour le modèle paramétrique à deux facteurs de charge (cf. 3^e colonne du tableau 5), la distribution Weibull a été préférée aux autres distributions testées. Comme on l'a constaté avec la spécification semi-paramétrique, seuls les paramètres b_2 et b_3 ne sont pas statistiquement significatifs. Les deux dernières lignes du tableau sont relatives aux paramètres estimés de la distribution Weibull, c'est-à-dire λ et γ (16). La dernière colonne du tableau 5 concerne les paramètres estimés pour le modèle à trois facteurs de charge (cf. équation [5], encadré 6), dont les paramètres autres que celui relatif à la constante sont présentés au tableau 4. Un test de ratio de vraisemblance conduit à rejeter le modèle à deux facteurs de charge en faveur du modèle à trois facteurs de charge. Contrairement aux deux spécifications précédentes, le paramètre b_2 est maintenant statistiquement significatif. De plus, presque tous les paramètres b_j sont statistiquement significatifs. La spécification la plus riche est donc sans doute plus appropriée pour découvrir le processus de sélection dans les différents états.

Afin d'explorer ce résultat, le tableau 6 présente les coefficients de corrélation estimés entre les termes d'hétérogénéité non observables ainsi que les écarts-types associés. Les deux premiers sous-tableaux se concentrent sur le modèle semi-paramétrique ainsi que le modèle Weibull à deux facteurs de charge (cf. tableau 6-A et 6-B). Ces coefficients de corrélation indiquent, lorsqu'ils sont positifs (respectivement négatifs), qu'un individu qui entre plus fréquemment dans l'état j , entre aussi plus (respectivement moins) fréquemment dans l'état k . Bien qu'un certain nombre de coefficients soient similaires dans ces deux sections du tableau 6, il existe des différences importantes. Ainsi, la première ligne de chaque sous-tableau montre que les taux de transition élevés vers l'aide sociale sont associés à de faibles taux de transition vers des programmes de formation à l'aide sociale, et à des taux plus élevés de transitions vers le chômage. Par ailleurs, les deux sous-tableaux comportent des résultats s'opposant en ce qui concerne les corrélations entre les programmes de formation à l'aide sociale et les autres états. Le modèle semi-paramétrique implique que les programmes de formation à l'aide sociale et à l'assurance chômage sont positivement corrélés alors que le contraire est observé pour le modèle paramétrique.

Le tableau 6-C, comprenant trois sections, est relatif aux coefficients de corrélation entre les termes non observables du modèle à trois facteurs de charge. Chaque section est reliée aux coefficients de corrélation définis aux équations [7] à [9] (cf. encadré 7). Ainsi, la première section a la même interprétation que les corrélations des sous-tableaux précédents. Les coefficients de corrélation rapportés dans cette section diffèrent considérablement de ceux discutés précédemment. Selon ces valeurs estimées, il semble maintenant qu'il existe une sélectivité considérable vers la formation à l'aide sociale ainsi que vers le programme PAIE. Ainsi, les individus qui sont plus susceptibles d'entrer à l'aide sociale sont également plus enclins à se retrouver en programme PAIE et à trouver un emploi. Par ailleurs, les taux de transition élevés vers le programme PAIE ou vers les programmes de formation à l'aide sociale sont maintenant associés à de faibles taux de transition vers l'assurance chômage ainsi que vers les programmes de formation à l'assurance chômage. Ceci contraste fortement avec les résultats précédents. Les autres coefficients de corrélation sont relativement similaires aux précédents.

La deuxième section concerne les coefficients de corrélation ayant trait aux états d'origine. Des valeurs élevées pour l'hétérogénéité dans l'état d'origine se traduisent par des épisodes de plus courte durée en moyenne. En conséquence, les corrélations reflètent la fréquence à laquelle les individus transitent entre les différents états. Les valeurs estimées montrent que les individus qui sont plus susceptibles d'avoir de longs épisodes d'aide sociale ont des épisodes d'emploi plutôt courts. La même remarque s'applique aux programmes de formation à l'aide sociale et à l'emploi, ainsi qu'au programme PAIE et à l'emploi. Les individus susceptibles d'avoir des épisodes de chômage plus fréquemment courts sont plus enclins à avoir des épisodes plus fréquemment longs en programme PAIE, ainsi qu'en programmes FAS et FAC.

La dernière section est relative aux corrélations entre les termes non observables spécifiques aux états d'origine et aux états de destination. La matrice de corrélation n'est pas symétrique, et les éléments de la diagonale principale n'ont pas à être unitaires. Par ailleurs, les res-

16. La fonction de répartition de la loi Weibull est donnée par $F(x) = 1 - \exp(-\lambda x^\gamma)$.

Encadré 7

COEFFICIENTS DE CORRÉLATION

La modélisation de l'hétérogénéité non observée admet une structure de corrélation complexe entre les états de destination (modèles à deux facteurs de charge) et d'origine (modèle à trois facteurs de charge).

Modèle à deux facteurs de charge et distribution discrète

La corrélation entre $\ln(\omega_k)$ et $\ln(\omega_{k'})$, que l'on notera $\rho_{k,k'}$ est égale à :

$$\rho_{k,k'} = \frac{a_k a_{k'} \sigma_{v_1}^2 + b_k b_{k'} \sigma_{v_2}^2}{\sqrt{a_k^2 \sigma_{v_1}^2 + b_k^2 \sigma_{v_2}^2} \sqrt{a_{k'}^2 \sigma_{v_1}^2 + b_{k'}^2 \sigma_{v_2}^2}}, \quad [6]$$

où $k, k' = 1, \dots, K$ et $\sigma_{v_j}^2$ est la variance de v_j , $j = 1, 2$. Une corrélation positive entre ω_j et ω_k entraîne que les individus qui ont des taux de transition vers l'état j élevés vont avoir aussi des taux de transition dans l'état k importants.

Modèle à deux facteurs de charge et distribution continue

Les corrélations entre $\ln(\omega_k)$ et $\ln(\omega_{k'})$ sont obtenues à partir de la même expression que précédemment (cf. équation [6]) et ont la même interprétation.

Modèle à trois facteurs de charge

Dans le cadre de ce modèle, la corrélation relative aux états k et k' en destination s'écrit :

$$\rho_{k,k'} = \frac{a_k a_{k'} + b_k b_{k'}}{\sqrt{a_k^2 + b_k^2} \sqrt{a_{k'}^2 + b_{k'}^2}}. \quad [7]$$

Cette corrélation a la même interprétation que celle relative aux modèles à deux facteurs de charge.

La corrélation relative aux états j et j' en origine est donnée par l'expression :

$$\rho_{j,j'} = \frac{a'_j a'_{j'} + b'_j b'_{j'}}{\sqrt{a_j'^2 + b_j'^2} \sqrt{a_{j'}'^2 + b_{j'}'^2}} \quad [8]$$

Une corrélation positive indique que les individus qui ont plus fréquemment des durées de séjour courtes dans l'état j ont aussi plus fréquemment des durées de séjour courtes dans l'état j' .

Finalement, la corrélation relative à l'état j en origine et l'état k en destination a pour expression :

$$\rho_{k,j} = \frac{b'_j b_k}{\sqrt{a_j'^2 + b_j'^2} \sqrt{a_k^2 + b_k^2}} \quad [9]$$

où $j, j', k, k' = 1, \dots, K$.

Lorsque cette dernière corrélation est positive, les individus qui ont plus fréquemment des durées de séjour courtes dans l'état j , entrent aussi plus fréquemment dans l'état k . Lorsque cette corrélation est négative, ceux qui ont plus fréquemment des durées de séjour courtes dans l'état j ont, aussi, des fréquences de passage plus faibles vers l'état k .

trictions imposées pour identifier les paramètres associés aux termes d'hétérogénéité non observables impliquent que la première rangée de la matrice est égale à la première rangée de la section du milieu.

La sélectivité dans les programmes de formation est importante

Par souci de concision, on commentera les corrélations les plus intéressantes. Les valeurs estimées montrent que les individus qui ont plus fréquemment de courts épisodes de formation à l'aide sociale passent moins fréquemment par l'aide sociale, le programme PAIE et plus fréquemment par l'emploi (rangée 2 du tableau 6). De façon similaire, la rangée 3 indique que les individus qui ont plus fréquemment de courts épisodes en programme PAIE sont moins susceptibles de retourner vers l'aide sociale ou vers les programmes de formation à l'aide sociale dans le futur, et plus susceptibles de trouver un emploi. Finalement, les individus ayant plus fréquemment de courts épisodes dans les programmes de formation à l'assurance chômage (rangée 5) ont des taux de transition plus élevés vers l'aide sociale ainsi que vers les programmes de formation à l'aide sociale, et de plus faibles taux de transition vers l'emploi.

Ces corrélations révèlent que la sélectivité dans les programmes de formation est très importante. De plus, elles montrent que les individus participant aux programmes de formation à l'aide sociale et au programme PAIE semblent différents de ceux participant aux programmes de formation à l'assurance chômage. En fait, tous les coefficients de corrélation de la dernière section ayant trait aux programmes de formation à l'assurance chômage sont de signes opposés à ceux reliés aux programmes de formation à l'aide sociale et au programme PAIE.

Le résultat que les individus qui sont susceptibles d'avoir plus fréquemment de courts épisodes en programme PAIE ou dans les pro-

grammes de formation à l'aide sociale sont également ceux qui font plus fréquemment l'expérience de longs épisodes d'emploi peut sembler surprenant. En fait, en étudiant l'impact du « *Youth Training Scheme* » au Royaume-Uni, Mealli *et al.* (1996) ont émis comme hypothèse que la sortie prématurée d'un programme de formation peut résulter d'une recherche d'emploi plus intensive, issue d'une plus grande motivation que la moyenne. Ainsi, la sortie prématurée peut être associée à une probabilité plus élevée de transition vers l'emploi et à des épisodes d'emploi plus longs. À l'inverse, le non-achèvement d'un programme dû à de plus faibles habiletés ou à un manque de motivation peut être associé à une insertion plus difficile sur le marché du travail. Bien que l'on n'ait pas d'information sur l'achèvement des programmes, les résultats sont cohérents avec la première possibilité, alors que ceux de Mealli *et al.* (1996) le sont avec la seconde.

* * *

La participation récente aux dispositifs à l'assurance chômage augmente la fréquence des passages de l'assurance chômage vers l'emploi alors que la participation aux programmes publics d'insertion de l'aide sociale diminue la fréquence des transitions de l'aide sociale vers l'emploi. D'autres transitions sont caractérisées par l'absence d'impact des passages par ces dispositifs.

Les différents effets des programmes publics d'insertion – absence, positif, négatif – peuvent résulter de la combinaison de multiples facteurs qui les caractérisent : composante de formation, présence d'une subvention salariale, par exemple. Ces facteurs peuvent avoir des impacts différents en termes d'insertion sur le marché du travail et, au moins partiellement, s'annuler.

Cette analyse pourrait être complétée par une étude des principales caractéristiques des programmes étudiés de façon à mettre en évidence leurs effets spécifiques. □

Cette recherche a reçu le soutien financier du fond FCAR, de Développement des ressources humaines Canada, du Ministère de la Solidarité sociale du Québec, et du Cirano. Les auteurs tiennent à remercier, Gerard J. Van den Berg, Martin Dooley, David Green, Thomas MaCurdy, Thierry Magnac, John Martin, Jeffrey Smith ainsi que les participants des séminaires Fourgeaud à Paris, Gremaq à Toulouse, des 17^e Journées de Microéconomie appliquée à Québec, de la Conférence du Canadian Economics Association à Vancouver, de la conférence « Welfare Transitions » organisée par l'IZA à Bonn, de l'EEA 2000 à Bolzano, et du Congrès mondial de l'Econometric Society à Seattle pour leurs suggestions utiles sur une version précédente de l'article.

BIBLIOGRAPHIE

- Beaudry P. et Green D. (1997)**, « Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends », *mimeo*, University of British Columbia.
- Bonnal L., Fougère D. et Sérandon A. (1997)**, « Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories », *The Review of Economics Studies*, 64(4), 683-718.
- Burtless G. (1995)**, « The Case for Randomized Field Trials in Economic and Policy Research », *Journal of Economic Perspective*, 9(2), 63-84.
- Duclos J.-Y., Fortin B., Lacroix G. et Roberge H. (1999)**, « The Dynamics of Welfare Participation in Québec », in *Women and Work*, eds. Powell L. et R.Chaykowsky (The John Deutch Institute).
- Flinn C. et Heckman J. (1983)**, « Are Unemployment and out of the Labor Force Behaviourally Distinct Labor Force States? », *Journal of Labor Economics*, 1(1), 28-42.
- Fortin B. et Lacroix G. (2001)**, « Welfare Benefits, Minimum Wage Rate and the Duration of Welfare Spells: Evidence from a Natural Experiment in Canada », *mimeo*, Département d'économie, Université Laval.
- Fortin B., Fougère D. et Lacroix G. (1999a)**, « Hausse des barèmes et sorties de l'aide sociale : les résultats d'une expérience naturelle au Canada », *Revue Économique*, 50(3), pp. 451-463.
- Fortin B., Fougère D. et Lacroix G. (1999b)**, « The Impact of Government-Sponsored Training Programs on Labour Market Transitions », Document de recherche, CIRANO, Montréal.
- Fougère D. (2000)**, « Expérimenter pour évaluer les politiques d'aide à l'emploi : les exemples anglo-saxons et nord-européens », *Revue Française des Affaires sociales*, 54(1), 111-144.
- Gouriéroux C. et Monfort A. (1991)**, « Simulation Based Econometrics in Models with Heterogeneity », *Annales d'Économie et de Statistique*, 20(1), 69-107.
- Gouriéroux C. et Monfort A. (1992)**, « Modèles de durée et effets de génération », Cahier de Recherche, 9125, Crest, Paris.
- Gouriéroux C. et Monfort A. (1996)**, *Simulation-Based Econometric Methods*, Core Lectures (Oxford University Press).
- Gritz R.M. (1993)**, « The Impact of Training on the Frequency and the Duration of Employment », *Journal of Econometrics*, 57, 21-51.
- Ham J.C. et LaLonde R.J. (1996)**, « The Effect of Sample Selection and Initial Conditions in Duration Models: Evidence from Experimental Data on Training », *Econometrica*, 64(1), 175-205.
- Ham J.C. et Rea S.A. (1987)**, « Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada », *Journal of Labor Economics*, 5(3), pp. 325-353.
- Heckman J. et Singer B. (1984)**, « A Method for Minimizing the Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data », *Econometrica*, 52(2), pp. 271-320.
- Heckman J.J. et Smith J.A. (1995)**, « Assessing the Case for Social Experiments », *Journal of Economic Perspective*, 9(2), 85-110.
- Heckman J.J., LaLonde R.J. et Smith J.A. (1999)**, « The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programs », in O. Ashenfelter and D.Card, *Handbook of Labor Economics*, 3A(31):1865-2097, North Holland:Amsterdam.
- Jones S.R.G. et Riddell C.W. (1999)**, « The Measurement of Unemployment: An Empirical Approach », *Econometrica*, 67(1), 147-61.
- Kamionka T. (1998)**, « Simulated Maximum Likelihood Estimation in Transition Models », *Econometrics Journal*, 1, C129-C153.
- Lacroix G. (2000)**, « Reforming the Welfare System: In Search of the Optimal Policy Mix », in W.C. Riddell and F. St-Hilaire (eds), *Adapting Public Policy to a Labour Market in Transition*, Institute for Research on Public Policy, Montréal, Chapter 7, pp. 249-282.
- Laroque G. et Salanié B. (1993)**, « Simulation-Based Estimation of Models with Lagged Latent Variables », *Journal of Applied Econometrics*, 8, S119-S133.

Park N., Power B., Riddell W.C. et Wong G. (1994), « An Evaluation of UI-Sponsored Training », Texte présenté à la Conférence CEA/CERF, Calgary, 13 juin.

Mealli F., Pudney S. et Thomas J. (1996), « Training Duration and Post-Training Outcomes:

A Duration-Limited Competing Risks Model », *Economic Journal*, 106(435), 422-433.

Ministère de la Solidarité sociale du Québec (1999), « Jeunes et aide sociale », http://mess.gouv.qc.ca/francais/sr_soljeun/docs/jeuneaide.pdf.

PARAMÈTRES ESTIMÉS : SORTIES DES PROGRAMMES DE FORMATION

Modèle à trois facteurs de charge - distribution Weibull

	Sorties de FAS			Sorties de PAIE	Sorties de FAC
	Aide sociale	Emploi	Inactivité	Emploi	Chômage
Hasard de base	- 5,231 <i>(0,387)</i> 0,744 <i>(0,112)</i>	- 4,221 <i>(0,261)</i> 0,232 <i>(0,096)</i>	- 5,018 <i>(0,332)</i> 0,313 <i>(0,125)</i>	- 9,017 <i>(2,417)</i>	1,102 <i>(2,096)</i>
Âge	0,214 <i>(0,279)</i>	0,365 <i>(0,256)</i>	0,042 <i>(0,268)</i>	0,552 <i>(0,657)</i>	- 0,906 <i>(0,759)</i>
Salaire minimum	5,319 <i>(1,745)</i>	0,028 <i>(1,751)</i>	- 2,857 <i>(1,983)</i>	13,263 <i>(4,174)</i>	- 7,681 <i>(6,215)</i>
Taux de chômage	- 3,036 <i>(0,469)</i>	- 0,532 <i>(0,511)</i>	- 0,062 <i>(0,553)</i>	- 1,336 <i>(0,930)</i>	1,562 <i>(1,138)</i>
Prestations aide sociale	- 3,592 <i>(0,523)</i>	- 1,021 <i>(0,603)</i>	0,242 <i>(0,669)</i>	- 0,967 <i>(1,913)</i>	0,457 <i>(1,138)</i>

Lecture : les écarts-types sont en italique et entre parenthèses. FAC : formation assurance chômage ; FAS : formation aide sociale ; PAIE : programme d'aide à l'intégration en emploi.

Source : calculs des auteurs.

UN EXEMPLE D'ÉVALUATION ÉCONOMÉTRIQUE DE POLITIQUES PUBLIQUES

Thierry Magnac, Inra, Paris-Jourdan et Crest-Insee

L'article de Lucie Gilbert, Thierry Kamionka et Guy Lacroix appartient à une littérature sur l'évaluation économétrique des politiques d'emploi qui s'est constituée depuis une grosse dizaine d'années grâce aux efforts de « normalisation » des outils statistiques applicables à ce genre de problèmes. Cette mise en forme est décrite, par exemple, par un de ses acteurs principaux dans Heckman, LaLonde et Smith (1999). Dans cette littérature, on cherche à évaluer l'impact de divers programmes publics sur les histoires professionnelles ultérieures. On cherchera à mesurer, par exemple, les effets de la formation continue sur les salaires ultérieurs ou les effets sur la réinsertion dans l'emploi de dispositifs comme les Contrats Emploi Solidarité.

L'exposé bref des thèses avancées dans cette littérature à laquelle appartient l'article de Lucie Gilbert, Thierry Kamionka et Guy Lacroix, aide à la lecture de ces articles. Deux difficultés majeures à l'évaluation des politiques de l'emploi sont évoquées dans cette littérature. La première difficulté est la définition de l'impact que l'on cherche à mesurer : est-ce un effet sur les salaires ? sur les probabilités d'emploi stable, un an après être passé par un dispositif public ? cinq ans après ? ou selon d'autres critères ? La deuxième difficulté tient à l'intention de mesurer un effet qui n'est pas mesurable au niveau individuel. Comment, en effet, comparer l'histoire professionnelle de quelqu'un qui a utilisé un programme de formation fourni par l'aide sociale au Québec à l'histoire professionnelle que cette personne aurait eue si elle n'avait pas participé à ce programme de formation ? L'usage du conditionnel marque bien l'impossibilité de l'évaluation individuelle.

On ne peut alors chercher à mesurer que des effets « moyens » des politiques publiques dans la population – ou d'autres résumés comme des effets médians – même si ces effets peuvent être conditionnels à certaines caractéristiques observables. La difficulté à résoudre devient alors un problème statistique que l'on appelle un biais de composition ou un biais de sélection : comment ne pas faussement attribuer à une caracté-

ristique de l'état – un programme de formation par exemple – des caractéristiques des individus qui occupent ou ont occupé l'état ? On pourrait confondre ainsi l'effet d'un programme de formation sur l'insertion ultérieure avec l'effet de caractéristiques individuelles pré-existantes qui facilitent ou empêchent l'accès à un emploi stable. On dit, dans le jargon économétrique, qu'il faut contrôler de la présence d'hétérogénéité inobservable – les caractéristiques individuelles pré-existantes – dans la mesure des effets de la dépendance de l'état – l'influence directe du dispositif public sur l'employabilité.

Dans cette littérature, on recourt en gros à deux moyens pour y parvenir : soit mettre en œuvre des expérimentations contrôlées, c'est-à-dire recueillir des données dans le cas où les groupes participant aux programmes publics et les groupes ne participant pas à ces programmes sont tirés au hasard par l'expérimentateur et sont donc de composition identique en distribution (cf. Fougère (2000), pour un résumé) ; soit contrôler par diverses méthodes économétriques les biais dus à la présence d'hétérogénéité inobservable (cf. Magnac (2000), pour un résumé). Si on cherche à mesurer l'effet des dispositifs publics sur les probabilités ou durées d'emploi ou de chômage ultérieurs, on peut recourir alors à des estimations de modèles discrets de chaînes de Markov ou à des estimations de modèles de durées et de transitions.

Les recherches de Lucie Gilbert, Thierry Kamionka et Guy Lacroix s'inscrivent dans ce dernier cadre et leur article présente une évaluation qui utilise les méthodes économétriques parmi les plus récentes et les plus sophistiquées (Kamionka, 1998). Par une démarche analytique rigoureuse, les auteurs cherchent à analyser l'impact des différentes politiques de formation, d'aide à la recherche d'emploi ou de subventions aux employeurs, pour les jeunes défavorisés au Québec dans un certain nombre de dimensions : non seulement l'accès direct à l'emploi, la sortie de l'aide sociale et du chômage à l'issue de ces programmes mais aussi l'impact à plus long terme

des programmes publics sur les épisodes ultérieurs de tout type. Soulignons cette richesse des critères d'évaluation même si comme le note John Martin (cf. commentaire 2), il manque, faute de données ou de temps, d'autres dimensions comme les salaires ou plus généralement la qualité des emplois occupés. On regrettera néanmoins l'absence de discussion générale dans l'article sur la façon dont les promoteurs de ces politiques publiques voyaient l'intérêt économique et social de tels dispositifs et si du point de vue des objectifs qu'ils s'étaient fixés, ces programmes ont réussi.

La deuxième originalité de l'article est la grande richesse des données qui résultent d'un appariement de divers fichiers administratifs et qui sont très complètes. D'abord, les auteurs ont à leur disposition les histoires professionnelles des jeunes depuis qu'ils ont 16 ans, ce qui permet aux auteurs de résoudre le problème des conditions initiales, toujours délicat à traiter dans les modèles dynamiques. Ces données sont aussi très détaillées puisqu'elles permettent de distinguer un grand nombre d'états sur le marché du travail. C'est heureux puisque ces procédures d'évaluation nécessitent de grands échantillons qui ne sont pas disponibles en France (Fougère, Kramarz et Magnac, 2000). Le *tableau 2* de l'article montre, en particulier, l'importance des flux entre les divers états du marché du travail. Cette division entre états est cependant laissée à l'arbitraire des chercheurs, alors qu'une autre catégorisation pourrait affecter les résultats d'estimation et d'évaluation. Ainsi, l'agrégation des états d'éducation et d'inactivité est ici faite, faute de pouvoir les distinguer. Cet amalgame pourrait faire se rencontrer artificiellement des trajectoires assez différentes si les auteurs ne prenaient garde à choisir un échantillon très homogène du point de vue de l'éducation, ce qu'ils font ici.

La rigueur analytique des résultats des auteurs se voit aussi dans l'utilisation d'outils descriptifs utilisés préalablement aux estimations les plus complètes. Le choix des spécifications dépend d'analyses passées et les résultats des auteurs sont systématiquement comparés à ces

analyses pour évaluer leur robustesse (Fortin, Fougère et Lacroix, 1999). On s'interrogera pourtant sur les résultats concernant les variables macroéconomiques comme le salaire minimum ou le taux de chômage puisque leurs effets ne sont estimés, après tout, que dans la dimension temporelle et cela fait peu de points.

Richesse enfin de l'article quant au nombre et à la variété des résultats avancés par les auteurs, que résume John Martin (cf. commentaire 2) et que je ne commenterai donc pas ici malgré tout leur intérêt. L'interprétation économique n'en est pas toujours très facile puisque le modèle estimé est descriptif. Par exemple, les effets peuvent être interprétés comme des effets d'offre, le comportement des individus, ou comme des effets de demande, le comportement des employeurs mais aussi des acteurs mettant en œuvre les dispositifs et programmes publics visant à l'insertion. Cette démarche a un défaut puisqu'il est difficile de simuler l'effet de réformes des dispositifs publics, l'assouplissement de l'accès à une formation par exemple, sauf de certaines réformes bien particulières. Sous certaines hypothèses, on pourrait ainsi simuler les historiques d'emploi en l'absence d'un des programmes existants pour en estimer l'impact global.

De façon générale, c'est le propre de la majorité des articles de cette littérature sur l'évaluation statistique que d'abandonner au moins partiellement la mise en œuvre de raisonnements économiques pour fonder la recherche en économétrie (Angrist et Krueger, 1999). Cette direction de recherches est sans doute prise à cause de l'intérêt immédiat des décideurs, pour l'aspect purement prédictif de ces modèles – combien de chômage en moins si cette politique est introduite ? Ceci se fait néanmoins au détriment de la compréhension des mécanismes qui fondent ces politiques économiques et on vient de le voir, au renoncement à la mesure de l'effet de certaines modifications de politiques économiques. Mais cette critique ne s'adresse pas en particulier à cet article qui donne un très bon exemple de la richesse de résultats que peut produire l'évaluation économétrique des politiques publiques.

BIBLIOGRAPHIE

Angrist J. et Krueger A.B. (1999), « Empirical Strategies in Labor Economics », in eds Ashenfelter, O. et D. Card, *Handbook of Labor Economics*, 3A:1278-366, Amsterdam: North Holland.

Fougère D. (2000), « Expérimenter pour évaluer les politiques d'aide à l'emploi : les exemples anglo-saxons et nord-européens », *Revue Française des Affaires Sociales*, 54(1) : 111-144.

Fougère D., Fortin B. et Lacroix G. (1999), « Hausse des barèmes et sorties de l'aide sociale », *Revue économique*, 451-63.

Fougère D., Kramarz F. et Magnac T. (2000), « Youth Employment Policies in France », *European Economic Review*, 44:928-94.

Heckman J.J., LaLonde R.J. et Smith J.A. (1999), « The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programs », in O. Ashenfelter and D.Card, *Handbook of Labor Economics*, 3A(31):1865-2097, North Holland:Amsterdam.

Kamionka T. (1998), « Simulated Maximum Likelihood Estimation in Transition Models », *Econometrics Journal*, 1:C129-53.

Magnac T. (2000), « L'apport de la microéconomie pour l'évaluation des politiques publiques », *Cahiers d'Économie et Sociologie Rurales*, 54 : 90-113.

**COMMENT SITUER LES RÉSULTATS DANS LE CONTEXTE
DE LA LITTÉRATURE INTERNATIONALE CONSACRÉE
À L'ÉVALUATION DES PROGRAMMES DES MARCHÉS DU TRAVAIL ?**

John P. Martin, Direction de l'éducation, de l'emploi, du travail et des affaires sociales, OCDE

Mon intention n'est pas de commenter les aspects économétriques développés dans l'article de L. Gilbert, T. Kamionka et G. Lacroix car Thierry Magnac est beaucoup mieux à même que moi de le faire (cf. commentaire 1). Ce qui m'intéresse réside dans ce qu'il nous apprend en ce qui concerne l'impact des programmes du marché du travail au Québec venant en aide aux jeunes hommes défavorisés pour accéder à l'emploi. Je m'efforcerai également de replacer les résultats présentés dans cet article dans le contexte de l'abondante littérature consacrée à l'évaluation des dispositifs visant ce groupe de jeunes, en faisant référence à diverses études récentes.

Principaux résultats observés concernant les effets des programmes du marché du travail

Les auteurs de l'article font les observations suivantes :

- i) les jeunes hommes défavorisés qui participent à des programmes du marché du travail en tant que bénéficiaires de l'aide sociale s'en sortent moins bien (en ce sens qu'ils sont moins susceptibles de transiter vers l'emploi et davantage susceptibles de transiter vers l'assurance chômage) que les jeunes qui ne participent pas à ce type de programmes ;
- ii) en revanche, pour ce même groupe, la participation à des programmes du marché du travail en tant que bénéficiaires de l'assurance chômage augmente la fréquence des transitions vers l'emploi.

Ces résultats sont particulièrement intéressants à observer pour les responsables publics car le groupe visé – à savoir les jeunes hommes ayant un assez faible niveau de formation – s'est révélé être le groupe le plus difficile à aider par des mesures actives sur le marché du travail. C'est un aspect sur lequel j'insiste dans une analyse récente de l'effica-

cité des politiques actives du marché du travail (Martin, 2000). Et cette même observation a été faite par Heckman, LaLonde et Smith (1999) dans leur bilan exhaustif des études consacrées à l'évaluation des politiques du marché du travail. Ils concluent, par exemple, se fondant sur la masse des données empiriques disponible sur les États-Unis :

« nous pensons que pas plus les travaux expérimentaux que théoriques ne fournissent de preuve évidente que les politiques d'emploi et de formation améliorent les perspectives d'emploi des jeunes aux États-Unis » (traduit de l'original en anglais, page 2068).

L'article auquel on se réfère ici contiendrait donc des éléments positifs pour les responsables publics puisqu'un vaste ensemble de données microéconomiques et des méthodes statistiques très sophistiquées permettent apparemment de conclure que certains programmes du marché du travail peuvent être efficaces pour les jeunes hommes ayant un faible niveau de formation. J'axe la suite de mes commentaires sur ces effets, m'efforçant d'apprécier le degré de confiance que l'on peut leur accorder.

Mesure des résultats

L'article étudie les transitions entre plusieurs états sur le marché du travail, la « réussite » d'un programme consistant, fondamentalement, en une transition vers l'emploi. Cependant, on ne dit rien ni du type d'emploi auquel les jeunes ont accès ni de leur rémunération dans l'emploi. Le fait que ce dernier aspect soit omis est particulièrement décevant et quelque peu surprenant car on aurait pu attendre que la base de données concernant l'historique d'emploi (voir la note 7 de l'article) contienne des informations sur les rémunérations. En outre, les études consacrées, aux États-Unis, à l'évaluation des effets des programmes publics de formation s'intéressent couramment aux effets sur les rémunérations.

L'article présente toutefois une particularité intéressante en ceci qu'il distingue entre une participation *ancienne* et une participation *récente* à un programme avant que l'individu ne soit dans l'état dans lequel il se trouve sur le marché du travail, parmi les sept états envisagés dans le modèle. La nouveauté de cette approche est qu'elle permet de vérifier si la participation récente à un programme a un effet différent d'une participation plus ancienne sur les transitions actuelles entre les différents états. Pour autant que je sache, c'est là une manière assez exceptionnelle d'envisager les choses par rapport à d'autres études quasi expérimentales des effets de la participation à un programme du marché du travail.

Effet estimé des programmes

Malheureusement, il est difficile de se faire une idée de l'ampleur de l'effet des programmes sur les taux de transition vers l'emploi à partir des coefficients présentés dans le *tableau 4*. L'effet des programmes est-il de grande ampleur ou non ? L'effet estimé des programmes est-il statistiquement significatif ? Un responsable politique souhaiterait avoir les réponses à ces questions pour procéder à une évaluation en termes de coûts et d'avantages qui est la première étape pour décider ensuite s'il y a lieu ou non de consentir un plus gros effort d'investissement dans des programmes qui donnent apparemment de bons résultats.

Je comprends la difficulté qu'il y a à répondre à la première question compte tenu des données considérées et des méthodes économétriques utilisées dans l'étude. Mais on peut répondre à la deuxième question en considérant les coefficients présentés au *tableau 4*. Pour ce faire, je concentrerai mes propos sur le sous-ensemble de coefficients concernant les variables indicatrices des politiques du marché du travail relevant de l'aide sociale (AS) et de l'assurance chômage (AC), autrement dit sur les estimations figurant aux trois ou quatre dernières lignes de chaque section du *tableau 4*.

Premièrement, interrogeons-nous sur la *significativité statistique* des effets estimés des programmes. Il est présenté au total 59 coefficients pour caractériser l'effet des pro-

grammes sur les sorties de l'aide sociale, les sorties du chômage, les sorties de l'emploi et les sorties de l'inactivité. En partant simplement du principe que tout coefficient dont le t est ≥ 2 est statistiquement significatif, on constate que 18 seulement des 59 coefficients (soit 30 %) satisfont à ce critère de base. Par conséquent, la première conclusion qu'un responsable public pourrait tirer de cette étude serait que les programmes considérés n'ont apparemment pas un effet très étendu sur la dynamique du marché du travail, au sein du groupe visé, sur la période considérée.

On pourrait toutefois faire valoir que cette conclusion est trompeuse dans la mesure où les responsables publics sont avant tout préoccupés par l'impact potentiel des programmes du marché du travail sur la transition vers l'emploi, plutôt que par les transitions vers les autres états envisagés dans cette étude. Dans le *tableau 4*, 13 coefficients caractérisent les transitions vers l'emploi. Cependant, trois seulement de ces coefficients sont significatifs du point de vue statistique : le premier concerne l'impact négatif d'une participation récente à un programme sur les sorties de l'aide sociale vers l'emploi ; le deuxième concerne l'impact positif d'une participation récente à un programme relevant de l'assurance chômage sur les sorties du chômage vers l'emploi (je me montre ici un peu large dans la mesure où le t n'est que de - 1,95) ; et le troisième concerne l'impact négatif d'une participation récente à un programme relevant de l'aide sociale sur les sorties de l'inactivité vers l'emploi.

Je tirerai trois autres conclusions de cette évaluation globale de la pertinence statistique des effets des politiques du marché du travail rapportés dans cette étude. Premièrement, du point de vue économétrique, l'« efficacité » des programmes – celle-ci s'appréciant au regard de la mesure dans laquelle ils élèvent les taux de sortie vers l'emploi – ne s'impose guère comme une évidence. Deuxièmement, si un programme a une certaine efficacité, celle-ci semble découler d'une participation récente et non d'une participation plus ancienne à un programme. Troisièmement, la participation récente à un programme relevant de l'assurance chômage donne de bons résultats pour les bénéficiaires de l'assurance chômage mais la participation récente à un programme relevant de l'aide sociale ne

donne pas les mêmes résultats pour les bénéficiaires de l'aide sociale ni pour les inactifs.

Pourquoi les programmes n'ont pas le même effet sur les bénéficiaires de l'assurance chômage que sur ceux de l'aide sociale en termes de sorties vers l'emploi ?

Malheureusement, l'étude ne traite guère de cette question, qui est pourtant d'une extrême importance pour les responsables publics. Plusieurs explications possibles viennent à l'esprit :

a) Les programmes du marché du travail visant les bénéficiaires de l'assurance chômage diffèrent (et sont meilleurs), dans leur *conception*, leur *contenu* et leur *mise en œuvre* de ceux visant les bénéficiaires de l'aide sociale. Malheureusement, l'étude n'apporte guère de précisions sur ce point. Certes, les encadrés 1 et 2 donnent un certain nombre d'informations d'ordre général sur le type de programmes du marché du travail qui étaient proposés, au Québec, aux bénéficiaires de l'assurance chômage et aux bénéficiaires de l'aide sociale, au sein du groupe visé. On voit que, sur la période 1987-1993, les bénéficiaires de l'assurance chômage et de l'aide sociale avaient accès à un large éventail de programmes. Il apparaît que nombre des programmes destinés aux bénéficiaires de l'aide sociale mettent fortement l'accent sur le rattrapage scolaire ou l'expérience en milieu de travail, encore qu'un dispositif – le programme d'aide à l'intégration à l'emploi (PAIE) – instaure des subventions salariales dont le montant varie selon que l'employeur est une entreprise privée, une municipalité ou un organisme sans but lucratif. Les programmes en faveur des bénéficiaires de l'assurance chômage mettent apparemment davantage l'accent sur les subventions salariales (éventuellement liées à une formation) ou sur une formation adaptée aux besoins du marché du travail local.

Il serait assurément intéressant d'en savoir plus sur les divers dispositifs pour tenter de comprendre pourquoi les programmes de l'assurance chômage donnent apparemment de meilleurs résultats que les programmes de l'aide sociale pour le groupe considéré. Par exemple, combien de jeunes, dans chaque cas, ont-ils participé aux différents programmes ? Y a-t-il une relation entre la participation à

une mesure *spécifique* d'éducation, de formation, de recherche d'emploi ou de subvention salariale et la probabilité d'une transition réussie de l'aide sociale ou de l'assurance chômage vers l'emploi ? Après avoir passé en revue diverses études consacrées à l'évaluation de ce type de programmes, j'ai pu observer que les rares programmes en direction des jeunes défavorisés qui donnent de bons résultats présentent généralement les caractéristiques suivantes :

- i) « les programmes qui donnent des résultats ont des liens étroits avec le marché du travail local et ciblent des emplois pour lesquels la rémunération est relativement élevée, la croissance est forte et les perspectives de promotion sont satisfaisantes ;
- ii) ils regroupent de façon cohérente et bien dosée une part d'enseignement théorique, de formation professionnelle et de formation en cours d'emploi ;
- iii) ils proposent aux jeunes des passerelles vers une formation complémentaire pour qu'ils puissent améliorer leurs qualifications ;
- iv) ils offrent de nombreux services d'appui adaptés aux besoins des jeunes et de leur famille ;
- v) et ils suivent en permanence les résultats et utilisent cette information pour améliorer leur propre qualité. » (voir Martin (2000), p. 104).

Il serait extrêmement intéressant de savoir si ces diverses caractéristiques ont joué un rôle dans la réussite des programmes en direction des bénéficiaires de l'assurance chômage considérés dans cette étude.

b) Peut-être l'explication est-elle à rechercher du côté de la *perception* que les employeurs ont de la situation ? Le fait de percevoir des prestations d'aide sociale peut dévaloriser un jeune aux yeux d'un employeur potentiel qui aura tendance à le considérer comme un « bon à rien » par rapport à un chômeur indemnisé qui, au moins, aura une expérience plus récente du marché du travail. Mais, pour apprécier la validité de cette hypothèse, il faudrait savoir si les employeurs potentiels connaissent le statut des jeunes demandeurs d'emploi au regard des différents types de prestations et s'ils en ont tenu compte dans

leur décision d'embauche. Était-ce vraisemblable au Québec ?

c) Une troisième explication possible réside dans les *incitations financières* auxquelles les administrateurs des programmes sont confrontés dans un pays à structure fédérale comme le Canada. L'assurance chômage – on parle aujourd'hui d'assurance emploi – y est une responsabilité fédérale tandis que l'aide sociale y est une responsabilité provinciale. J'imagine que, durant la période considérée par cette étude, les autorités provinciales ont supporté, en partie si ce n'est en totalité, le coût des programmes relevant de l'aide sociale. Par conséquent, les autorités provinciales avaient clairement intérêt, financièrement, à essayer de réorienter les bénéficiaires de l'aide sociale vers l'assurance chômage plutôt qu'à s'efforcer de concevoir des programmes réellement efficaces pour les réinsérer dans l'emploi. Cet effet de *déplacement de la charge budgétaire*, dans un pays à système fédéral, pourrait expliquer que les jeunes bénéficiaires de l'aide sociale ont plus souvent transité vers l'assurance chômage que vers l'emploi. Il faut dire qu'à cette époque la participation à ce type de programmes, au Québec, déterminait l'admissibilité à l'assurance chômage.

Ce phénomène de déplacement de la charge budgétaire s'observe fréquemment dans les systèmes fédéraux. Ce type de mécanisme a été mis en évidence dans plusieurs études récentes de l'OCDE consacrées aux systèmes d'aide sociale (OCDE, 1998a, 1998b et 1999). Cockx et Ridder (2001) observent ce même type de situation à propos d'un dispositif de subventionnement de l'insertion professionnelle (emploi social) en Belgique (voir également Cockx (1999)). Ils montrent que le principal effet du dispositif aura été de permettre aux bénéficiaires de l'aide sociale d'avoir de nouveau accès aux allocations de chômage, faisant ainsi qu'ils ne relèvent plus des centres d'aide sociale. Les centres d'aide sociale n'étaient pas incités à améliorer l'employabilité des bénéficiaires de l'aide sociale et le dispositif, en l'occurrence, a davantage contribué à renforcer la dépendance à l'égard de l'aide sociale plutôt qu'à l'atténuer. Cockx et Ridder (2001) pensent que le même type d'incitation négative peut

sans doute expliquer l'absence de réussite de nombreux programmes d'insertion professionnelle dans d'autres pays européens.

d) Enfin, le fait que les participants récents à un programme du marché du travail relevant de l'assurance chômage transitent plus rapidement que les autres bénéficiaires de l'assurance chômage vers l'emploi est peut-être à mettre en relation avec le fait qu'ils *ont épuisé leurs droits aux prestations d'assurance chômage*. Peut-être faut-il voir là le signe que la participation récente à un programme du marché du travail témoigne de ce qu'il reste un plus petit nombre de semaines d'admissibilité aux prestations de chômage plutôt que le signe d'une employabilité accrue par suite de la participation à un programme ? Après tout, on peut penser que nombre des personnes ayant suivi récemment une formation dans le cadre de l'assurance chômage percevaient des prestations depuis un certain temps avant de participer à ce programme. Le coefficient du *tableau 4* montre que les stagiaires qui réintègrent directement l'assurance chômage ne restent pas aussi longtemps dans cette situation que les nouveaux accédants à l'assurance chômage. Peut-être est-ce simplement dû au fait que les premiers ont déjà épuisé une bonne partie de leurs droits statutaires à l'assurance chômage ? Cette interprétation cadre avec l'observation qui a pu être faite, à savoir que ce groupe transite plus rapidement non seulement vers l'emploi mais aussi vers l'aide sociale et vers d'autres formes de non-emploi.

Remarques en guise de conclusion

L'étude commentée ici soulève donc des questions très intéressantes sur lesquelles il serait utile d'approfondir la réflexion. Ce serait nécessaire pour vérifier la robustesse des effets estimés des programmes. Ce serait très utile, aussi, pour apprécier l'efficacité des divers dispositifs du point de vue de leur impact sur les rémunérations après qu'un participant a participé à un programme et du point de vue des transitions vers l'emploi. Il serait également intéressant d'essayer de voir, comme cela a été signalé plus haut, si l'efficacité apparemment supérieure des programmes visant les bénéficiaires de l'assurance chômage, par opposition aux bénéficiaires de l'aide

sociale, peut s'expliquer, d'une manière ou d'une autre, par les différences dans l'éventail des programmes proposés aux deux groupes.

Pour les raisons indiquées plus haut, j'hésiterais à conclure, sur la base des éléments fournis par cette étude, que l'on sait, désormais,

quels sont les programmes qui sont efficaces pour les jeunes hommes défavorisés. Mais j'espère que les auteurs me démentiront car nous avons grand besoin d'exemples de réussite dans ce domaine clé de la politique du marché du travail.

J'adresse mes très vifs remerciements à mon collègue, Paul Swaim, pour ses précieux conseils. Ce sont mes propres avis que j'exprime ici : ils ne reflètent pas nécessairement le point de vue de l'OCDE.

BIBLIOGRAPHIE

Cockx B. (1999), « The Design of Active Labour Market Policies: what Matters and what doesn't ? », IRES Discussion Paper n° 9935, Université catholique de Louvain.

Cockx B. et Ridder G. (2001), « Social Employment of Welfare Recipients in Belgium: an Evaluation », *Economic Journal*, 111(470), 322-352.

Heckman J.J., LaLonde R.J. et Smith J.A. (1999), « The Economics and Econometrics of Active Labour Market Programs », in O. Ashenfelter and D.Card, *Handbook of Labour Economics*, 3A(31):1865-2097, North Holland:Amsterdam.

Martin J.P. (2000), « Ce qui fonctionne dans les politiques actives du marché du travail : observations découlant de l'expérience des pays de l'OCDE », *Revue économique de l'OCDE*, n° 30, 2000/1, pp. 85-122.

OCDE (1998a), *Combattre l'exclusion : l'aide sociale en Australie, en Finlande, au Royaume Uni et en Suède*, Paris.

OCDE (1998b), *Combattre l'exclusion : l'aide sociale en Belgique, en Norvège, aux Pays-Bas et en République tchèque*, Paris.

OCDE (1999), *Combattre l'exclusion : l'aide sociale au Canada et en Suisse*, Paris.

RÉPONSE AUX COMMENTAIRES DE THIERRY MAGNAC ET JOHN P. MARTIN

Lucie Gilbert, Thierry Kamionka et Guy Lacroix

Les commentaires formulés par Thierry Magnac et John Martin sont souvent pertinents et soulèvent des questions qui méritent d'être approfondies dans l'espace restreint qui nous est imparti.

L'article a trois principaux objectifs. Le premier est d'ordre purement empirique. Il s'agit d'exploiter la richesse des données mises à notre disposition pour illustrer la dynamique complexe qui caractérise les transitions des jeunes hommes faiblement scolarisés sur le marché du travail au Québec. Il y a tout lieu de croire que les dynamiques observées au Québec sont valables pour des pays tels la France et les États-Unis. La complexité des transitions révélées par nos données montre que les évaluations habituelles des politiques publiques d'emploi reposant sur des données annuelles risquent d'occulter une part importante des difficultés d'insertion auxquelles sont confrontés les jeunes hommes défavorisés sur le marché du travail. Le deuxième objectif est d'ordre méthodologique. Comme le souligne Thierry Magnac (cf. commentaire 1), il importe de ne pas confondre les effets des programmes d'insertion et celui des caractéristiques individuelles non observables sur les transitions ultérieures sur le marché du travail. Il existe plusieurs façons d'appréhender ces caractéristiques non observables. Nous en proposons une qui a la propriété d'être à la fois flexible et plus générale que celles utilisées dans la littérature. Enfin, le troisième objectif consiste à proposer une première évaluation rigoureuse de programmes d'insertion en emploi destinés aux bénéficiaires de l'aide sociale au Québec.

Bien qu'il nous apparaisse naturel de mesurer l'efficacité de programmes d'insertion par leur impact sur les transitions vers l'emploi, nous convenons avec les deux commentateurs que la qualité des emplois et/ou le niveau des salaires versés sont des indicateurs alternatifs de l'efficacité des programmes. Nous nous sommes limités aux transitions vers l'emploi pour deux raisons. Premièrement, les fichiers administratifs portant sur les passages en emploi contiennent une information parcelaire sur la rémunération des travailleurs. Ces

fichiers sont utilisés pour déterminer l'admissibilité des travailleurs aux prestations d'assurance chômage et le montant des prestations le cas échéant. Comme les prestations sont calculées en fonction du revenu hebdomadaire, les fichiers ne contiennent pas d'information sur les heures travaillées. Il n'est donc pas possible de calculer un salaire horaire. Par ailleurs, comme les prestations sont plafonnées, tout revenu supérieur au « revenu assurable maximal » est tronqué dans les fichiers, c'est-à-dire qu'il est fixé à cette valeur maximale. Deuxièmement, notre intérêt pour les transitions vers l'emploi s'explique par le fait qu'il est probablement plus pertinent d'étudier, en fonction de ce critère, l'efficacité de programmes destinés à l'insertion durable d'un groupe qui, comme l'indique John Martin, « s'est révélé être le groupe le plus difficile à aider par des mesures actives sur le marché du travail » (cf. commentaire 2).

L'interprétation des résultats économétriques est complexe. Thierry Magnac a raison de souligner que la simulation de trajectoires en l'absence de certains programmes permettrait de mieux cerner l'impact des programmes d'insertion. On peut, à l'instar de John Martin, focaliser l'attention sur les paramètres des indicatrices des programmes propres à certains états. Ces paramètres donnent effectivement l'effet des programmes sur les sorties d'un état à destination d'un autre état. L'impact d'un programme peut toutefois être appréhendé dans sa globalité. Par exemple, la participation à une mesure destinée aux bénéficiaires de l'assurance chômage pourrait avoir pour effet d'augmenter le taux de transition de l'emploi vers le chômage et augmenter le taux de transition de l'aide sociale vers l'emploi. L'effet net pourrait être mesuré en fonction de la proportion du temps passé en emploi.

John Martin s'interroge sur les raisons pouvant expliquer pourquoi les programmes d'insertion destinés aux bénéficiaires de l'aide sociale semblent moins efficaces que ceux destinés aux bénéficiaires de l'assurance chômage. Il est probable, comme il le suggère, que les programmes destinés aux bénéficiaires de

l'assurance chômage soient mieux conçus. Pour le vérifier, il aurait fallu désagréger les programmes d'insertion en plusieurs composantes. Cela aurait eu pour conséquence d'augmenter de façon trop importante le nombre d'états et de transitions potentielles. Par ailleurs, certains programmes concernent trop peu d'individus pour en permettre un traitement statistique de façon isolée. Les effets mesurés dans cette étude doivent donc être perçus comme des effets « moyens » des programmes à la disposition des prestataires au cours de la période couverte par l'étude.

John Martin souligne les effets des incitations financières intrinsèques au fédéralisme fiscal canadien. Nous lui donnons, sur ce point, entièrement raison. C'est pourquoi nous avons pris la peine de distinguer entre le programme PAIE et les autres programmes destinés à l'insertion des bénéficiaires de l'aide sociale. Seul le dispositif PAIE rend les participants admissibles aux prestations d'assurance chômage. Les stages effectués dans le cadre de programmes tels expérience de travail ou stage en milieu de travail ne sont pas rémunérés et n'impliquent aucune contribution de la part du stagiaire et de l'entreprise à la caisse de l'assurance chômage.

John Martin suggère un possible effet positif de la durée passée en chômage sur le taux de sortie vers l'emploi. Il est notable que cet effet n'existe seulement qu'au voisinage de la fin de l'indemnisation (Meyer, 1990 ; Dormont, Fougère et Prieto, 2001). Dans notre modèle, la durée de séjour dans l'état du marché du travail intervient dans la fonction de hasard de base. Ce que nous estimons dans l'article, c'est l'impact positif sur l'ensemble du taux de sortie d'un passage récent par un dispositif à l'assurance chômage. Cet effet positif estimé est bien distinct de l'effet très ponctuel de la fin de l'indemnisation qui est seulement décalé dans le temps selon l'historique de la trajectoire de l'individu sur le marché du travail.

John Martin évoque l'attitude des employeurs à l'égard des participants aux mesures destinées aux bénéficiaires de l'aide sociale. Les employeurs cherchant à embaucher doivent s'engager dans un processus de recrutement coûteux. Pour minimiser les coûts du recrutement, les employeurs sont susceptibles d'utiliser toute l'information disponible au sujet d'un candidat potentiel. Il est possible qu'ils interprètent la participation à des mesures d'insertion destinées aux prestataires de l'aide sociale comme un signal témoignant de difficultés passées à s'insérer de façon durable en emploi. Les prestataires, de leur côté, peuvent avoir eu la malchance de perdre un emploi malgré eux ou même d'être entrés sur le marché du travail au cours d'une mauvaise phase du cycle économique. La rationalité des employeurs aura pour conséquence de diminuer les probabilités d'embauche d'un participant. Comme nous le remarquons dans l'article, cette explication a déjà été donnée dans la littérature économique.

En guise de conclusion, la contribution de l'article réside principalement dans la mise en évidence des trajectoires complexes que vivent les jeunes hommes peu scolarisés et dans l'utilisation des outils dont dispose l'économètre pour étudier de telles trajectoires. La relative inefficacité des mesures de réinsertion destinées aux jeunes québécois bénéficiaires de l'aide sociale s'ajoute à une liste déjà longue de résultats semblables obtenus à l'aide de données provenant d'autres pays et utilisant des méthodes d'estimation différentes. Notre travail montre que le recours à des méthodes d'analyse adéquates et l'utilisation de données très détaillées permet d'apporter un éclairage nouveau sur les impacts des programmes publics d'insertion sur le marché du travail notamment en mettant en évidence la dynamique de leurs effets. Notre contribution permet aussi de rendre compte de façon très précise de l'importance des mécanismes de sélectivité dans ces dispositifs publics d'insertion en emploi.

BIBLIOGRAPHIE

Dormont B., Fougère D. et Prieto A. (2001), « L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi », *Économie et Statistique*, n° 343, pp. 3-28.

Meyer B. (1990), « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », *Econometrica*, vol. 58, pp. 757-782.
