

# AC

*La mobilité  
interprovinciale de la  
main-d'œuvre au Canada :  
le rôle de l'assurance-  
chômage et de l'aide sociale*

**par Zhengxi Lin**



Développement des  
ressources humaines Canada

Human Resources  
Development Canada

**L'assurance-chômage  
et l'aide sociale**



**Canada**

Juillet 1995

Also available in English.

IN-AH-220F-07-95



Imprimé sur du papier recyclé.



*La mobilité  
interprovinciale de la  
main-d'œuvre au Canada :  
le rôle de l'assurance-  
chômage et de l'aide sociale*

**par Zhengxi Lin**

Développement des ressources humaines Canada

L'assurance-chômage  
et l'aide sociale

## **Remerciements**

Le présent document est le 21<sup>e</sup> d'une série de publications parrainées par Développement des ressources humaines Canada (DRHC). L'auteur remercie Ging Wong et Tom Siedule pour des commentaires, des suggestions et des discussions utiles. Le contenu de ce document demeure toutefois la seule responsabilité de l'auteur et ne reflète pas nécessairement le point de vue de DRHC.

## **Série d'évaluations de l'assurance-chômage**

Dans le cadre de sa politique et de ses programmes, Développement des ressources humaines Canada (DRHC) s'engage à aider tous les Canadiens et les Canadiennes à vivre une vie productive et enrichissante et à promouvoir un milieu de travail juste et sécuritaire, un marché du travail compétitif avec équité en matière d'emploi et une solide tradition d'acquisition du savoir.

Afin de s'assurer qu'il utilise à bon escient les fonds publics pendant qu'il remplit cet engagement, DRHC évalue de façon rigoureuse dans quelle mesure les objectifs de ses programmes sont atteints. Pour ce faire, le Ministère recueille systématiquement des renseignements qui lui permettent d'évaluer la raison d'être du programme, son incidence nette et des solutions de rechange aux activités subventionnées par l'État. Les renseignements obtenus servent de point de départ pour mesurer le rendement et évaluer les leçons tirées en matière de politique stratégique et de planification.

Dans le cadre de ce programme de recherche évaluative, le Ministère a préparé une importante série d'études en vue de l'évaluation globale du programme de prestations ordinaires d'assurance-chômage. Les études ont été réalisées par les meilleurs experts en la matière provenant de sept universités canadiennes reconnues, du secteur privé et de la Direction générale de l'évaluation. Même si chacune des études constitue une analyse distincte portant sur un point particulier de l'assurance-chômage, elles reposent toutes sur le même cadre analytique. L'ensemble de ces études représente la plus importante recherche évaluative en matière d'assurance-chômage jamais faite au Canada et s'avère par le fait même un ouvrage de référence capital.

La série d'évaluations de l'assurance-chômage permet d'éclairer le débat public sur une composante principale du système de sécurité sociale canadien.

I.H. Midgley  
*Directeur général*  
*Évaluation*

Ging Wong  
*Directeur*  
*Programmes d'assurance*



## *Table des matières*

<b>R</b> ésumé .....	7
Introduction .....	9
1. Mobilité interprovinciale des travailleurs : faits et tendances .....	11
2. Caractéristiques des migrants, programmes gouvernementaux et rendements économiques liés à la mobilité des travailleurs .....	15
3. Mobilité « aller-retour » : faits et caractéristiques .....	20
4. Facteurs déterminants de la mobilité interprovinciale des travailleurs .....	22
5. Conclusion .....	29
Annexe A : Analyse du modèle logit .....	33
Annexe B : Définition des variables .....	40
Annexe C : Moyenne de l'échantillon et écarts types .....	44
Bibliographie .....	50
Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage .....	51

## Liste des tableaux

Tableau 1	Migration interprovinciale par province de résidence .....	33
Tableau 2	Distribution provinciale des migrants interprovinciaux et de la population adulte .....	34
Tableau 3	Mouvements migratoires interprovinciaux, Canada, 1989 .....	35
Tableau 4	Mouvements migratoires interprovinciaux, Canada, 1990 .....	36
Tableau 5	Destinations des migrants interprovinciaux par province de résidence, Canada, 1989 .....	37
Tableau 6	Destinations des migrants interprovinciaux par province de résidence, Canada, 1990 .....	38
Tableau 7	Raisons du départ vers une autre province, par sexe .....	39
Tableau 8	Taux de mobilité et distribution des migrants interprovinciaux et de la population adulte .....	40
Tableau 9	Prestations d'assurance-chômage et d'aide sociale et participation à un programme de formation, par province .....	41
Tableau 10	Distribution des prestataires d'assurance-chômage et d'aide sociale et des participants à un programme de formation et la population adulte, par province .....	41
Tableau 11	Taux de mobilité des prestataires d'assurance-chômage et d'aide sociale et des participants à un programme de formation, par province de résidence .....	42
Tableau 12	Rendement économique moyen de la mobilité interprovinciale des travailleurs, Canada, 1989 .....	43
Tableau 13	Mobilité aller-retour, par province, Canada, 1990 .....	44
Tableau 14	Mobilité aller-retour par raison initiale de départ de la province, Canada, 1990 .....	44
Tableau 15	Raisons du retour en 1990 à la province de résidence en 1988 .....	45
Tableau 16	Mobilité aller-retour selon les caractéristiques démographiques et sociales, Canada, 1990 .....	46



## Résumé

Cette étude fait partie d'une vaste évaluation du programme de prestations d'assurance-chômage ordinaires au Canada. Elle a pour objet de déterminer l'incidence sur la mobilité interprovinciale des travailleurs des programmes gouvernementaux liés au marché du travail tels que les prestations d'assurance-chômage et d'aide sociale et divers programmes de formation liés à l'emploi et parrainés par le gouvernement fédéral. Les données utilisées sont extraites du fichier de données longitudinales sur les personnes, pour les années 1988 à 1990, de l'Enquête sur l'activité de Statistique Canada.

Cette étude analysera la mobilité interprovinciale de la main-d'œuvre en fonction de catégories suivantes : gains et pertes de population, distribution des destinations, raisons de la migration, rendement économique de la mobilité, mobilité « aller-retour », mobilité et assurance-chômage et facteurs déterminants de la mobilité.

Compte tenu de ces résultats, nous concluons que la plupart des facteurs significatifs de la mobilité interprovinciale des travailleurs échappent au contrôle du gouvernement et que les politiques qui s'appliquent directement au marché du travail influent assez peu sur la probabilité de la mobilité interprovinciale. Cependant, il faut assortir ces résultats d'un certain nombre de réserves. Premièrement, comme la conjoncture générale varie en fonction du cycle économique, les stratégies d'adaptation au marché de travail doivent s'ajuster en conséquence. Les données utilisées dans cette étude couvrent les années 1988 à 1990, période qui représente le point culminant entre les récessions de 1981-1983 et de 1991-1993. Les conclusions de cette étude ne doivent pas être appliquées systématiquement à la mobilité dans les autres périodes. Pour qu'il soit possible d'examiner les facteurs de la mobilité et d'évaluer l'incidence des programmes gouvernementaux sur d'autres phases du cycle économique, il faut analyser les données couvrant les périodes pertinentes. (L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistique Canada est une source de renseignements.)

Deuxièmement, l'Enquête sur l'activité ne saisit probablement pas toute la portée du Régime d'assurance-chômage. En particulier, les paramètres pouvant favoriser la mobilité des travailleurs, autres que le fait de toucher des prestations d'assurance-chômage, ne sont pas représentés dans les données. Par conséquent, même si le fait de toucher des prestations d'assurance-chômage ne favorise pas d'une manière statistiquement significative la mobilité interprovinciale, il est possible que certains paramètres du Régime d'assurance-chômage l'encouragent.

Troisièmement, de nombreuses personnes ont soutenu que les répondants de l'Enquête sur l'activité ne peuvent pas faire la distinction entre les nombreux programmes de formation liés à l'emploi et parrainés par le gouvernement fédéral. Autrement dit, la variable *TRAINING* mesure la participation à l'un ou l'autre de ces programmes, mais ne permet pas d'en faire la distinction, de sorte qu'elle représente l'incidence moyenne de tous les programmes de formation plutôt que l'effet d'un en particulier.



Enfin, la migration interprovinciale n'est qu'un des aspects de la mobilité géographique des travailleurs, et la migration *intraprovinciale* peut être un mécanisme d'adaptation du marché du travail encore plus important. Il existe peu d'études sur cette question, principalement en raison du manque de données. De futures recherches devraient aborder cette question.



## Introduction

Le Canada est un vaste pays composé de régions économiquement hétérogènes. Vu ces disparités économiques régionales, les marchés du travail doivent continuellement s'adapter aux conditions économiques locales. Dans les régions florissantes, la main-d'œuvre disponible peut être insuffisante ou mal adaptée aux emplois disponibles, d'où la nécessité d'y attirer les travailleurs des régions moins prospères. À l'inverse, la rareté des emplois dans les régions en crise économique peut encourager les travailleurs à chercher du travail ailleurs.

Théoriquement, la mobilité géographique des travailleurs est un mécanisme d'adaptation du marché du travail qui remplit justement cette fonction : inciter les travailleurs des régions à faible demande à s'installer dans celles où la demande est forte. En pratique toutefois, de nombreuses raisons peuvent empêcher les travailleurs de changer de région. Ils peuvent être mal renseignés sur les possibilités d'emploi qui existent dans d'autres régions, ne pas avoir les compétences nécessaires ou les ressources leur permettant de se réinstaller, ou encore être empêchés de partir par des motifs d'ordre culturel, personnel ou familial.

Voilà où entrent en jeu les programmes gouvernementaux comme l'assurance-chômage, l'aide sociale et les divers programmes de formation parrainés par le gouvernement fédéral. Mais ces programmes augmentent-ils vraiment la mobilité géographique des travailleurs?

La théorie économique n'apporte pas de réponse concluante à cette question. Par exemple, l'assurance-chômage semble avoir des effets contradictoires sur la mobilité des travailleurs. D'une part, ce programme est transférable d'une région à l'autre et peut servir à financer les recherches d'emploi dans les régions offrant de meilleurs débouchés ou la réinstallation dans ces dernières. À cet égard, l'assurance-chômage encourage la mobilité. D'autre part, les prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional laissent supposer que l'assurance-chômage est plus généreuse dans les régions économiquement moins favorisées et qu'elle subventionne les secteurs d'activité saisonnière en dépannant les travailleurs pendant la morte-saison. La migration devient donc moins intéressante pour ces derniers. On ignore toutefois l'incidence nette de ces éléments qui se font contreponds.

Les données empiriques sont également peu concluantes. Dans certaines études, on a utilisé des données agrégées et les flux migratoires pour étudier l'incidence de l'assurance-chômage sur la mobilité des travailleurs, mais les conclusions qui s'en dégagent sont contradictoires. Par exemple, Winer et Gauthier (1982) ont étudié la question des mouvements migratoires entre les provinces et constaté que l'assurance-chômage entrave la mobilité, mais les auteurs estiment que leurs travaux n'aboutissent pas à des résultats probants. Dans une étude du mouvement migratoire entre les municipalités, Shaw (1985) a constaté que l'octroi d'assez généreuses prestations d'assurance-chômage fait augmenter l'immigration interne de travailleurs, mais n'a rien pu observer qui montre que des prestations moins intéressantes stimulent l'émigration interne. Les études s'appuyant sur des microdonnées ne permettent pas, elles non plus, de tirer des conclusions concluantes. Osberg et Gordon (1991) et Osberg, Gordon et Lin (1994) ont étudié la

*La mobilité géographique des travailleurs est un mécanisme d'adaptation du marché du travail qui remplit justement cette fonction : inciter les travailleurs des régions à faible demande à s'installer dans celles où la demande est forte.*

détermination simultanée du mouvement migratoire interrégional et la mobilité interindustrielle des travailleurs et conclu que le fait de toucher de l'assurance-chômage ne constitue pas un facteur statistiquement significatif de la mobilité interrégionale. Cahill (1993) a repris les mêmes données et conclu que l'assurance-chômage accroît la mobilité. À partir des données du Panel Study of Income Dynamics, Goss et Paul (1990) ont étudié la probabilité de migration chez les chefs de ménage américains et constaté que l'assurance-chômage a, sur la mobilité, un effet positif pour les chômeurs volontaires et négatif pour les chômeurs involontaires.

La présente étude a pour objet d'étudier de façon empirique l'incidence de l'assurance-chômage, de l'aide sociale et de la formation subventionnée par le gouvernement fédéral sur la mobilité interprovinciale des travailleurs; elle utilise des microdonnées du fichier de données longitudinales tirées de l'Enquête sur l'activité (1988 à 1990) de Statistique Canada.

Le chapitre 1 présente une vue d'ensemble de la mobilité interprovinciale des travailleurs au Canada. Le chapitre 2 étudie les caractéristiques démographiques et socio-économiques des migrants interprovinciaux, le rapport entre la mobilité des travailleurs et les programmes gouvernementaux et la performance des migrants sur le marché du travail par rapport aux non-migrants. Le chapitre 3 aborde les structures de la mobilité « aller-retour ». Le chapitre 4 étudie de façon empirique l'incidence de l'assurance-chômage, de l'aide sociale et de la formation sur la mobilité interprovinciale des travailleurs et établit un modèle économétrique permettant de mesurer les variables de la migration interprovinciale par l'estimation du maximum de vraisemblance au moyen de régressions non linéaires. Enfin, le chapitre 5 parle des avantages et des limites de l'étude et mentionne certains sujets qui pourraient faire l'objet de recherches futures.

# 1. Mobilité interprovinciale des travailleurs : faits et tendances



## Vue d'ensemble

En 1989, quelque 120 000 Canadiens d'âge adulte (16 à 69 ans), soit 0,7 p. 100 de la population adulte, ont changé de province de résidence (voir le tableau A.1). En 1990, ce chiffre est passé à environ 170 000, ou 1,0 p. 100 de la population<sup>1</sup>. En décomposant ce chiffre par province, nous obtenons un écart considérable. Les résidents du Québec, de l'Ontario et de la Colombie-Britannique étaient relativement sédentaires, tandis que dans les provinces de l'Atlantique et dans les Prairies, nous avons enregistré un important courant d'émigration. En 1989, l'Île-du-Prince-Édouard se trouvait en tête des provinces, l'émigration de sa population adulte vers une autre province s'établissant à 2,0 p. 100. En 1990, la Saskatchewan prenait les devants, 2,3 p. 100 de sa population adulte ayant émigré vers une autre province. D'autre part, les taux de mobilité du Québec et de l'Ontario n'étaient que de 0,4 et 0,7 p. 100, respectivement, en 1989, et de 0,7 p. 100 en 1990, pourcentages très inférieurs à la moyenne nationale.

Ces écarts de taux de mobilité des travailleurs entre les provinces se remarquent également quand on compare la répartition par province du nombre total de migrants interprovinciaux à la répartition par province de la population totale (voir le tableau A.2). Dans les provinces de l'Atlantique et dans les Prairies, le taux de mobilité était supérieur à la moyenne nationale et, par conséquent, la part des migrants attirés par ces provinces était plus importante que leur part de la population adulte du pays. À l'inverse, les taux de mobilité du Québec, de l'Ontario et de la Colombie-Britannique étaient inférieurs à la moyenne nationale et la part de migrants interprovinciaux de chacune de ces provinces était moins élevée que leur part de la population adulte du pays.

## Mouvements migratoires interprovinciaux

Le fait de détailler les mouvements migratoires interprovinciaux et, par le fait même, de déterminer quelles provinces ont perdu ou acquis de la population nous permet d'obtenir une vue plus détaillée de la mobilité interprovinciale des travailleurs (voir les tableaux A.3 et A.4). Les provinces qui ont subi une perte de population en 1989 sont Terre-Neuve (0,77 p. 100), l'Île-du-Prince-Édouard (0,66 p. 100), le Nouveau-Brunswick (0,74 p. 100), le Manitoba (0,86 p. 100) et la Saskatchewan (1,15 p. 100). Bien qu'il y ait eu une certaine migration d'entrée vers ces provinces, la migration de sortie s'y est avérée plus importante<sup>2</sup>. En grande partie à cause de la barrière linguistique, les mouvements migratoires au profit ou au détriment du Québec ont été considérablement inférieurs à ceux des autres provinces. L'immigration y a pratiquement égalé l'émigration et sa popula-

*Dans les provinces de l'Atlantique et dans les Prairies, le taux de mobilité était supérieur à la moyenne nationale et, par conséquent, la part des migrants attirés par ces provinces était plus importante que leur part de la population adulte du pays.*

1 La mobilité est légèrement sous-estimée, car les personnes qui ont quitté leur province et y sont retournées pendant la même période d'enquête ne figurent pas comme migrants pour la bonne raison que leur province de résidence était la même lors des deux périodes faisant l'objet de l'enquête.

2 Cette perte de population ne paraît pas considérable, mais elle peut croître rapidement. Par exemple, si, en Saskatchewan, la tendance devait se poursuivre pendant cinq ans, la province perdrait presque 6 p. 100 de sa population adulte.

tion est restée sensiblement la même. L'Ontario a enregistré un flux migratoire brut identique à celui du Québec. En Ontario toutefois, le nombre d'émigrants a dépassé celui des immigrants dans une proportion de presque trois à deux, et la province a perdu près de 0,2 p. 100 de sa population adulte<sup>3</sup>. Les provinces qui ont accru leur population en 1989 sont la Nouvelle-Écosse (1,16 p. 100), l'Alberta (0,74 p. 100) et la Colombie-Britannique (0,25 p. 100). Ces provinces ont connu une émigration importante, mais l'afflux d'immigrants internes a été plus prononcé.

Les mouvements migratoires interprovinciaux de 1990 sont semblables à ceux de 1989. Encore une fois, les taux de migration de Terre-Neuve, de l'Île-du-Prince-Édouard, du Nouveau-Brunswick, du Manitoba et de la Saskatchewan ont été élevés. L'émigration a de nouveau été supérieure à l'immigration, et toutes ces provinces ont perdu une partie de leur population. Les mouvements migratoires totaux au profit ou au détriment du Québec sont restés négligeables. Mais, en 1990, le nombre d'émigrants a sensiblement dépassé celui des immigrants, et la province a perdu 0,5 p. 100 de sa population adulte. Le total des mouvements migratoires au profit ou au détriment de l'Ontario est également resté faible. L'émigration a encore une fois été supérieure à l'immigration, et la province a perdu encore 0,3 p. 100 de sa population adulte. Les taux de migration totale de la Nouvelle-Écosse et de l'Alberta ont encore une fois été très importants. Mais, en 1990, le nombre des émigrants a dépassé celui des immigrants, et les deux provinces ont subi une perte de population, de 0,12 p. 100 pour la Nouvelle-Écosse et de 0,48 p. 100 pour l'Alberta. La Colombie-Britannique a elle aussi subi un exode important de sa population, mais, comme elle a eu un taux d'immigration encore plus élevé, elle a été la seule province à enregistrer une augmentation de sa population, de 0,45 p. 100<sup>4</sup>.

### **Structures des départs et des retours**

En 1989, les principales destinations choisies par les émigrants quittant les provinces de l'Atlantique étaient l'Ontario et la Nouvelle-Écosse (tableau A.5). Les émigrants partis de Terre-Neuve se sont surtout installés en Ontario ou dans l'Ouest canadien (près de la moitié en Ontario, 28 p. 100 en Alberta et en Colombie-Britannique, 12 p. 100 dans d'autres provinces de l'Atlantique et 4 p. 100 au Québec). Toutes les personnes ayant quitté l'Île-du-Prince-Édouard se sont établies soit dans une autre province de l'Atlantique, soit en Ontario (plus de

3 Ces chiffres vont à l'encontre des tendances passées concernant les mouvements de population au Canada. L'Ontario a longtemps été la destination le plus souvent choisie par les migrants des autres provinces.

4 La colonne 4 des tableaux A.3 et A.4 permet de voir que les gains ne compensent pas les pertes dans les 10 provinces. En effet, certains migrants n'ont pas indiqué leur province de résidence après leur départ. Ces cas ont donc été classés comme « lieu de résidence non précisé ou autres ». En ajoutant la catégorie « lieu de résidence non précisé » aux résultats provinciaux, on équilibre les gains par rapport aux pertes. Rappelons en outre qu'ici nous tenons compte uniquement des déplacements au sein du bassin de population adulte, à l'exclusion de l'immigration d'étrangers. Les chiffres relatifs à l'immigration d'étrangers viendraient assurément modifier le rapport des gains et des pertes de population. L'Ontario et la Colombie-Britannique ont depuis toujours été les destinations pour la plupart des gens qui immigreront au Canada. Si nous tenons compte de ces nouveaux immigrants, la perte de population en Ontario attribuable à la mobilité des travailleurs s'en trouverait certainement plus que compensée et le gain de population de la Colombie-Britannique serait beaucoup plus élevé.

la moitié en Nouvelle-Écosse, 24 p. 100 au Nouveau-Brunswick et à Terre-Neuve et 22 p. 100 en Ontario). Aucune n'a choisi le Québec ou l'Ouest canadien. Bien que les gens quittant la Nouvelle-Écosse se soient dispersés dans tout le pays (sauf en Saskatchewan), la plupart ont élu domicile dans d'autres provinces de l'Atlantique (34 p. 100) ou en Ontario (46 p. 100), et seulement une petite partie d'entre eux sont allés s'établir au Québec (9 p. 100) et dans l'Ouest canadien (9 p. 100). Les personnes qui ont quitté le Nouveau-Brunswick ont surtout opté pour la Nouvelle-Écosse (44 p. 100), le Québec (23 p. 100) et l'Ontario (17 p. 100). Pour le reste, 3 p. 100 se sont établies à Terre-Neuve et dans l'Île-du-Prince-Édouard et 8 p. 100, dans l'Ouest canadien.

Les émigrants quittant le Québec se sont établis de façon assez uniforme dans toutes les autres régions du pays : 20 p. 100 dans les provinces de l'Atlantique, surtout en Nouvelle-Écosse, 31 p. 100 en Ontario et 33 p. 100 en Alberta et en Colombie-Britannique. Les émigrants originaires de l'Ontario se sont aussi installés assez uniformément dans toutes les autres régions : 15 p. 100 dans les provinces de l'Atlantique, surtout en Nouvelle-Écosse, 36 p. 100 au Québec et 31 p. 100 dans l'Ouest canadien<sup>5</sup>.

Parmi les gens qui ont quitté les Prairies, la plupart sont restés dans l'Ouest canadien. Ceux qui sont partis du Manitoba ont choisi d'autres provinces de l'Ouest ou l'Ontario (plus des deux tiers ont choisi la Saskatchewan, l'Alberta et la Colombie-Britannique; 21 p. 100, l'Ontario; 4 p. 100 seulement, le Québec; et 1,5 p. 100, Terre-Neuve). La plupart des émigrants sortis de la Saskatchewan sont également restés dans l'Ouest canadien (plus des trois quarts sont allés au Manitoba, en Alberta et en Colombie-Britannique; 12 p. 100, en Ontario; 8 p. 100, au Québec; et 2,5 p. 100, en Nouvelle-Écosse et au Nouveau-Brunswick). Parmi ceux qui ont quitté l'Alberta, plus de la moitié ont choisi la Colombie-Britannique, 17 p. 100, l'Ontario, 17 p. 100, le Manitoba et la Saskatchewan, 8 p. 100, le Québec, et 6,5 p. 100, les provinces de l'Atlantique. Plus des deux tiers des émigrants sortis de la Colombie-Britannique se sont établis en Alberta, 11 p. 100, en Ontario, 9 p. 100, en Nouvelle-Écosse, et 7 p. 100, au Manitoba et en Saskatchewan.

En 1990, la distribution des destinations parmi les migrants interprovinciaux a été semblable à celle de 1989. L'Ontario et la Nouvelle-Écosse sont restées les principales destinations des émigrants sortis des provinces de l'Atlantique. L'Ontario a accueilli 35 p. 100 des émigrants de Terre-Neuve, 27 p. 100 de ceux de la Nouvelle-Écosse et 32 p. 100 de ceux du Nouveau-Brunswick. La Nouvelle-Écosse a absorbé 20 p. 100 des émigrants de Terre-Neuve, 59 p. 100 de ceux de l'Île-du-Prince-Édouard et 15 p. 100 de ceux du Nouveau-Brunswick (tableau A.6).

---

5 L'Enquête sur l'activité n'a pas enregistré de destinations pour une assez grande partie des émigrants sortis du Québec et de l'Ontario, soit 16 et 18 p. 100 respectivement. Les proportions de destinations manquantes dans le cas des émigrants des autres provinces sont beaucoup moins fortes, variant de 0,7 p. 100, pour l'Alberta, à 7 p. 100, pour Terre-Neuve.

*Plus du tiers des migrants interprovinciaux ont changé de province pour des raisons économiques, 27 p. 100 ont déclaré des raisons familiales, 3 p. 100 ont changé de province pour faire des études, 2,2 p. 100 sont partis au moment de la retraite, tandis qu'environ le tiers n'ont pas donné de raison.*

Comme en 1989, les gens quittant le Québec en 1990 se sont répartis dans toutes les provinces<sup>6</sup>. L'Alberta et la Colombie-Britannique sont restées les destinations les plus fréquentes pour les émigrants des provinces de l'Ouest. L'Alberta a absorbé 15 p. 100 des émigrants du Manitoba, 38 p. 100 de ceux de la Saskatchewan et 35 p. 100 de ceux de la Colombie-Britannique. La Colombie-Britannique a reçu 17 p. 100 des émigrants du Manitoba, 22 p. 100 de ceux de la Saskatchewan et 41 p. 100 de ceux de l'Alberta.

### **Motifs des mouvements migratoires**

En 1989, plus du tiers des migrants interprovinciaux ont changé de province pour des raisons économiques (7,5 p. 100 ont été mutés par l'employeur, 20 p. 100 ont accepté une offre d'emploi et 7,1 p. 100 sont allés chercher du travail), 27 p. 100 ont déclaré des raisons familiales (pour 15,3 p. 100, départ du conjoint ou des parents, et, pour 11,6 p. 100, habiter près de la famille ou d'amis), 3 p. 100 ont changé de province pour faire des études, 2,2 p. 100 sont partis au moment de la retraite, tandis qu'environ le tiers n'ont pas donné de raison (tableau A.4). En 1990, les départs non attribués à une raison particulière ont augmenté de plus de 50 p. 100, mais ceux qui sont motivés par des raisons économiques sont tombés à 26,5 p. 100, tandis que la proportion de personnes qui ont changé de province pour des raisons familiales a également accusé un recul pour s'établir à 16,5 p. 100. La proportion de personnes qui ont quitté leur province pour étudier est passée à 5 p. 100 et celle des personnes parties après leur retraite a régressé pour s'établir à 1,6 p. 100.

On constate un écart frappant entre les hommes et les femmes du point de vue des motifs invoqués (tableau A.7). Bien qu'une très grande partie des migrants et des migrantes ne donnent pas de raisons particulières pour quitter leur province de résidence, il semble que chez les hommes la mobilité soit la plupart du temps liée à des facteurs économiques, tandis que chez les femmes elle est plus souvent attribuable à des obligations familiales. En 1989, les raisons économiques expliquaient presque 46 p. 100 des départs chez les hommes, contre seulement 25,7 p. 100 chez les femmes. Par contre, les obligations familiales ont incité presque 39 p. 100 des femmes, contre seulement 12 p. 100 des hommes, à changer de province. En 1990, près de 34 p. 100 des hommes, comparativement à moins de 20 p. 100 des femmes, ont expliqué leur décision par des raisons économiques. Par contre, plus de 27 p. 100 des femmes, mais moins de 6 p. 100 des hommes, ont changé de province à cause d'obligations familiales.

<sup>6</sup> Pour l'ensemble des provinces, le nombre de destinations non précisées par les émigrants a considérablement augmenté en 1990. L'Enquête sur l'activité n'a pas enregistré de destinations pour plus de la moitié des émigrants de l'Ontario et pour 48 p. 100 de ceux du Québec. Pour les autres provinces, le nombre de destinations manquantes a également beaucoup augmenté, allant de 10 p. 100, pour Terre-Neuve, à 34 p. 100, pour l'Alberta.

## 2. Caractéristiques des migrants, programmes gouvernementaux et rendements économiques liés à la mobilité des travailleurs



### Caractéristiques des migrants

C'est surtout pour les jeunes que la mobilité interprovinciale est un mécanisme d'adaptation du marché du travail. Plus de 90 p. 100 des migrants en 1989 et 86 p. 100 en 1990 étaient âgés de 16 à 44 ans, même si ce groupe d'âge représentait seulement les deux tiers de la population adulte totale (tableau B.1)<sup>7</sup>. Les gens les plus instruits étaient plus susceptibles de quitter leur province que les moins instruits. La part des migrants dans chaque catégorie de niveaux d'instruction au-dessus du secondaire était toujours plus élevée que pour l'ensemble de la population adulte, tandis qu'elle était toujours plus faible pour le niveau secondaire ou les niveaux inférieurs.

La mobilité interprovinciale était légèrement plus élevée chez les femmes en 1989, mais on constate très peu de différence entre les hommes et les femmes pour 1990. Elle était plus élevée chez les Canadiens n'appartenant pas à une minorité visible, ayant l'anglais pour première langue, nés au Canada, célibataires et unique membre de leur famille. Parmi les migrants de 1989, 55 p. 100 étaient des femmes, 93 p. 100 ne faisaient pas partie d'une minorité visible, les trois quarts avaient l'anglais pour première langue, 87 p. 100 étaient nés au Canada, 42 p. 100 étaient célibataires et 18 p. 100 étaient l'unique membre de leur famille. La situation était semblable en 1990.

### Programmes gouvernementaux et mobilité des travailleurs

Le tableau B.2 indique le pourcentage de la population adulte qui a reçu des prestations d'assurance-chômage ou d'aide sociale ou qui a participé à un programme de formation parrainé par le gouvernement fédéral de 1988 à 1990. Dans l'ensemble du Canada, 11,9 p. 100 de la population ont reçu des prestations d'assurance-chômage à un moment donné en 1988. Cette proportion est descendue à 11,4 p. 100 en 1989 et passée à 12,4 p. 100 en 1990. Toutefois, vu la conjoncture économique générale prévalant à ce moment, le nombre de prestataires d'assurance-chômage variait considérablement d'une province à l'autre : il était beaucoup plus élevé dans les provinces de l'Atlantique et au Québec et moins élevé en Ontario et dans les provinces de l'Ouest. En 1990, le taux atteignait 16,1 p. 100 au Québec et, dans les provinces de l'Atlantique, il oscillait entre 17,1 p. 100, en Nouvelle-Écosse, et 33,1 p. 100, à Terre-Neuve. En comparaison, ce taux était plus faible dans le reste du pays; il était de 8,5 p. 100 seulement en Ontario et, dans les provinces de l'Ouest, il variait de 9,7 p. 100, en Alberta, à 11,6 p. 100, en Colombie-Britannique.

Si l'on répartit le nombre de prestataires d'assurance-chômage par province, les provinces de l'Atlantique représentaient en 1990 moins de 10 p. 100 de la population adulte, mais presque 16 p. 100 des prestataires d'assurance-chômage, et le Québec, 26,1 p. 100 de la population et 34 p. 100 des prestataires d'assurance-

*C'est surtout pour les jeunes que la mobilité interprovinciale est un mécanisme d'adaptation du marché du travail. Plus de 90 p. 100 des migrants en 1989 et 86 p. 100 en 1990 étaient âgés de 16 à 44 ans, même si ce groupe d'âge représentait seulement les deux tiers de la population adulte totale.*

<sup>7</sup> Les groupes d'âge sont ceux de l'Enquête sur l'activité de 1988. Les groupes d'âge réels devraient par conséquent avancer d'un an pour 1989 et de deux ans pour 1990.



*La participation à divers programmes de formation parrainés par le gouvernement fédéral est généralement élevée dans les provinces de l'Atlantique et au Québec et plus faible en Ontario et dans les provinces de l'Ouest.*

chômage (tableau B.3). D'autre part, l'Ontario avait presque 37 p. 100 de la population, mais seulement 25,3 p. 100 des prestataires d'assurance-chômage, et l'Ouest canadien, 28,1 p. 100 de la population, mais seulement 24,2 p. 100 des prestataires d'assurance-chômage.

Le pourcentage de la population adulte qui reçoit des prestations d'aide sociale varie également selon la province (tableau B.2). Il dépassait la moyenne nationale à Terre-Neuve, au Nouveau-Brunswick et au Québec et lui était inférieur dans le reste du pays. Par exemple, 4,1 p. 100 de la population adulte du pays a reçu des prestations d'aide sociale à un moment donné en 1990. Ce taux était de 6,3 p. 100 au Québec, de 6,0 p. 100 à Terre-Neuve et de 5,4 p. 100 au Nouveau-Brunswick, comparativement à 2,8 p. 100 en Saskatchewan et à 3,0 p. 100 en Ontario. Quant à la répartition de l'aide sociale par province, la part du Québec, de Terre-Neuve et du Nouveau-Brunswick était plus élevée, et celle des autres provinces, moins élevée, que la part correspondant à l'ensemble de la population adulte du pays (tableau B.3).

La participation à divers programmes de formation parrainés par le gouvernement fédéral est généralement élevée dans les provinces de l'Atlantique et au Québec et plus faible en Ontario et dans les provinces de l'Ouest (tableau B.2). En 1990, 0,8 p. 100 de la population adulte du pays a participé à des programmes de formation parrainés par le gouvernement fédéral. Mais le taux de participation atteignait 2,6 p. 100 à l'Île-du-Prince-Édouard et n'était que de 0,5 p. 100 en Colombie-Britannique. Quant à la répartition par province des participants aux programmes de formation, la part des provinces de l'Atlantique et du Québec était plus élevée, et celle de l'Ontario et de l'Ouest canadien plus faible, que la part de ces provinces dans l'ensemble de la population adulte (tableau B.3).

De 1988 à 1990, la mobilité interprovinciale enregistrée chez les adultes ayant reçu des prestations l'année précédente était généralement plus élevée chez les prestataires d'assurance-chômage que chez les non-prestataires, plus faible chez les bénéficiaires d'aide sociale que chez les non-bénéficiaires et plus élevée chez les participants aux programmes de formation parrainés par le gouvernement fédéral que chez les non-participants<sup>8</sup>.

### **Rendements économiques de la mobilité interprovinciale des travailleurs**

Comme les données longitudinales de 1988 à 1990 de l'Enquête sur l'activité utilisées ici comprennent des données sur des personnes pour trois années consécutives, il est possible d'utiliser la méthode des « écarts de différences »

8 Toutefois, ces observations ne signifient pas que le fait de recevoir des prestations d'assurance-chômage et de participer à des programmes de formation favorise la mobilité ou que le fait de recevoir des prestations d'aide sociale y fait obstacle, car d'autres facteurs, dont l'effet n'a pas été isolé, influent sur la mobilité des travailleurs. Au chapitre 4, nous examinons de façon empirique l'incidence de ces régimes gouvernementaux sur la mobilité géographique des travailleurs une fois les autres facteurs neutralisés au moyen d'un modèle économétrique.

pour estimer les rendements économiques de la mobilité des travailleurs<sup>9</sup>. Le tableau B.5 présente l'estimation par les « écarts de différences » des rendements économiques de la mobilité interprovinciale au Canada en 1989 pour les travailleurs qui ont occupé un emploi rémunéré en 1988 et en 1990, au moyen de certaines mesures de la performance sur le marché du travail<sup>10</sup>. Le tableau sépare les hommes des femmes parce que les raisons des changements de province ne sont pas les mêmes (voir le tableau A.7).

Pour les hommes, il est très profitable de changer de province. En moyenne, les gains annuels nominaux des migrants tirés d'un emploi rémunéré ont augmenté de 7 682 \$, ce qui représente 36,3 p. 100 du niveau d'avant la migration. En raison de l'inflation des salaires et de l'amélioration réelle du marché du travail, les gains des non-migrants ont eux aussi augmenté, mais de seulement 2 162 \$, soit de 8 p. 100 du niveau d'avant la migration. La hausse plus élevée des gains des migrants engendre, pour les gains, un rendement net de la mobilité provinciale des travailleurs de 5 520 \$, ce qui représente 26 p. 100 du revenu d'avant la migration.

Si l'on décompose les gains annuels tirés d'un emploi rémunéré en rémunération horaire et en heures de travail annuelles<sup>11</sup>, il est évident que le gain relatif de la mobilité est attribuable à l'augmentation à la fois de la rémunération et des heures de travail. En moyenne, la rémunération horaire des migrants a augmenté de 1,92 \$, ou de 15,3 p. 100, et celui des non-migrants, de 1,53 \$, ou de 11,3 p. 100, ce qui représente, pour la mobilité, un gain net de rémunération de 0,39 \$ l'heure, ou de 3,1 p. 100 du niveau d'avant la migration. Bien que le nombre moyen d'heures de travail des migrants ait augmenté de 290, ou de 18,5 p. 100, celui des non-migrants a reculé de 18,7, ou de 1 p. 100. Par conséquent, le rendement net de la mobilité est de 308 heures par année, soit de près de 20 p. 100 du niveau d'avant la migration.

9 De façon générale, cette méthode permet d'estimer le rendement d'un programme quelconque (activité) en calculant les résultats des participants avant et après leur participation, sans tenir compte des non-participants. Soit  $R$  = rendement,  $Y$  = indicateur des résultats, les indices  $p$  et  $n$  représentant les participants et les non-participants et les indices  $a$  et  $b$  représentant la situation avant et après la participation; le rendement d'une activité peut alors s'exprimer comme suit :

$$R = (Y_{pa} - Y_{pb}) - (Y_{na} - Y_{nb}).$$

Pour cet estimateur, il faut disposer de données concernant au moins un élément antérieur à la participation. Plus les données sur ces éléments sont nombreuses, plus l'estimation se rapprochera du rendement réel. Pour de plus amples détails, y compris la formulation du problème, l'application de la méthode et les données nécessaires, voir l'étude de Moffitt (1991).

10 Dans ce cas particulier, il s'agit des résultats des migrants, déduction faite des non-migrants. Étant donné que la migration a eu lieu en 1989, 1988 est l'année de référence pré-migration et 1990, l'année de référence postmigration.

11 Le changement des gains provenant d'un emploi équivaut à la somme de trois composantes : i) le changement de rémunération multiplié par le nombre d'heures de travail avant la migration, ii) le changement des heures multiplié par la rémunération touchée avant la migration, et iii) le changement de rémunération multiplié par le nombre d'heures de travail. Soit  $Y$  = gains,  $W$  = rémunération horaire,  $H$  = heures de travail par année et l'indice  $b$  représentant la période qui précède la migration; le changement des gains annuels s'exprime alors algébriquement ainsi :

$$\Delta Y = \Delta(WH) = \Delta W * H_b + \Delta H * W_b + \Delta W * \Delta H.$$

Dans le tableau B.5 toutefois, les trois composantes ne totalisent pas tout à fait le changement de gains. C'est que le revenu des travailleurs qui occupent plusieurs emplois représente la somme de tous les emplois et que les différents emplois sont rémunérés à des taux différents. Mais, dans le tableau B.5, le changement de rémunération chez les travailleurs occupant plusieurs emplois ne s'applique qu'au dernier emploi de l'année.

Calculé d'après le nombre de semaines de chômage et de travailleurs ayant touché des prestations d'assurance-chômage et d'aide sociale, le rendement de la mobilité chez les hommes est négatif. En moyenne, la durée du chômage chez les migrants s'est accrue de 0,48 semaine, soit de 14,2 p. 100, tandis que chez les non-migrants, elle a augmenté de seulement 0,22 semaine, ou de 9,5 p. 100, ce qui donne une hausse de chômage nette de 0,26 semaine par année, c'est-à-dire de 7,7 p. 100 du niveau enregistré chez les hommes avant la migration<sup>12</sup>.

La proportion d'hommes migrants qui ont touché des prestations d'assurance-chômage à un moment donné au cours de l'année s'est accru de 9,9 points de pourcentage (passant de 17 p. 100, en 1988, à 26,9 p. 100, en 1990), mais celle des non-migrants a augmenté de seulement 2,7 points (soit de 13,7 p. 100, en 1988, à 16,4 p. 100, en 1990), ce qui donne une hausse nette de 7,2 points de la proportion de prestataires de l'assurance-chômage. Et la proportion d'hommes migrants ayant reçu des prestations d'aide sociale à un moment quelconque au cours d'une année a augmenté de 3,1 points (passant de 0,4 p. 100, en 1988, à 3,5 p. 100, en 1990), mais celle des non-migrants est restée la même, soit de 1,3 p. 100 pour les deux années, ce qui donne une majoration nette de 3,1 points de la proportion de bénéficiaires d'aide sociale.

Par rapport aux hommes, le rendement de la mobilité des femmes pour les gains a été plus faible en valeur absolue, mais supérieur en pourcentage du niveau d'avant la migration, parce que pour les femmes le revenu avant la migration était beaucoup plus faible. En moyenne, le revenu a augmenté de 7 578 \$, ou de 65 p. 100, chez les migrantes, tandis que pour les non-migrantes il n'a augmenté que de 2 357 \$, soit de 14,4 p. 100, ce qui donne, pour les gains, un rendement net de la mobilité de 5 220 \$, ou de 44,8 p. 100 du revenu d'avant la migration.

Le rendement de la mobilité des femmes pour la rémunération est négatif. En moyenne, la rémunération horaire n'a progressé que de 0,51 \$, ou de 5,3 p. 100, chez les migrantes, mais de 1,48 \$, ou de 14,4 p. 100, chez les non-migrantes, ce qui donne une perte nette de rémunération de 0,97 \$ l'heure, ou de près de 10 p. 100 du niveau d'avant la migration. Comparé à celui des hommes, le rendement de la mobilité des femmes a été plus élevé pour les heures de travail, à la fois en valeur absolue et en pourcentage du niveau d'avant la migration. Le nombre moyen d'heures de travail s'est accru de 421 par année, ou de 32,8 p. 100, tandis que celui des non-migrantes n'a progressé que de 45, ou de 3 p. 100, ce qui donne un rendement net de la mobilité de 376 heures par année, ou de 29,3 p. 100 du niveau d'avant la migration.

Mesurée en fonction du nombre de semaines de chômage et de la proportion de travailleurs qui ont touché des prestations d'assurance-chômage et d'aide sociale, la structure des rendements de la mobilité féminine était sensiblement différente de celle des hommes. La durée moyenne du chômage a baissé de 2,1 semaines

---

12 La hausse du nombre de semaines de chômage est une mesure relative et ne suppose pas nécessairement un rendement négatif de la mobilité. Elle résulte des changements dans le nombre de semaines aussi bien d'activité que d'emploi. Tant que le nombre de semaines d'activité progresse plus vite que le nombre de semaines d'emploi, le nombre de semaines de chômage augmente. Si le nombre de semaines d'emploi reste identique ou même décroît, le nombre d'heures de travail annuel peut augmenter s'il y a plus d'heures travaillées par jour. Le rendement positif de la mobilité pour les gains et les heures de travail devrait annuler l'augmentation du chômage.

par année (ou de 39 p. 100) chez les migrantes, mais de seulement 0,13 semaine (ou de 5,9 p. 100) chez les non-migrantes, ce qui donne une baisse de 1,97 semaine de chômage en une année, soit de 36,6 p. 100 du niveau enregistré chez les femmes avant la migration.

La proportion de migrantes ayant touché des prestations d'assurance-chômage à un moment donné au cours de l'année a augmenté de 13,1 points de pourcentage (passant de 16,9 p. 100, en 1988, à 30 p. 100, en 1990), mais celui des non-migrantes s'est accru de seulement 2,1 points (passant de 14,7 p. 100, en 1988, à 16,8 p. 100, en 1990), ce qui donne une augmentation nette de 11 points de la proportion de prestataires d'assurance-chômage. Et la proportion de migrantes qui ont touché de l'assurance-chômage à un moment quelconque au cours d'une année a reculé de 1,9 point (étant de 2,1 p. 100, en 1988, et de 0,2 p. 100, en 1990), mais la proportion de non-migrantes a reculé de seulement 0,2 point (étant de 1,8 p. 100, en 1988, et de 1,6 p. 100, en 1990). Le rendement net de la mobilité des femmes représente donc une baisse de 1,7 point de la proportion de bénéficiaires d'aide sociale.



### 3. Mobilité « aller-retour »

*Dans l'ensemble du pays en 1990, 7 004 personnes sont retournées dans la province où elles résidaient en 1988, soit environ 5,8 p. 100 des 120 000 personnes qui, en 1989, avaient quitté leur province de résidence de 1988.*

*Mais la mobilité « aller-retour » différait sensiblement selon les provinces.*

Comme les données utilisées dans le présent document couvrent trois années consécutives, il est possible de dégager certaines des structures et des caractéristiques de la mobilité « aller-retour »<sup>13</sup>. Dans l'ensemble du pays en 1990, 7 004 personnes sont retournées dans la province où elles résidaient en 1988, soit environ 5,8 p. 100 des 120 000 personnes qui, en 1989, avaient quitté leur province de résidence de 1988 (tableau C.1). Mais la mobilité « aller-retour » différait sensiblement selon les provinces. Elle était très supérieure à la moyenne nationale chez les émigrants de Terre-Neuve (7,4 p. 100), de l'Île-du-Prince-Édouard (6,2 p. 100), du Nouveau-Brunswick (12,0 p. 100), de la Saskatchewan (15,4 p. 100) et de la Colombie-Britannique (10,0 p. 100), et inférieure à cette moyenne chez les émigrants de la Nouvelle-Écosse (1,4 p. 100), du Québec (3,0 p. 100) de l'Ontario (4,6 p. 100), du Manitoba (3,2 p. 100) et de l'Alberta (0,7 p. 100).

La mobilité « aller-retour » différait aussi sensiblement selon les raisons invoquées pour émigrer l'année précédente. En général, une plus grande partie des gens revenus s'installer dans leur province l'avaient quittée pour des motifs d'ordre économique : 5,9 p. 100 avaient été mutés par l'employeur, 8,1 p. 100 avaient accepté un emploi qui nécessitait un changement de province et 10,3 p. 100 étaient partis pour chercher du travail. Une plus faible proportion avaient choisi d'émigrer à cause d'obligations familiales : 4,1 p. 100 parce que le conjoint ou les parents avaient quitté la province et 2,6 p. 100 pour habiter près de la famille ou d'amis.

Si 30 p. 100 des migrants de 1989 rentrés dans leur province en 1990 n'avaient pas donné de raisons particulières, environ 42 p. 100 étaient revenus pour des raisons économiques (tableau C.3). Parmi eux, 15,6 p. 100 avaient été mutés par l'employeur, 18,3 p. 100 avaient accepté un emploi et 7,6 p. 100 étaient revenus pour chercher du travail. Environ 21 p. 100 étaient revenus à cause d'obligations familiales. Parmi ces derniers, 6,7 p. 100 étaient revenus parce que le conjoint ou les parents étaient rentrés et 14 p. 100 pour habiter près de la famille ou d'amis; 6,8 p. 100 étaient revenus pour étudier et 1,0 p. 100 étaient rentrés après avoir pris leur retraite.

Comme dans le cas de la mobilité interprovinciale, la mobilité « aller-retour » est un phénomène observé surtout dans la population jeune (tableau C.4). Une grande partie des migrants de retour, près de 90 p. 100, avaient moins de 35 ans, même si ce groupe d'âge ne représentait que 70 p. 100 des migrants interprovinciaux en 1989 (tableau B.1). Le taux de mobilité « aller-retour » était élevé chez les gens ayant fait des études secondaires ou postsecondaires partielles : ces personnes représentaient 70 p. 100 des migrants rentrés dans leur province.

<sup>13</sup> La mobilité « aller-retour » est plutôt sous-évaluée, car on ne peut pas compter les personnes qui ont quitté leur province puis y sont revenues pendant la même période d'enquête.

La proportion de migrants de 1989 qui, en 1990, étaient rentrés dans leur province de résidence de 1988 variait également selon les caractéristiques démographiques et les caractéristiques des ménages (tableau C.4). Chez les femmes, elle était de 1 point de pourcentage plus élevée que chez les hommes, et beaucoup plus élevée chez les migrants qui n'appartenaient pas à une minorité visible, avaient l'anglais ou le français pour première langue, n'étaient pas des immigrants venus de l'étranger, étaient célibataires ou étaient l'unique membre de leur famille. Du point de vue de la répartition, environ 60 p. 100 des migrants de retour étaient des femmes, 99,4 p. 100 ne faisaient pas partie d'une minorité visible, 82,5 et 17 p. 100 avaient respectivement l'anglais et le français pour première langue, 99,4 p. 100 n'étaient pas des immigrants venus de l'étranger, 57 p. 100 étaient célibataires, 39 p. 100 étaient mariés et 20 p. 100 étaient l'unique membre de leur famille.



## 4. Facteurs déterminants de la mobilité interprovinciale des travailleurs

Ce chapitre présente une modélisation économétrique des facteurs de la migration interprovinciale par l'estimation du maximum de vraisemblance au moyen de régressions non linéaires dans le but d'examiner de façon empirique l'incidence de l'assurance-chômage, de l'aide sociale et de divers programmes parrainés par le gouvernement sur la mobilité interprovinciale des travailleurs. Nous commençons par des considérations théoriques sur la mobilité géographique des travailleurs.

### Modèle de mobilité interprovinciale des travailleurs

Supposons que le but de toute personne rationnelle soit de maximiser l'utilité. Soit  $V_i$ , un ensemble de résultats sur le marché du travail dont la personne  $i$  tire une utilité, compte tenu d'un certain vecteur de caractéristiques personnelles,  $X_i$ . Le but de toute personne rationnelle peut alors s'exprimer comme suit :

$$(1) \quad \text{Max } U_i = u_i(V_i; X_i).$$

La méthode qu'on utiliserait normalement pour analyser la décision de changer de province serait de supposer que chaque personne compare continuellement le niveau d'utilité qu'elle obtient par sa décision de rester dans sa province de résidence au niveau d'utilité qu'elle obtiendrait en s'installant dans une autre province. Soient les indices  $m$  et  $s$  représentant respectivement le départ vers une autre province et la décision de rester dans la province de résidence; le niveau d'utilité pour la personne  $i$  ou bien de changer de province, ou bien de ne pas quitter sa province peut alors s'exprimer comme suit :

$$(2a) \quad U_{im} = u_{im}(V_{im}; X_i); \text{ et}$$

$$(2b) \quad U_{is} = u_{is}(V_{is}; X_i).$$

L'hypothèse de la maximisation de l'utilité suppose que la personne  $i$  changera de province si ce choix lui procure une plus grande utilité que la décision de rester, mais restera dans sa province dans le cas contraire. Soit  $M_i = 1$ , si la personne  $i$  décide de s'installer dans une autre province, et  $M_i = 0$ , si la personne  $i$  reste dans sa province de résidence; la décision de partir ou de rester peut alors s'exprimer comme suit :

$$(3a) \quad M_i = 1 \text{ si } U_{im} \geq U_{is}, \text{ ou } U_{im} - U_{is} \geq 0; \text{ et}$$

$$(3b) \quad M_i = 0 \text{ si } U_{im} < U_{is}, \text{ ou } U_{im} - U_{is} < 0.$$

Supposons que l'utilité ( $U$ ) soit une fonction positive des résultats sur le marché du travail ( $V$ )<sup>14</sup>. Étant donné un ensemble de caractéristiques personnelles ( $X_i$ ), la décision de la personne  $i$  de quitter sa province ou d'y rester peut s'exprimer sous une des deux formes suivantes :

$$(4a) \quad M_i = 1 \text{ si } V_{im} \geq V_{is}, \text{ ou } V_{im} - V_{is} \geq 0; \text{ et}$$

$$(4b) \quad M_i = 0 \text{ si } V_{im} < V_{is}, \text{ ou } V_{im} - V_{is} < 0.$$

<sup>14</sup> Il n'est pas nécessaire de supposer ici de forme fonctionnelle particulière d'utilité. Du moment que  $U$  est une fonction positive de  $V$ , nous avons  $U_2 > U_1$  si  $V_2 > V_1$ .

Et un modèle général de la mobilité interprovinciale des travailleurs peut avoir la forme suivante :

$$(5) \quad M_i = f(\Delta V_i; X_i), \text{ d'où } \Delta V_i = V_{im} - V_{is}.$$

### Description des données et des variables

L'Enquête sur l'activité est réalisée chaque année auprès de cinq groupes de renouvellement sur six interviewés dans le cadre de l'Enquête mensuelle sur la population active (EPA) de Statistique Canada. Il s'agit donc d'un échantillon aléatoire stratifié de Canadiens. Pour chaque année visée, l'enquête vise tous les civils qui ne vivent pas en établissement, sont âgés de 16 à 69 ans inclusivement, habitent dans une province et ne vivent pas dans une réserve indienne. Les répondants sont interviewés en janvier et février de chaque année à propos de leur participation au marché du travail, ou activité, et de leur expérience de travail au cours de l'année précédente<sup>15</sup>.

Le fichier de données longitudinales utilisé pour la présente étude contient les résultats des enquêtes de 1988, 1989 et 1990. Il renferme une foule de données démographiques et de renseignements sur l'activité et l'expérience de travail de 55 434 personnes (soit de 27 056 hommes et de 28 378 femmes).

Les données recueillies nous permettent d'évaluer la mobilité interprovinciale des travailleurs pour deux périodes : de janvier/février 1989 à janvier/février 1990 et de janvier/février 1990 à janvier/février 1991. La variable dépendante est construite en fonction de la province de résidence; elle prend la valeur 1 si la province de résidence d'un répondant n'est pas la même pour les deux enquêtes et la valeur 0 dans le cas contraire.

L'utilité que retirent les répondants de leur décision de rester dans leur province de résidence ou de partir vers une autre province dépend des gains qu'ils peuvent espérer avoir dans leur province de résidence ou dans une autre, gains qui peuvent être décomposés en rémunération horaire et en nombre d'heures de travail. Les moyennes pondérées de chacune des autres provinces pour un emploi donné permettent donc d'établir la rémunération horaire et les heures de travail annuelles auxquelles peuvent s'attendre les répondants occupant cet emploi s'ils vont s'installer dans une autre province<sup>16</sup>. Les différences entre la rémunération et les heures de travail prévues dans une autre province et la rémunération et les heures de travail réelles dans la province de résidence entrent dans le modèle comme variables explicatives. Il y a manifestement un rapport positif entre la différence de rémunération et d'heures de travail et la mobilité interprovinciale des travailleurs. Plus la différence est prononcée, plus le départ vers une autre province devient intéressant pour les travailleurs.

Les gains potentiels dépendent également de la possibilité pour les personnes de trouver un emploi, dans leur province de résidence ou dans une autre. L'Enquête sur l'activité demande aux gens qui sont en chômage ou subissent des arrêts de travail d'expliquer pourquoi, à leur avis, ils avaient de la difficulté à trouver du

*L'Enquête sur l'activité de Statistique Canada est réalisée chaque année auprès de cinq groupes de renouvellement sur six interviewés dans le cadre de l'enquête mensuelle sur la population active (EPA) de Statistique Canada. Il s'agit donc d'un échantillon aléatoire stratifié de Canadiens.*

15 Pour plus de détails sur l'Enquête sur l'activité, voir Statistique Canada, *The Labour Market Activity Survey: Microdata User's Guide*.

16 Dans l'Enquête sur l'activité, chaque emploi reçoit un code à 2 chiffres, pour un total de 50 emplois.



*On ne peut pas emballer et expédier les gens, comme on fait avec les marchandises. Un modèle de mobilité géographique doit tenir compte du coût financier et psychologique d'une migration. La mobilité interprovinciale des travailleurs diminuera vraisemblablement avec l'âge.*

travail, y compris de préciser s'il n'y avait « pas d'emplois disponibles dans leur région ». La fréquence relative de cette réponse peut servir d'indice de disponibilité d'emplois. Nous avons déterminé que cet indice représenterait le pourcentage de répondants ayant déclaré avoir eu de la difficulté à trouver un emploi dans chaque province par rapport à l'ensemble des personnes interviewées dans cette même province, et nous avons calculé la moyenne pondérée de toutes les autres provinces pour le même emploi comme un élément entrant dans l'indice de la difficulté probable, pour un répondant occupant un emploi donné, de trouver un emploi dans une autre province. La différence entre l'indice probable de disponibilité d'emplois dans une autre province et l'indice réel de disponibilité d'emplois dans la province de résidence représente donc l'indice de la difficulté relative de trouver un emploi. De toute évidence, une valeur relativement élevée de cette différence (qui signifie qu'il est plus facile de trouver un emploi dans sa province de résidence que dans une autre) représente un obstacle à la mobilité interprovinciale des travailleurs<sup>17</sup>.

Le niveau d'utilité qu'obtiennent les répondants par leur éventuelle activité s'ils restent dans leur province de résidence ou s'installent dans une autre province dépend aussi d'un ensemble de caractéristiques personnelles. Comme le niveau d'instruction signifie que de façon générale le capital humain est transférable et qu'il peut exister des horizons plus larges, il entre dans le modèle comme variable explicative. L'Enquête sur l'activité mesure le niveau d'instruction par catégorie plutôt que par le nombre d'années d'études du répondant. Le niveau d'instruction est donc représenté dans le modèle par des variables fictives plutôt que par une variable continue unique.

On ne peut pas emballer et expédier les gens, comme on fait avec les marchandises. Un modèle de mobilité géographique doit tenir compte du coût financier et psychologique d'une migration. En vieillissant, les gens s'enracinent dans leur milieu et y nouent de solides liens familiaux et sociaux. Si une personne quitte sa province, elle doit rompre ces liens et se réinstaller à nouveau. La mobilité interprovinciale des travailleurs diminuera donc vraisemblablement avec l'âge. Dans l'Enquête sur l'activité, l'âge est lui aussi mesuré par groupes, qui entrent dans le modèle comme variables fictives.

De même, quand des personnes appartenant à une minorité visible ou que des immigrants s'installent dans un milieu donné, la plupart du temps tout près de leur famille ou d'amis, il y a de fortes chances qu'ils s'y attachent et soient peu disposés à partir. Par conséquent, les variables fictives désignant l'appartenance à une minorité visible ou le fait d'être un immigrant entrent dans le modèle comme variables explicatives. Au Canada, il est vraisemblable que les francophones ressentent un attachement particulièrement fort pour le Québec et qu'ils viennent s'y installer ou refusent d'en partir. C'est pourquoi nous avons mis dans le modèle une variable fictive désignant la langue maternelle.

<sup>17</sup> Dans d'autres études empiriques, on a utilisé les taux de chômage locaux comme mesures de remplacement du resserrement relatif du marché du travail, mais l'effet de ces taux n'est pas cohérent. (Voir, par exemple, Shaw, 1985.) Les taux de chômage locaux peuvent varier avec l'incidence ou la durée du chômage ou avec le taux d'activité, et ces sources de variation impliquent que les taux de chômage locaux ne sont pas de très bonnes mesures de remplacement de la disponibilité relative d'emplois.

La mobilité interprovinciale entraîne aussi des coûts sur le plan financier. Ces coûts comprennent les frais liés au déplacement, à la vente de biens immeubles comme une maison, à la réinstallation et à l'emménagement. L'Enquête sur l'activité indique l'état civil et la taille de la famille du répondant, mais ne précise pas si ce dernier est propriétaire. La taille de la famille sert de mesure de remplacement des coûts financiers, car l'état civil ne permet pas de déterminer exactement combien de membres de la famille vont accompagner la personne qui part; ainsi, il faut s'attendre à ce que la mobilité interprovinciale des travailleurs diminue à mesure qu'augmente la taille de la famille.

Pour les répondants qui travaillent depuis un certain temps, la migration interne peut également entraîner la perte d'avantages liés à leur emploi, de leur ancienneté et de leur adhésion à un syndicat. La durée d'emploi, l'adhésion à un syndicat et la participation à un régime de pension lié à l'emploi sont donc des éléments qui sont compris dans le modèle et qui influent sans doute négativement sur la mobilité interprovinciale des travailleurs.

Un certain nombre de questions exigent une réponse empirique. En premier lieu, il existe une apparente contradiction dans le Régime d'assurance-chômage, qui prévoit, d'une part, la transférabilité des prestations d'une région à l'autre, favorisant par le fait même la mobilité des travailleurs, et, d'autre part, le versement de prestations plus généreuses aux travailleurs des régions moins prospères, ce qui peut entraver la mobilité. En deuxième lieu, le programme d'aide sociale du Canada est en grande partie de compétence provinciale ou territoriale, et le niveau des prestations varie d'une province à l'autre<sup>18</sup>. Ces différences au chapitre des prestations d'aide sociale encouragent-elles les bénéficiaires à partir pour des provinces plus généreuses?<sup>19</sup> Sur le plan rationnel, la réponse est oui. Mais la migration entraîne des frais. Ces écarts sont-ils suffisants pour compenser les frais?

Troisièmement, en plus de financer les prestations d'assurance-chômage et d'aide sociale par le truchement des transferts, le gouvernement fédéral parraine divers programmes de formation administrés par Développement des ressources humaines Canada (autrefois Emploi et Immigration Canada). La formation incite-t-elle les participants à changer de province? Le but de la formation étant de permettre aux participants d'acquérir les compétences polyvalentes les plus récentes pour compléter leur formation scolaire, il est vraisemblable que la formation fasse augmenter la mobilité. Cependant, si les compétences acquises dans le cadre de la formation sont plus en demande à l'échelle locale, les participants peuvent ne pas quitter leur province.

---

18 La part du gouvernement fédéral prend la forme de paiements de transfert. Les gouvernements provinciaux ou territoriaux fixent le niveau des prestations et assument l'entière responsabilité de la gestion du programme, pourvu qu'ils respectent les normes nationales.

19 Dernièrement, le gouvernement de l'Alberta offrait à ses bénéficiaires d'aide sociale des billets d'autobus aller simple pour la Colombie-Britannique; voilà un exemple d'un gouvernement provincial qui encourage les bénéficiaires d'aide sociale à quitter la province pour réduire le fardeau qu'ils représentent pour elle.

En résumé, les variables explicatives présentées ci-dessous représentent un meilleur modèle général de la mobilité interprovinciale des travailleurs que l'équation 5<sup>20</sup> :

$$(6) \quad M_i = f(\Delta W_i, \Delta H_i, \Delta JA_i, Educ_i, Age_i, Vismin_i, Immig_i, French_i, Famsiz_i, Tenure_i, Pencover_i, Union_i, UI_i, SA_i, Training_i),$$

où  $\Delta W_i$  mesure la différence entre la rémunération horaire que le répondant s'attendait à recevoir dans une autre province et la rémunération horaire réelle qu'il a eue dans sa province de résidence l'année avant la migration;  $\Delta H_i$ , la différence entre les heures de travail annuelles probables dans une autre province et les heures de travail réelles dans la province de résidence l'année avant la migration; et  $\Delta JA_i$ , la différence entre la difficulté probable de trouver un emploi dans une autre province et la difficulté relative de trouver un emploi dans la province de résidence l'année avant la migration; où  $Educ_i$  désigne le niveau d'instruction du répondant l'année avant la migration,  $Age_i$ , son âge en 1988, et  $Vismin_i = 1$ , son appartenance à une minorité visible; où  $Immig_i = 1$  signifie que le répondant était un immigrant et  $French_i = 1$ , qu'il est francophone; où  $Famsiz_i$  désigne la taille de sa famille l'année avant la migration et  $Tenure_i$ , la durée de son emploi l'année avant la migration; où  $Pencover_i = 1$  signifie qu'il avait un régime de pension lié à son emploi (en plus du RPC/PRQ) l'année avant la migration,  $Union_i = 1$ , qu'il était membre d'un syndicat ou que sa rémunération était assujettie à une convention collective l'année avant la migration,  $UI_i = 1$ , qu'il avait reçu des prestations d'assurance-chômage l'année avant la migration,  $SA_i = 1$ , qu'il avait reçu des prestations d'aide sociale l'année avant la migration, et  $Training_i = 1$ , qu'il avait participé à au moins un programme de formation parrainé par le gouvernement fédéral l'année avant la migration<sup>21</sup>.

Compte tenu de la discussion théorique qui précède, les variables explicatives auront sans doute les signes suivants :

$\Delta W_i$  — “+”,  $\Delta H_i$  — “+”,  $\Delta JA_i$  — “-”;  $Instruc_i$  — “+”,  $Age_i$  — “-”,  $Vismin_i$  — “-”,  $Immig_i$  — “-”,  $French_i$  — “?” (“-” si le répondant réside au Québec et “+” s’il réside dans une autre province. Comme la plupart des francophones vivent effectivement au Québec, le signe “-” est vraisemblable),  $Famsiz_i$  — “-”;  $Tenure_i$  — “-”,  $Pencover_i$  — “-”,  $Union_i$  — “-”;  $UI_i$  — “?”,  $SA_i$  — “?” et  $Training_i$  — “?”.

## Technique d'évaluation et résultats empiriques

Avec une variable dépendante dichotomique et non pas continue (qui prend la valeur 1 si le répondant a quitté sa province et la valeur 0 s'il ne l'a pas quittée), nous établissons un modèle des facteurs qui déterminent la probabilité de la mobilité interprovinciale des travailleurs. Par conséquent, nous utilisons une technique d'estimation du maximum de vraisemblance non linéaire (comme les

20 Osberg et Gordon (1991) font entrer dans leur modèle, comme variables indépendantes, les rentes des ressources naturelles provinciales et les paiements de transfert par personne. Ces variables sont toutefois statistiquement non significatives dans la plupart des cas.

21 Outre les variables fictives susmentionnées, le niveau d'instruction, l'âge et la taille de la famille entrent également dans le modèle comme variables fictives. (Voir l'annexe E pour une définition des variables.)

probits ou les logits)<sup>22</sup>, même si des études antérieures se servaient plutôt d'un estimateur de probabilité linéaire (MCO)<sup>23</sup>.

Dans la présente étude, nous avons opté pour la technique d'estimation du maximum de vraisemblance non linéaire logistique, dans laquelle la probabilité de la mobilité interprovinciale des travailleurs exprimée dans l'équation 5 est donnée par

$$(7) \quad \text{Ln}\{Pr(M_i = 1)/[1 - Pr(M_i = 1)]\} = B(\Delta V_i; X_i), \text{ ou}$$

$$(8) \quad Pr(M_i = 1) = 1/[1 + \exp\{-B(\Delta V_i; X_i)\}],$$

où B est un vecteur des coefficients à estimer et  $(\Delta V_i; X_i)$ , un vecteur des variables explicatives comme nous l'avons indiqué dans l'équation 6.

L'annexe F donne les statistiques de l'échantillon et le tableau D donne les résultats du modèle logit sur la probabilité de mobilité interprovinciale des travailleurs, estimée au moyen de l'échantillon final empirique de répondants qui n'étudiaient pas à plein temps et qui ont eu des gains d'un emploi rémunéré l'année précédant la migration<sup>24</sup>. Comme les hommes et les femmes avaient des raisons très différentes pour changer de province, nous allons étudier séparément la mobilité masculine et la mobilité féminine.

En 1989, la différence entre la rémunération horaire que les hommes prévoyaient avoir dans une autre province et la rémunération horaire réelle est négative mais peu significative. La différence entre les heures de travail annuelles qu'ils prévoyaient avoir dans une autre province et le nombre d'heures de travail réelles est positive mais statistiquement non significative. La différence entre la difficulté qu'ils prévoyaient avoir à trouver un emploi dans une autre province et la difficulté qu'ils ont réellement eue à en trouver un est négative et très significative. Les variables fictives du niveau d'instruction (la catégorie de contrôle est le niveau secondaire ou inférieur) sont positives et très significatives. Les variables fictives de l'âge (la catégorie de contrôle correspond aux 16 à 24 ans) sont négatives et très significatives. L'appartenance à une minorité visible et le statut d'immigrant ne sont pas statistiquement significatifs. La variable fictive qui indique que le français est la première langue est négative et très significative. Les

22 Les estimateurs probit et logit donnent des résultats très semblables. La différence réside dans la forme fonctionnelle sous-jacente du modèle, qui, pour les probits, est une distribution cumulative normale et, pour les logits, une distribution logistique.

23 Lorsque les modèles de probabilité sont estimés, les estimateurs probit et logit procurent deux avantages par rapport à la méthode des MCO, car i) la méthode des MCO viole l'hypothèse de d'homoscédasticité (le problème des variances non uniformes de l'erreur), et ii) la probabilité annoncée par la méthode des MCO n'est pas confinée à une échelle de 0 à 1.

24 L'Enquête sur l'activité indique les gains, la rémunération horaire et les heures de travail annuelles seulement pour les répondants qui occupent un emploi rémunéré. Autrement dit, les renseignements sur les gains ne concernent pas les travailleurs autonomes ou les personnes qui n'ont pas travaillé pendant l'année. Les répondants qui, l'année avant leur départ, n'occupaient pas d'emploi rémunéré sont donc exclus de nos échantillons finals. Les mesures de remplacement de la rémunération et des heures peuvent être estimées par des méthodes de régression comportant un facteur de correction du biais d'échantillonnage pour l'activité (voir Osberg et Gordon 1991), mais les travailleurs autonomes et les personnes qui n'ont pas travaillé l'année avant leur départ n'étaient pas couverts par l'assurance-chômage et n'étaient d'ailleurs pas admissibles aux prestations d'assurance-chômage. Il convient donc de les exclure eux aussi. De plus, comme ils ne sont pas disponibles pour travailler, les étudiants à temps plein ne sont pas admissibles aux prestations d'assurance-chômage et se trouvent eux aussi exclus.

variables fictives de la taille de la famille (celles des familles comptant un seul membre servent de catégorie de contrôle) sont de façon générale négatives et significatives. La durée du dernier emploi occupé l'année précédant la migration est une variable négative et significative. La participation à un régime de pension lié au dernier emploi occupé l'année avant la migration est positive mais statistiquement non significative. La variable fictive indiquant l'adhésion à un syndicat ou l'assujettissement de la rémunération à une convention collective est négative et très significative. Les variables fictives qui indiquent que le répondant reçoit des prestations d'assurance-chômage et d'aide sociale et qu'il participe à un programme de formation lié à l'emploi et parrainé par le gouvernement fédéral sont toutes statistiquement non significatives.

En résumé, les résultats de régression logit laissent supposer qu'en 1989, chez les Canadiens de sexe masculin et d'âge adulte, la mobilité interprovinciale des travailleurs diminuait s'il était plus difficile de trouver un emploi dans une autre province que dans la province de résidence, augmentait avec le niveau d'instruction, diminuait avec l'âge, était plus faible chez les francophones, diminuait avec la taille de la famille et la durée de l'emploi et était plus faible chez les membres d'un syndicat ou les personnes dont la rémunération était assujettie à une convention collective. Recevoir des prestations d'assurance-chômage et d'aide sociale et participer à un programme parrainé par le gouvernement fédéral ou à un programme de formation lié à l'emploi n'étaient pas des déterminants significatifs de la mobilité interprovinciale.

Les signes et le degré de signification des variables de la mobilité féminine en 1989 sont très semblables à ceux des hommes. *DIFFWAGE* et *DIFFHOUR* ne sont pas des variables statistiquement significatives. *DIFFNJA* est négative et significative. Les variables fictives de l'instruction sont positives et significatives. Celles de l'âge sont négatives et significatives. L'appartenance à une minorité visible et le statut d'immigrant ne sont pas des variables significatives. *FRENCH* est une variable négative et significative. Les variables fictives de la taille de la famille sont négatives et significatives. *TENURE* est négative et significative. L'adhésion à un syndicat et les variables fictives indiquant le fait de recevoir des prestations d'assurance-chômage et d'aide sociale et la participation à un programme de formation du gouvernement fédéral ne sont pas statistiquement significatives.

Les déterminants de la mobilité interprovinciale chez les adultes des deux sexes en 1990 sont très semblables à ceux de 1989. La plupart des variables explicatives ont le signe prévu et sont statistiquement significatives. La seule différence est qu'en 1990, le fait de recevoir de l'assurance-chômage était un facteur positif et statistiquement significatif de la mobilité interprovinciale chez les Canadiennes adultes, tandis qu'en 1989 ce facteur n'était pas significatif.



## 5. Conclusion

À partir des microdonnées nationales les plus récentes, cette étude établit un modèle économétrique des facteurs déterminants de la migration interprovinciale des travailleurs au Canada en 1989 et 1990 pour examiner de façon empirique l'incidence sur le marché du travail de programmes gouvernementaux comme l'assurance-chômage, l'aide sociale et les divers programmes de formation liés à l'emploi et parrainés par le gouvernement fédéral.

En 1989, quelque 120 000 Canadiens d'âge adulte (16 à 69 ans) ont changé de province de résidence, soit 0,7 p. 100 de la population adulte. En 1990, ce chiffre est passé à environ 170 000 et le taux de mobilité, à 1,0 p. 100. Les résidents du Québec, de l'Ontario et de la Colombie-Britannique se sont montrés relativement sédentaires, mais ceux des provinces de l'Atlantique et des Prairies ont quitté leur province en plus grand nombre au cours de ces deux années.

La migration vers le Québec a pratiquement égalé la migration depuis cette province, dont la population adulte est restée sensiblement la même. Terre-Neuve, l'Île-du-Prince-Édouard, le Nouveau-Brunswick, le Manitoba et la Saskatchewan ont reçu un certain nombre de migrants, mais les mouvements migratoires au détriment de ces provinces ont été beaucoup plus importants, entraînant par le fait même une baisse de leur population. Contrairement aux tendances passées, l'Ontario a également subi une baisse de sa population pendant cette période. Par contre, comme le grand nombre de départs de la Nouvelle-Écosse, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique a été compensé par une immigration plus forte, ces provinces ont connu une hausse nette de leur population adulte.

Même si les répondants partis du Québec et de l'Ontario se sont dispersés assez uniformément dans les autres provinces, l'Ontario et la Nouvelle-Écosse restaient les principales destinations des émigrants partis des provinces de l'Atlantique et de la Colombie-Britannique. La plupart des émigrants partis des Prairies sont restés dans l'Ouest canadien.

Près du tiers des gens qui se sont fixés dans une autre province que la leur en 1989 attribuaient leur départ à des raisons économiques (ils ont été mutés par leur employeur ou sont partis pour prendre ou chercher un emploi); 27 p. 100 invoquaient des obligations familiales (soit le départ du conjoint/des parents ou leur intention d'habiter avec la famille/les amis ou près d'eux); environ un tiers n'ont pas donné de raisons particulières; les autres ont indiqué les études ou la retraite. En 1990, le nombre de personnes qui n'ont pas donné de raisons particulières pour expliquer leur décision de s'établir dans une autre province dépassait 50 p. 100, et le nombre de celles qui ont mentionné les autres raisons a diminué.

Les motifs de départ sont très différents selon le sexe. Les hommes étaient plus souvent motivés par des raisons économiques et les femmes, par des obligations familiales. Les raisons économiques ont été mentionnées par presque 46 p. 100 des hommes en 1989, mais par seulement 25,7 p. 100 des femmes. Mais les obligations familiales ont incité presque 39 p. 100 des femmes à partir, contre seulement 12 p. 100 des hommes.

*Les résultats de la régression logit laissent supposer que la mobilité interprovinciale des travailleurs chez les Canadiens adultes baissait s'il était plus difficile de trouver un emploi dans une autre province que dans leur province de résidence, augmentait avec le niveau d'instruction, diminuait avec l'âge, était plus faible chez les francophones, diminuait avec la taille de la famille et avec la durée de l'emploi et était plus faible chez les membres d'un syndicat ou les personnes dont la rémunération était assujettie à une convention collective.*

L'analyse du rendement économique de la mobilité indique que l'établissement dans une autre province est très profitable. En moyenne, les gains nominaux tirés d'un emploi rémunéré se sont accrus de 7 682 \$ chez les hommes migrants, mais de seulement 2 162 \$ chez les non-migrants, ce qui représente, pour les gains, un rendement net de la mobilité de 5 520 \$, ou de presque 26 p. 100 des gains des hommes avant la migration. Chez les femmes, le rendement de la mobilité pour les gains a été un peu plus faible que chez les hommes (5 220 \$), mais plus élevé (presque 45 p. 100) si on l'exprime en pourcentage des gains des migrantes avant le départ.

La décomposition des gains en rémunération horaire et en heures annuelles de travail permet de constater que les gains relatifs attribuables à la mobilité sont dus à l'augmentation à la fois de la rémunération et des heures de travail. Chez les hommes, le rendement de la mobilité, pour la rémunération, était de 0,39 \$ l'heure, ou de 3,1 p. 100 du niveau d'avant la migration, et, pour les heures, de 308 par année, ou de presque 20 p. 100 du niveau d'avant la migration. Chez les femmes, le rendement de la mobilité, pour la rémunération, était négatif. La rémunération horaire des migrantes s'est accrue de seulement 0,51 \$ et celui des non-migrantes, de 1,48 \$, ce qui donne, pour la rémunération, un rendement net de la mobilité de -0,97 \$ ou de presque 10 p. 100 du niveau d'avant la migration. Chez les femmes, le rendement de la mobilité, pour les heures, a été plus grand que chez les hommes, à la fois en valeur absolue et en pourcentage du niveau d'avant la migration. Chez les migrantes, les heures moyennes annuelles ont augmenté de 421, tandis que chez les non-migrantes, elles ont progressé de seulement 45, soit un gain net de la mobilité de 376 heures par année, ou de 29 p. 100 du niveau enregistré chez les femmes avant la migration.

L'analyse de la mobilité « aller-retour » montre qu'en 1990 environ 7 000 personnes sont retournées dans leur province de résidence de 1988, ce qui représente environ 5,8 p. 100 des 120 000 personnes qui, en 1989, avaient quitté leur province de résidence de 1988. Mais, la mobilité « aller-retour » différait sensiblement selon les provinces. Elle était très supérieure à la moyenne nationale chez les migrants partis de Terre-Neuve, de l'Île-du-Prince-Édouard, du Nouveau-Brunswick, de la Saskatchewan et de la Colombie-Britannique, et inférieure à cette moyenne chez ceux qui étaient partis de la Nouvelle-Écosse, du Québec, de l'Ontario, du Manitoba et de l'Alberta. La mobilité « aller-retour » différait aussi sensiblement selon les raisons indiquées pour changer de province l'année précédente. Une plus grande partie des gens revenus s'installer par la suite dans leur province de résidence avaient quitté cette dernière pour des motifs économiques et une plus faible proportion avait choisi d'émigrer en raison d'obligations familiales. Tandis que 30 p. 100 des migrants rentrés dans leur province n'ont pas attribué leur retour à une raison particulière, environ 42 p. 100 sont revenus pour des raisons économiques et 21 p. 100, à cause d'obligations familiales.

Les résultats de la régression logit laissent supposer que la mobilité interprovinciale des travailleurs chez les Canadiens adultes baissait s'il était plus difficile de trouver un emploi dans une autre province que dans leur province de résidence, augmentait avec le niveau d'instruction, diminuait avec l'âge, était plus faible chez les francophones, diminuait avec la taille de la famille et avec la durée de

l'emploi et était plus faible chez les membres d'un syndicat ou les personnes dont la rémunération était assujettie à une convention collective.

Même si, dans l'ensemble, la mobilité interprovinciale des travailleurs était plus élevée chez les prestataires d'assurance-chômage que chez les non-prestataires et chez les participants à un programme de formation parrainé par le gouvernement fédéral que chez les non-participants, le fait de toucher des prestations d'assurance-chômage et d'aide sociale et de participer à un programme de formation parrainé par le gouvernement fédéral ne constituait pas un facteur déterminant de la mobilité interprovinciale des travailleurs, une fois isolés l'effet des différences dans la rémunération, le nombre d'heures, la difficulté de trouver un emploi et les caractéristiques personnelles et professionnelles. Pour les femmes, seules les prestations d'assurance-chômage avaient en 1990 une incidence positive et significative sur la mobilité.

Ces résultats doivent être assortis d'un certain nombre de réserves. Premièrement, comme nous l'avons dit plus tôt, la mobilité interprovinciale des travailleurs est un mécanisme d'adaptation du marché du travail et dépend donc de la phase du cycle économique. La mobilité qui existe pendant une certaine phase du cycle économique peut être différente de celle qui est observée pour les autres phases. Les données utilisées dans la présente étude couvrent les années 1988 à 1990, période qui représente le point culminant entre les récessions de 1981-1983 et de 1991-1993. Par conséquent, les conclusions qui se dégagent de cette étude ne doivent pas être appliquées de façon systématique à d'autres périodes.

Pour surmonter cette faiblesse liée au caractère spécifique de la période étudiée, il faut analyser les données portant sur d'autres phases du cycle économique. Heureusement, l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistique Canada (que nous n'avons pu utiliser dans la présente étude) couvre d'autres phases du cycle économique, et les conclusions présentées ici peuvent être réévaluées de manière qu'il soit possible de déterminer quels programmes gouvernementaux influent sur la mobilité interprovinciale pendant d'autres phases du cycle économique.

Deuxièmement, l'Enquête sur l'activité permet de savoir si un répondant reçoit de l'assurance-chômage, mais ne donne aucun renseignement précis sur les aspects du Régime d'assurance-chômage dont les modalités d'application diffèrent d'une région à l'autre, comme les conditions d'admissibilité et la durée des versements qui dépendent des taux de chômage régional. L'incidence de ces aspects sur la mobilité interprovinciale ne peut donc être estimée dans les modèles. Même si, en général, être prestataire d'assurance-chômage n'augmente pas de façon statistiquement significative la probabilité de mobilité interprovinciale des travailleurs, il est possible que certains aspects particuliers du Régime d'assurance-chômage la favorise.

Troisièmement, nombreux sont ceux qui ont soutenu que les répondants interviewés dans le cadre de l'Enquête sur l'activité ne peuvent faire de distinction claire entre les nombreux programmes de formation liés à l'emploi et parrainés par le gouvernement fédéral. Autrement dit, la variable *TRAINING* ne fait aucune distinction entre un programme de formation et un autre, de sorte qu'elle représente l'incidence moyenne de tous les programmes de formation du gou-



*Nous pouvons conclure que la plupart des facteurs significatifs de la mobilité interprovinciale pour 1989 et 1990, comme la relative disponibilité d'emplois, le niveau d'instruction, l'âge, la taille de la famille, la durée d'emploi et l'adhésion à un syndicat, échappent à l'influence des programmes gouvernementaux visant le marché du travail et que ces programmes n'influent nullement sur la probabilité de la mobilité interprovinciale.*

vernement au lieu d'en dégager un en particulier. Même si, d'après cette mesure moyenne, la participation à un programme de formation parrainé par le gouvernement fédéral n'accroît pas de manière statistiquement significative la probabilité de la mobilité interprovinciale, il est possible que certains programmes de formation favorisent la migration.

Ces trois réserves faites, nous pouvons conclure que la plupart des facteurs significatifs de la mobilité interprovinciale pour 1989 et 1990, comme la relative disponibilité d'emplois, le niveau d'instruction, l'âge, la taille de la famille, la durée d'emploi et l'adhésion à un syndicat, échappent à l'influence des programmes gouvernementaux visant le marché du travail et que ces programmes n'influent nullement sur la probabilité de la mobilité interprovinciale.

La migration interprovinciale n'est cependant qu'une partie de la mobilité géographique des travailleurs, et la migration *intraprovinciale* peut être un mécanisme d'adaptation du marché du travail encore plus important. En grande partie à cause du manque de données<sup>25</sup>, elle n'a pas souvent été analysée, et l'on ignore de quelle façon les programmes gouvernementaux peuvent influencer sur elle. Osberg et Gordon (1991, p. 86) soutiennent : « Il est tout simplement inexact que le marché du travail de Kapuskasing est semblable à celui de Toronto; de plus, Guysborough County et Halifax ou le nord du Manitoba et Winnipeg n'ont pas beaucoup de points en commun. » En effet, la différence entre le nord de l'Ontario et Toronto ou entre les hameaux isolés de Terre-Neuve et St. John's est au moins aussi grande que celle qui existe entre Toronto et Vancouver ou entre Edmonton et Saint-Jean.

---

25 L'Enquête sur l'activité permet de déterminer quels migrants se sont déplacés à l'intérieur d'une même province. Mais, pour des raisons de confidentialité, les identifiants intraprovinciaux ont été retirés de la bande-échantillon à grande diffusion. Par conséquent, on ne peut pas différencier les répondants qui se sont déplacés à l'intérieur de leur municipalité de ceux qui sont allés s'installer dans une autre région de leur province.

## Annexe A : Tableaux pour la section 1



**Tableau A.1**  
Migration interprovinciale par province de résidence, Canada en 1989 et 1990<sup>a</sup>

	1989	1990
Terre-Neuve	4 102 (1,1)	6 197 (1,6)
Île-du-Prince-Édouard	1 694 (2,0)	1 721 (2,0)
Nouvelle-Écosse	6 533 (1,1)	9 035 (1,5)
Nouveau-Brunswick	6 087 (1,3)	6 916 (1,4)
Québec	19 652 (0,4)	31 392 (0,7)
Ontario	31 282 (0,5)	43 237 (0,7)
Manitoba	9 076 (1,3)	8 494 (1,2)
Saskatchewan	11 764 (1,9)	14 265 (2,3)
Alberta	15 350 (0,9)	33 047 (2,0)
Colombie-Britannique	15 247 (0,7)	17 035 (0,8)
Non déclarée	s.o.	670 (6,1)
Canada	120 789 (0,7)	172 010 (1,0)

<sup>a</sup> Les chiffres entre parenthèses sont des taux de mobilité — migrants en proportion (%) de la population adulte.

**Tableau A.2**  
**Distribution provinciale des migrants interprovinciaux et de la population adulte, Canada en 1989 et 1990**

	1989		1990	
	Migrants %	Population %	Migrants %	Population %
Terre-Neuve	3,4	2,1	3,6	2,1
Île-du-Prince-Édouard	1,4	0,5	1,0	0,5
Nouvelle-Écosse	5,4	3,3	5,3	3,3
Nouveau-Brunswick	5,0	2,7	4,0	2,7
Québec	16,3	26,2	18,3	26,2
Ontario	25,9	37,1	25,1	37,0
Manitoba	7,5	3,9	4,9	3,9
Saskatchewan	9,7	3,5	8,3	3,5
Alberta	12,7	9,1	19,2	9,2
Colombie-Britannique	12,6	11,5	9,9	11,6
Non déclarée	s.o.	s.o.	0,4	0,1
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

**Tableau A.3**  
**Mouvements migratoires interprovinciaux, Canada en 1989<sup>a</sup>**

	Gains (1)	Pertes (2)	Bruts <sup>b</sup> (3)=(1)+(2)	Nets <sup>b</sup> (4)=(1)-(2)
Terre-Neuve	1 139 (0,3)	4 102 (1,07)	5 242 (1,37)	-2 963 (-0,77)
Île-du-Prince-Édouard	1 135 (1,34)	1 694 (2,0)	2 829 (3,35)	-559 (-0,66)
Nouvelle-Écosse	13 447 (2,27)	6 533 (1,1)	19 980 (3,37)	6 914 (1,16)
Nouveau-Brunswick	2 542 (0,53)	6 087 (1,26)	8 629 (1,79)	-3 545 (-0,74)
Québec	16 029 (0,34)	19 652 (0,42)	35 681 (0,76)	-3 623 (-0,08)
Ontario	20 120 (0,3)	31 282 (0,47)	51 402 (0,77)	-11 162 (-0,17)
Manitoba	3 071 (0,44)	9 076 (1,29)	12 147 (1,73)	-6 005 (-0,86)
Saskatchewan	4 456 (0,7)	11 764 (1,86)	16 220 (2,56)	-7 308 (-1,15)
Alberta	27 457 (1,67)	15 350 (0,93)	42 807 (2,61)	12 107 (0,74)
Colombie-Britannique	20 416 (0,99)	15 247 (0,74)	35 663 (1,72)	5 169 (0,25)
Non déclarée	10 977 (s.o.)	0 (s.o.)	10 977 (s.o.)	10 977 (s.o.)
Total	120 789 (0,67)	120 789 (0,67)		

<sup>a</sup> Les chiffres entre parenthèses sont des proportions (%) de la population adulte de base.

<sup>b</sup> En raison de l'arrondissement, le total des pourcentages peut ne pas arriver exactement à 100 %.

**Tableau A.4**  
**Mouvements migratoires interprovinciaux, Canada en 1990<sup>a</sup>**

	Gains (1)	Pertes (2)	Bruts <sup>b</sup> (3)=(1)+(2)	Nets <sup>b</sup> (4)=(1)-(2)
Terre-Neuve	1 705 (0,45)	6 197 (1,63)	7 902 (2,08)	-4 492 (-1,18)
Île-du-Prince-Édouard	880 (1,05)	1 721 (2,05)	2 601 (3,1)	-841 (-1,0)
Nouvelle-Écosse	8 294 (1,38)	9 035 (1,5)	17 329 (2,89)	-741 (-0,12)
Nouveau-Brunswick	5 681 (1,19)	6 916 (1,45)	12 597 (2,64)	-1 235 (-0,26)
Québec	7 429 (0,16)	31 392 (0,67)	38 821 (0,82)	-23 963 (-0,51)
Ontario	23 326 (0,35)	43 237 (0,65)	66 563 (1,0)	-19 911 (-0,3)
Manitoba	4 653 (0,67)	8 494 (1,22)	13 147 (1,89)	-3 841 (-0,55)
Saskatchewan	5 394 (0,86)	14 265 (2,28)	19 659 (3,14)	-8 871 (-1,42)
Alberta	25 086 (1,52)	33 047 (2,0)	58 133 (3,51)	-7 961 (-0,48)
Colombie-Britannique	26 271 (1,27)	17 035 (0,82)	43 306 (2,09)	9 236 (0,45)
Non déclarée	63 290 (567,57)	670 (6,1)	63 960 (582,67)	62 620 (570,47)
Total	172 010 (0,96)	172 010 (0,96)		

<sup>a</sup> Les chiffres entre parenthèses sont des proportions (%) de la population adulte de base.

<sup>b</sup> En raison de l'arrondissement, le total des pourcentages peut ne pas arriver exactement à 100 %.

**Tableau A.5**  
Destinations des migrants interprovinciaux par province de résidence, Canada en 1989<sup>a</sup>

Province de résidence	Province de destination										
	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique	Non déclarée
Terre-Neuve			258 (6,3)	232 (5,7)	157 (3,8)	2 011 (49,0)			660 (16,1)	497 (12,1)	287 (7,0)
Île-du-Prince-Édouard	191 (11,2)		917 (54,1)	220 (13,0)		367 (21,6)					
Nouvelle-Écosse	617 (9,4)	1 071 (16,4)		521 (8,0)	612 (9,4)	2 998 (45,9)	67 (1,0)		309 (4,7)	251 (3,8)	89 (1,4)
Nouveau-Brunswick	116 (1,9)	64 (1,0)	2 678 (44,0)		1 406 (23,1)	1 045 (17,2)	220 (3,6)	75 (1,2)	178 (2,9)		305 (5,0)
Québec	55 (0,3)		3 709 (18,9)	161 (0,8)		6 074 (30,9)			2 880 (14,7)	3 613 (18,4)	3 161 (16,1)
Ontario			4 246 (13,6)	471 (1,5)	11 368 (36,3)		990 (3,2)		5 181 (16,6)	3 488 (11,1)	5 539 (17,7)
Manitoba	139 (1,5)				377 (4,2)	1 919 (21,1)		1 378 (15,2)	2 573 (28,3)	2 142 (23,6)	548 (6,0)
Saskatchewan			175 (1,5)	114 (1,0)	907 (7,7)	1 433 (12,2)	1 155 (9,8)		5 346 (45,4)	2 536 (21,6)	99 (0,8)
Alberta	23 (0,1)		148 (1,0)	824 (5,4)	1 202 (7,8)	2 608 (17,0)	446 (2,9)	2 104 (13,7)		7 889 (51,4)	108 (0,7)
Colombie-Britannique			1 317 (8,6)			1 665 (10,9)	194 (1,3)	899 (5,9)	10 329 (67,7)		841 (5,5)

<sup>a</sup> Les chiffres entre parenthèses sont des proportions (%) de migrants interprovinciaux de la province de résidence.

**Tableau A.6**  
Destinations des migrants interprovinciaux par province de résidence, Canada en 1990<sup>a</sup>

Province de résidence	Province de destination										
	Terre-Neuve	Île-du-Prince-Édouard	Nouvelle-Écosse	Nouveau-Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie-Britannique	Non déclarée
Terre-Neuve		86 (1,4)	1 266 (20,4)	896 (14,5)		2 183 (35,2)			764 (12,3)	392 (6,3)	611 (9,9)
Île-du-Prince-Édouard	51 (3,0)		1 009 (58,6)	51 (3,0)		43 (2,5)				73 (4,3)	493 (28,6)
Nouvelle-Écosse	732 (8,1)	63 (0,7)		1 225 (13,6)	1 181 (13,1)	2 449 (27,1)			732 (8,1)	1 069 (11,8)	1 585 (17,5)
Nouveau-Brunswick	70 (1,0)	350 (5,1)	1 004 (14,5)		432 (6,2)	2 194 (31,7)	183 (2,7)	317 (4,6)	570 (8,2)	609 (8,8)	1 187 (17,2)
Québec		339 (1,1)	2 332 (7,4)	645 (2,1)		6 504 (20,7)	1 076 (3,4)	397 (1,3)	4 008 (12,8)	1 092 (3,5)	14 998 (47,8)
Ontario	748 (1,7)	41 (0,1)	220 (0,5)	1 954 (4,5)	5 392 (12,5)		736 (1,7)	342 (0,8)	6 177 (14,3)	5 032 (11,6)	22 595 (52,3)
Manitoba				262 (3,1)	247 (2,9)	2 544 (29,9)		485 (5,4)	1 285 (15,1)	1 439 (16,9)	2 259 (26,6)
Saskatchewan						1 338 (9,4)	1 327 (9,3)		5 435 (38,1)	3 163 (22,2)	3 002 (21,0)
Alberta	105 (0,3)		1 052 (3,2)	74 (0,2)		3 447 (10,4)	391 (1,2)	3 482 (10,5)		13 402 (40,6)	11 094 (33,6)
Colombie-Britannique			1 323 (7,8)	373 (2,2)		2 623 (15,4)	940 (5,5)	299 (1,8)	6 012 (35,3)		5 464 (32,1)
Non déclarée			89 (13,3)	201 (30,1)	178 (26,5)			99 (14,7)	104 (15,5)		

<sup>a</sup> Les chiffres entre parenthèses sont des proportions (%) de migrants interprovinciaux de la province de résidence.

**Tableau A.7**  
**Raisons du départ vers une autre province, par sexe en 1989 et 1990**

	1989 %	1990 %
Muté par l'employeur	7,5	5,6
Hommes	11,3	8,2
Femmes	4,5	3,0
Prendre un emploi	20,0	15,6
Hommes	24,4	19,6
Femmes	16,4	11,6
Chercher un emploi	7,1	5,3
Hommes	10,0	5,7
Femmes	4,8	5,0
Le conjoint/le parent a changé de province	15,3	9,9
Hommes	3,2	1,7
Femmes	25,1	18,0
Habiter avec la famille/ les amis ou près d'eux	11,6	6,6
Hommes	8,9	4,0
Femmes	13,8	9,2
Aller à l'école	3,0	5,0
Hommes	3,2	3,2
Femmes	2,8	6,9
Retraite	2,2	1,6
Hommes	2,3	2,1
Femmes	2,0	1,1
Autre	17,9	11,6
Hommes	18,4	10,2
Femmes	17,5	12,9
Non déclarée	15,4	38,7
Hommes	18,3	45,2
Femmes	13,1	32,4





## Annexe B : Tableaux pour la section 2

**Tableau B.1**  
Taux de mobilité et distribution des migrants interprovinciaux  
et de la population adulte, selon certaines caractéristiques démographiques,  
Canada en 1989 et 1990

	1989			1990		
	Taux de mobilité	Distribution		Taux de mobilité	Distribution	
	(%)	Migrants (%)	Population (%)	(%)	Migrants (%)	Population (%)
<b>Âge</b>						
16	1,0	3,2	2,1	1,4	3,1	2,1
17 à 19 ans	1,2	11,2	6,2	2,0	12,6	6,2
20 à 24 ans	1,7	28,1	11,1	2,1	24,8	11,1
25 à 34 ans	0,7	27,7	25,5	1,2	31,4	25,5
35 à 44 ans	0,6	20,5	21,7	0,7	14,8	21,7
45 à 54 ans	0,2	4,8	14,8	0,4	7,0	14,8
55 à 64 ans	0,2	3,7	12,9	0,3	4,1	12,9
65 à 59 ans	0,1	1,0	5,5	0,4	2,3	5,5
<b>Niveau de scolarité</b>						
0 à 8 années d'études	0,2	4,9	13,5	0,5	7,1	12,5
Études secondaires partielles	0,6	21,9	24,9	0,9	17,1	18,3
Études secondaires	0,6	22,4	23,3	0,8	18,9	23,3
Études post- secondaires partielles	0,9	14,8	10,5	1,4	17,0	12,0
Études post- secondaires	0,8	16,9	14,9	1,0	15,2	15,3
Études universitaires	1,0	19,1	12,9	1,4	20,8	13,8
École de métiers	n,a,	n,a,	n,a,	0,8	4,0	4,8
<b>Sexe</b>						
Homme	0,6	44,8	49,4	1,0	49,8	49,4
Femme	0,7	55,2	50,6	1,0	50,2	50,6
<b>Minorité visible</b>						
Oui	0,4	3,8	6,6	0,9	5,9	6,6
Non	0,7	96,2	93,4	1,0	94,1	93,4
<b>Langue maternelle</b>						
Anglais	0,9	74,5	57,4	1,2	73,5	57,4
Français	0,4	15,6	24,6	0,5	13,7	24,6
Autre	0,3	6,9	13,7	0,5	7,8	13,7
Non déclarée	0,5	3,0	4,2	1,1	4,9	4,2
<b>Pays de naissance</b>						
Canada	0,7	86,9	82,6	1,0	87,9	82,6
Étranger	0,4	10,7	16,7	0,5	9,4	16,7
Non déclaré	2,2	2,4	0,7	3,5	2,7	0,7
<b>État civil</b>						
Marié(e)	0,5	53,0	65,9	0,7	51,5	66,8
Célibataire	1,1	42,4	25,8	1,7	42,6	24,4
Autre	0,4	4,5	8,3	0,6	5,9	
<b>Taille de la famille</b>						
1	1,0	17,6	11,9	1,6	22,0	
2	0,7	27,6	25,7	0,9	24,4	
3	0,6	19,8	21,8	0,9	19,8	
4 ou plus	0,6	35,1	40,6	0,8	33,8	

**Tableau B.2**  
Prestations d'assurance-chômage et d'aide sociale et participation à un programme de formation, par province, Canada de 1988 à 1990

	1988			1989			1990		
	Assurance- chômage	Aide sociale	Formation	Assurance- chômage	Aide sociale	Formation	Assurance- chômage	Aide sociale	Formation
	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)
Terre-Neuve	30,9	5,5	1,7	30,3	5,7	1,8	33,1	6,0	1,6
Île-du-Prince-Édouard	26,1	4,0	1,9	25,8	3,0	1,4	27,5	3,3	2,6
Nouvelle-Écosse	16,2	3,5	1,0	17,7	3,9	0,9	17,1	3,3	1,1
Nouveau-Brunswick	22,1	6,7	1,6	21,0	5,7	1,1	22,0	5,4	1,2
Québec	14,1	6,5	0,9	14,3	5,8	0,6	16,1	6,3	1,0
Ontario	7,7	2,4	0,6	7,6	2,2	0,5	8,5	3,0	0,7
Manitoba	11,0	4,2	1,4	11,0	3,6	1,0	11,0	3,8	0,9
Saskatchewan	10,5	3,0	0,7	9,9	2,8	0,4	10,1	2,8	0,8
Alberta	11,5	4,1	0,9	9,5	3,4	0,6	9,7	3,2	0,8
Colombie-Britannique	13,6	3,9	1,0	11,2	3,5	0,8	11,6	3,4	0,5
Non déclarée		s.o.		17,3	4,0	0,0	15,1	9,0	0,0
Canada	11,9	4,1	0,9	11,4	3,7	0,7	12,4	4,1	0,8

**Tableau B.3**  
Distribution des prestataires d'assurance-chômage et d'aide sociale et des participants à un programme de formation et de la population adulte par province, Canada, 1988 à 1990

	1988				1989				1990			
	Prestataires/participants				Prestataires/participants				Prestataires/participants			
	Assurance- chômage	Aide sociale	Formation	Population	Assurance- chômage	Aide sociale	Formation	Population	Assurance- chômage	Aide sociale	Formation	Population
	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)
Terre-Neuve	5,5	2,8	4,3	2,1	5,6	3,2	5,8	2,1	5,6	3,1	4,1	2,1
Île-du-Prince-Édouard	1,0	0,5	1,0	0,5	1,1	0,4	1,0	0,5	1,0	0,4	1,4	0,5
Nouvelle-Écosse	4,5	2,8	3,9	3,3	5,2	3,5	4,8	3,3	4,6	2,7	4,3	3,3
Nouveau-Brunswick	5,0	4,4	5,0	2,7	4,9	4,1	4,5	2,7	4,7	3,5	3,7	2,7
Québec	31,1	41,4	26,3	26,2	32,7	41,1	24,7	26,2	34,0	39,8	32,4	26,1
Ontario	24,2	21,4	27,3	37,1	24,6	21,9	27,4	37,0	25,3	27,2	30,7	36,9
Manitoba	3,6	4,0	6,3	3,9	3,8	3,8	6,1	3,9	3,4	3,6	4,4	3,9
Saskatchewan	3,1	2,6	3,0	3,5	3,0	2,6	2,1	3,5	2,8	2,3	3,2	3,4
Alberta	8,9	9,1	9,4	9,1	7,6	8,5	9,0	9,2	7,2	7,1	8,4	9,2
Colombie-Britannique	13,1	11,0	13,4	11,5	11,4	10,9	14,5	11,6	10,8	9,5	7,4	11,6
Non déclarée			s.o.		0,1	0,1	0,0	0,1	0,4	0,8	0,0	0,4

**Tableau B.4**  
**Distribution des prestataires d'assurance-chômage et d'aide sociale**  
**et des participants à un programme de formation, par province, Canada,**  
**de 1989 à 1990**

	1989			1990		
	Assurance- chômage	Aide sociale	Formation	Assurance- chômage	Aide sociale	Formation
	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)
Terre-Neuve						
Oui	1,6	0,7	1,1	1,8	1,6	0,0
Non	0,8	1,1	1,1	1,6	1,6	1,7
Île-du-Prince-Édouard						
Oui	1,2	2,6	0,0	1,6	1,5	0,0
Non	2,3	2,0	2,0	2,2	2,1	2,1
Nouvelle-Écosse						
Oui	0,5	1,6	3,8	1,7	1,1	0,0
Non	1,2	1,1	1,1	1,5	1,5	1,5
Nouveau-Brunswick						
Oui	0,6	0,9	2,1	1,8	2,2	2,9
Non	1,5	1,3	1,3	1,3	1,4	1,4
Québec						
Oui	0,2	0,3	0,1	0,4	1,1	0,0
Non	0,5	0,4	0,4	0,7	0,6	0,7
Ontario						
Oui	1,3	0,3	0,0	0,8	0,0	0,0
Non	0,4	0,5	0,5	0,6	0,7	0,7
Manitoba						
Oui	2,3	0,0	4,6	2,5	0,3	0,0
Non	1,2	1,3	1,2	1,1	1,3	1,2
Saskatchewan						
Oui	2,2	3,1	2,2	4,2	3,1	4,6
Non	1,8	1,8	1,9	2,1	2,3	2,3
Alberta						
Oui	1,6	0,3	0,0	1,1	2,2	0,6
Non	0,8	1,0	0,9	2,1	2,0	2,0
Colombie-Britannique						
Oui	0,9	0,9	1,7	2,1	0,5	0,0
Non	0,7	0,7	0,7	0,7	0,8	0,8
Non déclarée						
Oui		s.o.		5,6	0,0	0,0
Non				6,2	6,4	6,1
Canada						
Oui	0,9	0,5	0,9	1,2	1,0	0,3
Non	0,6	0,7	0,7	0,4	1,0	1,0

**Tableau B.5**  
Rendement économique moyen de la mobilité interprovinciale des travailleurs,  
Canada, 1989\*

	Hommes		Femmes	
	Non-migrants	Migrants	Non-migrantes	Migrantes
<b>Gains annuels (\$)</b>				
Après	29 175,73	28 852,86	18 689,44	19 229,92
Avant	27 013,48	21 170,62	16 331,52	11 651,47
Changement <sup>a</sup>	21 62,25	76 82,24	23 57,92	7 578,45
Pourcentage <sup>b</sup>	8,00	36,29	14,44	65,04
Rendement <sup>c</sup>	5,519,99		5,220,53	
Pourcentage <sup>d</sup>	26,07		44,81	
<b>Rémunération horaire (\$)<sup>e</sup></b>				
Après	15,04	14,45	11,79	10,23
Avant	13,51	12,53	10,31	9,72
Changement <sup>a</sup>	1,53	1,92	1,48	0,51
Pourcentage <sup>b</sup>	11,32	15,32	14,36	5,25
Rendement <sup>c</sup>	0,39		-0,97	
Pourcentage <sup>d</sup>	3,11		-9,98	
<b>Heures de travail annuelles</b>				
Après	1 837,53	1 853,93	1 519,39	1 704,35
Avant	1 856,18	1 564,01	1 474,34	1 283,22
Changement <sup>a</sup>	-18,65	289,92	45,05	421,13
Pourcentage <sup>b</sup>	-1,00	18,54	3,06	32,82
Rendement <sup>c</sup>	308,57		376,08	
Pourcentage <sup>d</sup>	19,73		29,31	
<b>Semaines de chômage<sup>f</sup></b>				
Après	2,53	3,87	2,09	3,29
Avant	2,31	3,39	2,22	5,39
Changement <sup>a</sup>	0,22	0,48	-0,13	-2,1
Pourcentage <sup>b</sup>	9,52	14,16	-5,86	-38,96
Rendement <sup>c</sup>	0,26		-1,97	
Pourcentage <sup>d</sup>	7,67		-36,55	
<b>Pourcentage de prestataires d'assurance-chômage</b>				
Après	16,4	26,9	16,8	30,0
Avant	13,7	17,0	14,7	16,9
Changement <sup>a</sup>	2,7	9,9	2,1	13,1
Rendement <sup>c</sup>	7,2		11,0	
<b>Pourcentage de bénéficiaires d'aide sociale</b>				
Après	1,3	3,5	1,6	0,2
Avant	1,3	0,4	1,8	2,1
Changement <sup>a</sup>	0,0	3,1	-0,2	-1,9
Rendement <sup>c</sup>	3,1		-1,7	

\* Comprend seulement les répondants qui avaient un emploi rémunéré les années précédant et suivant la migration.

a Changement = niveau après migration – niveau avant migration

b Changement en % = 100\* changements dans les niveaux / niveaux avant migration

c Rendement = changement dans niveaux de migrants – changement dans niveaux de non-migrants

d Rendement en % = 100\* rendements en niveaux / niveaux des migrants avant migration

e Pour les personnes qui ont occupé plus d'un poste en un an, seul le dernier poste est déclaré.

f Somme du chômage proprement dit et du chômage supplémentaire; chômage proprement dit = semaines sans travail et en recherche active d'emploi; chômage supplémentaire = semaines supplémentaires sans travail et disposé à travailler mais non en recherche active d'emploi.



## Annexe C : Tableaux pour la section 3

**Tableau C.1**  
Mobilité « aller-retour », par province, Canada en 1990

Province	Migrants de retour	Taux de mobilité « aller-retour » <sup>a</sup> (%)	Distribution (%)
Terre-Neuve	303	7,4	4,3
Île-du-Prince-Édouard	105	6,2	1,5
Nouvelle-Écosse	89	1,4	1,3
Nouveau Brunswick	728	12,0	10,4
Québec	590	3,0	8,4
Ontario	1 446	4,6	20,6
Manitoba	294	3,2	4,2
Saskatchewan	1 812	15,4	25,9
Alberta	110	0,7	1,6
Colombie-Britannique	1 528	10,0	21,8
Canada	7 004	5,8	100,0

<sup>a</sup> Nombre de migrants de retour en tant que proportion (%) de migrants provinciaux en 1989 (voir tableau 2.1a).

**Tableau C.2**  
Mobilité « aller-retour » par raison initiale de départ de la province, Canada en 1990

	Migrants de retour	Taux de mobilité « aller-retour » (%)	Distribution (%)
Muté par l'employeur	540	5,9	7,7
Prendre un emploi	1 956	8,1	27,9
Chercher un emploi	883	10,3	12,6
Le conjoint/le parent a changé de province	753	4,1	10,7
Habiter avec la famille/ les amis ou près d'eux	358	2,6	5,1
Aller à l'école	210	5,9	3,0
Autre	1 760	8,1	25,1
Non déclarée	545	2,9	7,8
Total	7 004	5,8	100,0

**Tableau C.3**  
**Raisons du retour en 1990 à la province de résidence en 1988**

	Migrants de retour	Distribution (%)
Muté par l'employeur	1 092	15,6
Prendre un emploi	1 282	18,3
Chercher un emploi	535	7,6
Le conjoint/le parent a changé de province	470	6,7
Habiter avec la famille/les amis ou près d'eux	984	14,0
Aller à l'école	476	6,8
Retraite	63	0,9
Autre	1 343	19,2
Non déclarée	760	10,9
<b>Total</b>	<b>7 004</b>	<b>100,0</b>

**Tableau C.4**  
**Mobilité « aller-retour » selon les caractéristiques démographiques et sociales, Canada en 1990**

	Migrants de retour	Taux de mobilité « aller-retour » (%)	Distribution (%)
<b>Âge</b>			
16	114	3,0	1,6
17 à 19 ans	1 425	10,6	20,3
20 à 24 ans	2 202	6,5	31,4
25 à 34 ans	2 507	7,5	35,8
35 à 44 ans	491	2,0	7,0
45 à 64 ans	201	4,6	2,9
65 à 59 ans	63	5,4	0,9
<b>Niveau de scolarité</b>			
0 à 8 années d'études	41	0,7	0,6
Études secondaires partielles	1 781	6,7	25,4
Études secondaires	1 637	6,1	23,4
Études postsecondaires partielles	1 456	8,2	20,8
Études universitaires	924	4,5	13,2
École de métiers	1 164	5,0	16,6
<b>Sexe</b>			
Homme	2 857	5,3	40,8
Femme	4 147	6,2	59,2
<b>Minorité visible</b>			
Oui	41	0,9	0,6
Non	6 962	6,0	99,4
<b>Première langue</b>			
Anglais	5 776	6,4	82,5
Français	1 187	6,3	16,9
Autre	41	0,5	0,6
<b>Pays de naissance</b>			
Canada	6 962	6,6	99,4
Étranger	41	0,3	0,6
<b>État civil</b>			
Marié(e)	2 722	4,2	38,9
Célibataire	4 005	7,8	57,2
Autre	276	5,1	3,9
<b>Taille de la famille</b>			
1	1 368	6,4	19,5
2	1 024	3,1	14,6
3	3 667	15,4	52,4
4 ou plus	944	2,2	13,5

## Annexe D : Tableaux pour la section 4



**Tableau D**  
Modèle logit estimé de la probabilité de mobilité interprovinciale,  
Canada en 1989 et 1990<sup>a</sup>  
(Variable dépendante = 1 si province<sub>t-1</sub> ≠ province<sub>t</sub>)

Variable explicative	1989		1990	
	Homme	Femme	Homme	Femme
DIFFWAGE	-0,0222* (0,013)	0,006 (0,0225)	-0,0085 (0,0079)	0,0227 (0,0142)
DIFFHOUR	0,0001 (0,0001)	0,0000027 (0,0001)	0,000006 (0,000008)	0,0001 (0,00009)
DIFFNJA	-0,0671*** (0,0223)	-0,0533** (0,0231)	0,0505** (0,0231)	0,0043 (0,022)
POSSEC	0,5376** (0,2107)	0,2184 (0,2082)	0,2077 (0,1389)	0,1739 (0,1393)
UNIV	0,9452*** (0,2522)	0,6199** (0,291)	0,8393*** (0,1701)	0,8168*** (0,1857)
AGE2544	-0,5483** (0,231)	-0,7299*** (0,216)	-0,7993*** (0,1412)	-0,6218*** (0,1426)
AGE4569	-1,5393*** (0,3574)	-0,9634*** (0,3052)	-1,4822*** (0,2211)	-1,0642*** (0,2083)
VISMIN	-1,1815 (0,7392)	-0,521 (0,6233)	-0,2366 (0,3459)	-0,2793 (0,3541)
IMMIG	0,1344 (0,3234)	-0,2973 (0,3941)	-0,4167* (0,2517)	0,07 (0,2305)
FRENCH	-1,2116*** (0,3495)	-0,5641** (0,2792)	-0,7935*** (0,1935)	-0,6979*** (0,1916)
FAMSIZ2	0,1069 (0,2804)	-0,541** (0,2914)	-0,3309** (0,1755)	-0,3493** (0,1833)
FAMSIZ3	-0,5583* (0,3135)	-0,4329 (0,2991)	-0,5704*** (0,1823)	-0,7453*** (0,2014)
FAMSIZ4	-0,4503* (0,2639)	-0,5143** (0,2775)	-0,7928*** (0,1619)	-0,8781*** (0,189)
TENURE	-0,0007* (0,0003)	-0,0017* (0,0005)	-0,0005** (0,0002)	-0,0018*** (0,0004)
PENCOVER	0,1825 (0,2153)	0,4185** (0,2268)	-0,1173 (0,1458)	-0,0046 (0,1552)
UNION	-0,51** (0,2091)	-0,2285 (0,2265)	-0,3558** (0,141)	-0,0064 (0,1499)
UI	0,0969 (0,2368)	-0,3498 (0,2371)	0,1849 (0,1542)	0,3843*** (0,1413)
WELFARE	0,0163 (0,6058)	0,4322 (0,4101)	0,4884 (0,3418)	0,2171 (0,311)
TRAINING	0,2006 (0,7266)	0,0037 (0,7273)	-0,9617 (1,014)	-0,6464 (0,7215)
CONSTANT	-3,9315*** (0,3102)	-3,4848*** (0,3228)	-2,489*** (0,1757)	-2,7472*** (0,2155)
STATISTIQUES				
N	16,823	14,937	16,911	15,049
% de prédiction correcte	99,2	99,1	98,2	98,1
-2 LL (0)	1562,1	1482,8	3005,6	2833,4
-2 LL Fonction	1451,3	1409,9	2795,1	2648,0
$\chi^2_{(19)}$	110,8	72,9	210,5	185,4

<sup>a</sup> Les erreurs types sont données entre parenthèses.

\* significatif à un seuil de 10 p. 100

\*\* significatif à un seuil de 5 p. 100

\*\*\* significatif à un seuil de 1 p. 100





## *Annexe E : Définitions des variables*

- DIFFWAGE* = Moyenne pondérée des taux de rémunération horaire dans une province - taux de rémunération horaire réels
- DIFFHOUR* = Moyenne pondérée des heures de travail annuelles dans une autre province - heures de travail annuelles réelles
- DIFFNJA* = Moyenne pondérée de l'indice NDE dans une autre province - indice moyen de NDE dans la province de résidence
- POSSEC* = 1 si le répondant a dépassé le niveau des études secondaires mais n'a pas atteint le niveau universitaire.
- UNIV* = 1 si le répondant a effectué des études universitaires ou supérieures
- AGE2544* = 1 si le répondant avait entre 25 et 44 ans en 1988
- AGE4569* = 1 si le répondant avait entre 45 et 69 ans en 1988
- VISMIN* = 1 si le répondant appartient à une minorité visible
- IMMIG* = 1 si le répondant n'est pas né au Canada
- FRENCH* = 1 si la première langue du répondant est le français
- FAMSIZ2* = 1 si la famille du répondant compte 2 membres
- FAMSIZ3* = 1 si la famille du répondant compte 3 membres
- FAMSIZ4* = 1 si la famille du répondant compte 4 membres
- TENURE* = Nombre de semaines travaillées dans le dernier emploi
- PENCOVER* = 1 si le répondant participait à un régime de pension offert par l'employeur
- UNION* = 1 si le répondant faisait partie d'un syndicat ou si sa rémunération était assujettie à une convention collective
- UI* = 1 si le répondant touchait des prestations d'assurance-chômage
- WELFARE* = 1 si le répondant touchait des prestations d'aide sociale
- TRAINING* = 1 si le répondant a participé à un programme de formation lié à l'emploi et parrainé par le gouvernement

Note : Indice NJA — Indice de non-disponibilité d'emploi

La plupart des variables explicatives sont définies en fonction de l'information donnée pour l'année précédant la migration, à l'exception des variables ayant trait à l'appartenance à une minorité visible, au statut d'immigrant et à la première langue, qui ne changent jamais de toute façon. Pour les personnes qui ont occupé plus d'un emploi au cours d'une année, les variables ayant trait à l'emploi sont définies en fonction du dernier emploi occupé (le plus pertinent) avant la migration.

## Annexe F : Moyenne de l'échantillon et écarts types



**Tableau F**  
Moyenne de l'échantillon et écarts types

	1989		1990	
	Homme	Femme	Homme	Femme
DEP. VAR.	0,01 (0,09)	0,01 (0,09)	0,02 (0,13)	0,02 (0,14)
DIFFWAGE	-1,68 (6,55)	1,89 (5,29)	-1,66 (7,34)	1,94 (6,47)
DIFFHOUR	-306,35 (739,08)	150,5 (757,43)	-257,58 (772,21)	161,87 (748,69)
DIFFNJA	-1,42 (3,9)	-1,28 (3,83)	-0,98 (2,88)	-0,86 (2,83)
POSSEC	0,23 (0,42)	0,3 (0,46)	,031 (0,46)	0,36 (0,48)
UNIV	0,13 (0,34)	0,12 (0,33)	0,14 (0,35)	0,14 (0,34)
AGE2544	0,59 (0,49)	0,62 (0,49)	0,59 (0,49)	0,62 (0,49)
AGE4569	0,28 (0,45)	0,25 (0,43)	0,27 (0,44)	0,24 (0,43)
VISMIN	0,04 (0,19)	0,04 (0,2)	0,04 (0,19)	0,04 (0,2)
IMMIG	0,1 (0,31)	0,1 (0,3)	0,1 (0,3)	0,1 (0,3)
FRENCH	0,21 (0,4)	0,2 (0,4)	0,21 (0,4)	0,2 (0,4)
FAMSIZ2	0,22 (0,41)	0,26 (0,44)	0,22 (0,41)	0,25 (0,43)
FAMSIZ3	0,22 (0,41)	0,22 (0,42)	0,21 (0,41)	0,22 (0,42)
FAMSIZ4	0,46 (0,5)	0,42 (0,49)	0,45 (0,5)	0,42 (0,49)
TENURE	398,16 (446,69)	282,1 (338,41)	374,64 (441,94)	264,68 (334,83)
PENCOVER	0,52 (0,5)	0,38 (0,49)	0,54 (0,5)	0,4 (0,49)
UNION	0,44 (0,5)	0,36 (0,48)	0,46 (0,5)	0,38 (0,49)
UI	0,22 (0,41)	0,23 (0,42)	0,21 (0,41)	0,21 (0,41)
WELFARE	0,02 (0,13)	0,03 (0,17)	0,02 (0,13)	0,02 (0,15)
TRAINING	0,01 (0,09)	0,01 (0,1)	0,01 (0,07)	0,01 (0,09)
N	16,823	14,937	16,911	15,049



## Bibliographie

- Bartel, A. (1979), "The Migration Decision: What Role Does Job Mobility Play?" *American Economic Review*, vol. 69, pp. 775-786.
- Cahill, I. (1993), *The Effect of Unemployment Insurance on the Geographic Mobility of Labour in Canada*, Ottawa, Analyse de la politique et des programmes, Emploi et Immigration Canada.
- Goss, E. et C. Paul (1990), "The Impact of Unemployment Insurance Benefits on the Probability of Migration of the Unemployed", *Journal of Regional Science*, vol. 30, n° 3, pp. 349-358.
- Grant, E. et J. Vanderkamp (1976), *Les causes et les effets économiques des migrations au Canada, 1965-1971*, Ottawa, Conseil économique du Canada.
- Moffitt, R. (1991), "Program Evaluation with Non-Experimental Data", *Evaluation Review*, vol. 15, n° 3, pp. 291-314.
- Molho, I. (1986), "Theories of Migration: A Review", *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 33, n° 4, pp. 396-419.
- Osberg, L. (1991), "Unemployment and Inter-Industry Labour Mobility in Canada in the 1980s", *Applied Economics*, vol. 23, pp. 1707-1718.
- Osberg, L. et D. Gordon (1991), *Inter-Regional Migration and Inter-Industry Labour Mobility in Canada: The Role of Job Availability and Wage Differentials*, Ottawa, Analyse de la politique et des programmes, Emploi et Immigration Canada.
- Osberg, L., D. Gordon, et Z. Lin (1994), "Inter-Regional Migration and Inter-Industry Labour Mobility in Canada: A Simultaneous Approach", *Revue canadienne d'économie*, vol. 27, n° 1, pp. 58-80.
- Robinson, C. et N. Tomes (1982), "Self-Selection and Inter-Provincial Migration in Canada", *Revue canadienne d'économie*, vol. 15, n° 3, pp. 474-502.
- Shaw, R. (1985), *Inter-Metropolitan Migration in Canada: Changing Determinants of Three Decades*, Toronto, New Canada Publications.
- Vanderkamp, J. (1977), "Industrial Mobility: Some Further Results", *Revue canadienne d'économie*, vol. 10, n° 3, pp. 462-471.
- Winer, S. et D. Gauthier (1982), *Les migrations internes et la structure budgétaire d'un état fédéral : une étude économétrique des facteurs qui déterminent les migrations interprovinciales au Canada*, Ottawa : Conseil économique du Canada.

# Liste des rapports techniques d'évaluation de l'assurance-chômage



## Évaluation de l'assurance-chômage

Au printemps de 1993 a eu lieu une vaste évaluation du régime de prestations ordinaires d'assurance-chômage. La réalisation d'une série d'études distinctes a été confiée à des universitaires, à des spécialistes de l'évaluation du Ministère et à des organismes externes comme Statistique Canada. Bon nombre de ces études sont maintenant terminées et le Ministère est en train de préparer un rapport d'évaluation complet.

Vous trouverez ci-dessous la liste de ces rapports techniques. On peut aussi se procurer un résumé de chacun de ces rapports ou en obtenir des exemplaires à l'adresse suivante :

Développement des ressources humaines Canada  
Centre de renseignements  
140, promenade du Portage  
Portage IV, Niveau 0  
Hull (Québec)  
K1A 0J9

Télécopieur : (819) 953-7260

## Incidence de l'assurance-chômage sur le comportement des employeurs

- **L'assurance-chômage, les mises à pied temporaires et les attentes en matière de rappel**  
Corak, M., Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 8*)
- **Entreprises, industries et interfinancement : profils de la répartition des prestations et des cotisations d'assurance-chômage**  
Corak, M. et W. Pyper, Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail, Statistique Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 16*)
- **Réactions des employeurs aux contraintes de l'assurance-chômage : établissements canadiens et américains**  
Betcherman, G. et N. Leckie, Ekos Research Associates, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 21*)

## Incidence de l'assurance-chômage sur le comportement des travailleurs

- **L'admissibilité à l'assurance-chômage : analyse empirique au Canada**  
Green, D. et C. Riddell, Département d'économie, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 1*)
- **La durée d'emploi et l'assurance-chômage : emplois saisonniers et non saisonniers**  
Green, D. et T. Sargent, Département d'économie, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 19*)

- **Les mouvements dans l'emploi et l'assurance-chômage**  
Christofides, L. et C. McKenna, Département d'économique, Université de Guelph, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 7*)
- **L'effet d'apprentissage et l'assurance-chômage**  
Lemieux, T. et B. MacLeod, Centre de recherche et développement en économique, Université de Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 4*)
- **Les prestations de prolongation fondées sur le taux de chômage régional et la durée d'emploi**  
Riddell, C. et D. Green, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*À paraître*)
- **L'emploi saisonnier et le recours répété à l'assurance-chômage**  
Wesa, L., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*À paraître*)

### **Stabilisation macroéconomique**

- **Le régime d'assurance-chômage en tant que stabilisateur automatique au Canada**  
Dungan, P. et S. Murphy, Policy and Economic Analysis Program, Université de Toronto, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 5*)
- **Le rôle de stabilisateur économique du régime canadien d'assurance-chômage**  
Stokes, E., WEFA Canada, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 6*)

### **L'assurance-chômage et le marché du travail**

- **L'assurance-chômage et la transition vers le marché du travail**  
Jones, S., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 22*)
- **L'assurance-chômage et la productivité de la recherche d'emploi**  
Crémieux, P., P. Fortin, P. Storer et M. Van Audenrode, Département des Sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 3*)
- **Répercussions de la réduction du taux des prestations et des changements apportés aux conditions d'admissibilité (projet de loi C-113) sur le chômage, la recherche d'emploi et la qualité du nouvel emploi**  
Jones, S., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 20*)
- **Emplois exclus du Régime d'assurance-chômage du Canada : une enquête empirique**  
Lin, Z., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 15*)
- **Les effets du projet de loi C-113 sur les taux de participation à l'assurance-chômage**  
Crossley, T. et P. Kuhn, Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 17*)

- **Les effets d'un assujettissement général à l'assurance-chômage sur le travail indépendant et la semaine de travail écourtée : une micro-simulation**  
Osberg, L., S. Phipps et S. Erksoy, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 23*)
- **L'incidence de l'assurance-chômage sur les salaires, l'intensité de la recherche d'emploi et la probabilité de réemploi**  
Crémieux, P.-Y., P. Fortin, P. Storer et M. Van Audenrode, Département des Sciences économiques, Université du Québec à Montréal, 1995. (*À paraître*)

### **L'assurance-chômage et l'aide sociale**

- **L'interaction entre l'assurance-chômage et l'aide sociale**  
Barrett, G., D. Doiron, D. Green et C. Riddell, Département d'économique, Université de la Colombie-Britannique, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 18*)
- **Cessation d'emploi et passage à l'assurance-chômage et à l'aide sociale**  
Wong, G., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 9*)
- **La mobilité interprovinciale de la main-d'œuvre au Canada : le rôle de l'assurance-chômage, de l'aide sociale et de la formation**  
Lin, Z., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995. (*À paraître*)

### **L'assurance-chômage, la distribution du revenu et le niveau de vie**

- **L'assurance-chômage et la redistribution du revenu : une micro-simulation**  
Erksoy, S., L. Osberg et S. Phipp, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 2*)
- **Le revenu et le niveau de vie en période de chômage**  
Browning, M., Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*Résumé d'évaluation n° 14*)
- **Incidence de l'assurance-chômage et de l'aide sociale sur la redistribution du revenu dans les années 1990 : une micro-simulation**  
Osberg, L., S. Phipps et S. Erksoy, Département d'économique, Université Dalhousie, 1995. (*À paraître*)
- **Étude de l'interaction de l'assurance-chômage et de l'aide sociale au moyen des données COEP**  
Browning, M., P. Kuhn et S. Jones, Département d'économique, Université McMaster, 1995. (*À paraître*)

### **Rapport final**

- **Évaluation du Régime d'assurance-chômage du Canada : rapport final**  
Wong, G., Direction des programmes d'assurance, DRHC, 1995.