

MAGALIE BROCHU

LA PARTICIPATION À L'AIDE SOCIALE DES POPULATIONS  
IMMIGRANTE ET NATIVE AU QUÉBEC

Mémoire  
présenté à la Faculté des études supérieures  
de l'Université Laval  
pour l'obtention  
du grade de maître ès arts (M.A.)

Département d'économique  
FACULTÉ DE SCIENCES SOCIALES  
UNIVERSITÉ LAVAL

SEPTEMBRE 2003

© Magalie Brochu, 2003



National Library  
of Canada

Bibliothèque nationale  
du Canada

Acquisitions and  
Bibliographic Services

Acquisitons et  
services bibliographiques

395 Wellington Street  
Ottawa ON K1A 0N4  
Canada

395, rue Wellington  
Ottawa ON K1A 0N4  
Canada

*Your file* *Votre référence*

*ISBN: 0-612-86845-1*

*Our file* *Notre référence*

*ISBN: 0-612-86845-1*

The author has granted a non-exclusive licence allowing the National Library of Canada to reproduce, loan, distribute or sell copies of this thesis in microform, paper or electronic formats.

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque nationale du Canada de reproduire, prêter, distribuer ou vendre des copies de cette thèse sous la forme de microfiche/film, de reproduction sur papier ou sur format électronique.

The author retains ownership of the copyright in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur qui protège cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

---

In compliance with the Canadian Privacy Act some supporting forms may have been removed from this dissertation.

Conformément à la loi canadienne sur la protection de la vie privée, quelques formulaires secondaires ont été enlevés de ce manuscrit.

While these forms may be included in the document page count, their removal does not represent any loss of content from the dissertation.

Bien que ces formulaires aient inclus dans la pagination, il n'y aura aucun contenu manquant.

**Canada**



## RÉSUMÉ

La participation à l'aide sociale a beaucoup augmenté durant les années 1980 au Québec chez la population immigrante. Le taux de présence à l'aide sociale, défini comme le nombre de prestataires de l'aide sociale divisé par la population totale, est passé d'environ 3% à 16% pour la clientèle immigrante entre 1980 et 1998 tandis qu'il est demeuré relativement stable pour la clientèle native, variant entre 6 et 10%. Utilisant les fichiers administratifs du Ministère de l'emploi et de la Solidarité sociale et des enquêtes de Statistique Canada, nous cherchons à déterminer si les immigrants sont plus enclins à participer à l'aide sociale que les natifs ou si les écarts observés entre ces deux clientèles sont dus à une sensibilité accrue des immigrants suite à des variations de politiques économiques. Les résultats des modèles de régression indiquent que les immigrants sont plus enclins de recourir à l'aide sociale que les natifs. De plus, ils ont une sensibilité plus grande aux changements dans les politiques économiques et de la conjoncture économique.

## AVANT-PROPOS

Au cours des deux dernières années, j'ai eu l'opportunité de développer mes connaissances en économie du travail, plus particulièrement sur les déterminants du choix de participation au marché du travail et du choix de participation au programme d'aide sociale. En intégrant l'immigration à la problématique de l'aide sociale, ce mémoire m'a permis de travailler sur un sujet d'actualité. Ce travail ne s'est pas effectué sans effort et sans aide, c'est pourquoi je désire remercier sincèrement les personnes suivantes.

Je remercie sincèrement Guy Lacroix, mon directeur de recherche ainsi que Bernard Fortin, mon co-directeur de recherche pour m'avoir assisté dans la réalisation de mon projet de maîtrise. Leurs conseils m'ont permis d'approfondir mes connaissances sur la participation à l'aide sociale ainsi que de développer mon expérience à réaliser des travaux empiriques. Je les remercie également pour la confiance, leur disponibilité et le financement qu'ils m'ont accordé. Je remercie particulièrement Stephen Gordon et Lynda Khalaf, professeurs au département d'économique, pour m'avoir aidé à comprendre et analyser mes problèmes de stationnarité.

Je tiens à remercier chaleureusement Madame Ghislaine Morin et Monsieur Pierre Lanctôt du Ministère de l'Emploi, Solidarité sociale et Famille du Québec pour m'avoir accueilli au sein de leur équipe de travail lors de mon premier été à la maîtrise afin que je puisse travailler sur leurs bases de données. Les connaissances qu'ils m'ont apportées sur le programme d'assistance-emploi ont été grandement appréciées. Je remercie le Ministère ainsi que le Centre de recherche en économie et finance appliquée pour m'avoir octroyé la bourse CRÉFA-MESS. Je remercie également la Chaire du Canada en politiques sociales et ressources humaines pour avoir contribué au financement de mes études

Je désire remercier les membres de ma famille qui m'ont encouragé tout au long de ma maîtrise et qui m'ont rendu la tâche plus facile en vivant parmi eux. En effet, la maîtrise ne s'obtient pas sans difficulté et c'est pourquoi je dis un merci spécial à Pierre pour m'avoir soutenu tout au long de mes études, pour ses conseils et surtout pour sa patience. Endurer mes crises d'angoisse ne fut certainement pas de tout repos ! Je remercie également deux personnes très proches, Jean-François et Mohsen pour leurs conseils et leur support. La présence de mes collègues à l'université et dans la vie de tous les jours m'a apporté beaucoup de motivation et a rendu les moments difficiles plus faciles à surmonter. Enfin, merci à toutes les personnes que j'ai eu l'honneur de côtoyer pendant mes études. Je vous souhaite de bonnes années remplies de défis et de bonheur.

## TABLE DES MATIÈRES

<b>RÉSUMÉ</b> .....	<b>III</b>
<b>AVANT-PROPOS</b> .....	<b>IV</b>
<b>TABLE DES MATIÈRES</b> .....	<b>VI</b>
<b>Liste des graphiques</b> .....	<b>VIII</b>
<b>Liste des tableaux</b> .....	<b>IX</b>
<b>CHAPITRE 1</b> .....	<b>10</b>
<b>INTRODUCTION</b> .....	<b>10</b>
<b>CHAPITRE 2 REVUE DE LA LITTÉRATURE</b> .....	<b>14</b>
2.1 L'ASSIMILATION .....	15
2.2 EFFETS DE COHORTE.....	17
2.3 CARACTÉRISTIQUES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES.....	18
2.4 POLITIQUES D'IMMIGRATION ET COMPOSITION ETHNIQUE DES IMMIGRANTS .....	18
<b>CHAPITRE 3 LA POLITIQUE CANADIENNE EN MATIÈRE D'IMMIGRATION</b> .....	<b>21</b>
3.1 LES RESPONSABILITÉS FÉDÉRALES-PROVINCIALES .....	21
3.2 LES CATÉGORIES D'IMMIGRATION.....	22
3.2.1 <i>Les Réfugiés</i> .....	22
3.2.2 <i>Réunification de la Famille</i> .....	23
3.2.3 <i>Les Indépendants</i> .....	23
3.3 L'AIDE SOCIALE ET LES IMMIGRANTS .....	23
<b>CHAPITRE 4 MÉTHODOLOGIE</b> .....	<b>25</b>
4.1 MODÈLE DE PARTICIPATION À L'AIDE SOCIALE.....	25
4.2 PRÉVISIONS DU MODÈLE .....	27
4.2.1 <i>Le Taux de chômage</i> .....	27

4.2.2 <i>Le Salaire minimum</i> .....	28
4.2.3 <i>Les Barèmes d'aide sociale</i> .....	28
4.2.4 <i>Le taux de remplacement du salaire</i> .....	29
4.2.5 <i>La générosité non monétaire de l'assurance-emploi</i> .....	30
4.3 DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES .....	30
4.4 APPROCHE ÉCONOMÉTRIQUE .....	32
4.5 MÉTHODES D'ESTIMATION.....	37
<b>CHAPITRE 5 RÉSULTATS ET DISCUSSIONS .....</b>	<b>40</b>
5.1 LES HOMMES.....	40
5.2 LES FEMMES.....	44
5.3 LES GROUPES D'ÂGE.....	47
<b>CHAPITRE 6 CONCLUSION.....</b>	<b>52</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE.....</b>	<b>54</b>
<b>ANNEXE A GRAPHIQUES .....</b>	<b>65</b>
<b>ANNEXE B AUTOCORRÉLATION SÉRIELLE.....</b>	<b>69</b>
<b>ANNEXE C ANALYSE DE STATIONNARITÉ.....</b>	<b>71</b>
<b>ANNEXE D ANALYSE DE COINTÉGRATION.....</b>	<b>76</b>



## Liste des graphiques

GRAPHIQUE 1.....	35
GRAPHIQUE 2 ÉVOLUTION DES TAUX DE PRÉSENCE DE LA POPULATION FÉMININE .....	65
GRAPHIQUE 3 ÉVOLUTION DES TAUX DE PRÉSENCE DE LA POPULATION MASCULINE.....	66
GRAPHIQUE 4 ÉVOLUTION DES TAUX DE PRÉSENCE DES MOINS DE TRENTE ANS.....	66
GRAPHIQUE 5 ÉVOLUTION DES TAUX DE PRÉSENCE DES PLUS DE TRENTE ANS.....	67
GRAPHIQUE 6 PROPORTION D'IMMIGRANTS ADMIS PAR CATÉGORIE .....	68

## LISTE DES TABLEAUX

TABLEAU 1 PRINCIPAUX LIEUX DE NAISSANCE POUR LA POPULATION IMMIGRANTE AU QUÉBEC.....	57
TABLEAU 2 ESTIMATION DES TAUX DE PRÉSENCE À L'AIDE SOCIALE, HOMMES .....	58
TABLEAU 3 ESTIMATION DES TAUX DE PRÉSENCE À L'AIDE SOCIALE, FEMMES .....	60
TABLEAU 4 ESTIMATION DES TAUX DE PRÉSENCE À L'AIDE SOCIALE, GROUPES D'ÂGE, RÉGRESSIONS SÉPARÉES...	62
TABLEAU 5 ESTIMATION DES TAUX DE PRÉSENCE À L'AIDE SOCIALE, GROUPES D'ÂGE.....	63
TABLEAU C. 1: TEST DE STATIONNARITÉ DE DICKEY ET FULLER POUR LES VARIABLES EXPLICATIVES.....	73
TABLEAU C. 2: TESTS DE STATIONNARITÉ DES VARIABLES DÉPENDANTES.....	74
TABLEAU C. 3: TESTS DE STATIONNARITÉ IPS DES VARIABLES DÉPENDANTES.....	75

## CHAPITRE 1

### INTRODUCTION

Au cours des dernières années, nous avons pu constater une augmentation du taux de présence à l'aide sociale<sup>1</sup> au Canada et au Québec (Gouvernement du Québec 1995). Le taux de présence à l'aide sociale est défini comme le rapport entre le nombre de prestataires du programme et la population totale. Nous avons par ailleurs constaté une forte croissance de la participation à l'aide sociale des immigrants depuis les années 1980 au Québec. Elle est passée de 2,85% en 1981 à 16,45% en 1998 pour la population immigrante, alors qu'elle oscille entre 6,3% et 10,4% selon les phases du cycle économique pour la population native<sup>2</sup>.

La croissance de la participation des immigrants à l'aide sociale n'est pas un phénomène propre au Québec. Aux États-Unis, la participation des immigrants à l'aide sociale est à la hausse et l'on estime que les coûts qui y sont associés le sont davantage (Borjas 1994). Des données américaines indiquent que le pourcentage de ménages immigrants parmi la population totale américaine est passé de 6,8% à 8,4%, tandis que le pourcentage de ménages immigrants parmi l'ensemble des ménages utilisant les revenus d'aide sociale est passé de 6,7% à 10,1%. Cela reflète un accroissement de l'utilisation des programmes d'aide sociale par les immigrants, en ce sens qu'ils retirent proportionnellement plus de revenus venant des programmes sociaux que les natifs. Certaines statistiques montrent également que les pays européens font face au même problème (Hansen et Lofstrom 1999, Riphann 1999).

---

<sup>1</sup> Depuis 1999, le programme de la sécurité du revenu pour les personnes aptes au travail est appelé assistance-emploi.

<sup>2</sup> Ces statistiques sont issues des données construites à partir des fichiers administratifs du Ministère de l'Emploi, Solidarité sociale et Famille du Québec (MESS) et des Enquêtes sur les finances des consommateurs de Statistique Canada.

Plusieurs raisons sont avancées pour expliquer la croissance de la participation à l'aide sociale chez les immigrants au Québec, la principale étant l'évolution de la composition ethnique des immigrants. En effet, traditionnellement les immigrants provenaient majoritairement de pays d'Europe. De nos jours, les politiques d'immigration axées sur l'accueil de réfugiés et de la réunification de la famille ont favorisé l'arrivée d'immigrants provenant de pays moins développés. Parmi les autres causes, nous retrouvons le manque de compétence linguistique, le faible niveau de scolarisation et la concentration des immigrants dans la région montréalaise ainsi que le manque d'information sur le marché du travail (MESS 1995). Si les immigrants ne parlent ni français ni anglais, ils peuvent avoir beaucoup de difficulté à occuper un emploi. Dans une économie développée, le niveau de scolarité exigé par le marché du travail est plus élevé. Des immigrants peu scolarisés sont par conséquent désavantagés. Le développement de quartiers ethniques peut « désinciter » les immigrants de s'intégrer à l'activité économique. Également, à leur arrivée, les immigrants ne connaissent pas toute l'information relativement aux centres d'aide à l'emploi, ce qui rend la recherche d'emploi plus difficile. De plus, le problème de transférabilité du capital humain est un facteur à considérer (Bauer, Lofstrom et Zimmermann 2000). Si un immigrant n'est pas en mesure d'exercer sa profession parce que sa formation n'est pas reconnue, son intégration peut être plus difficile.

Enfin, l'environnement économique et social, dont nous traiterons tout au long de ce mémoire, constitue un élément important pouvant influencer la participation à l'aide sociale. Les conditions économiques, tel que le taux de chômage et les politiques publiques (le salaire minimum, le niveau des prestations de base de l'aide sociale (barèmes) et la générosité monétaire et non-monétaire de l'assurance-emploi) sont susceptibles d'affecter la participation à l'aide sociale. Il est aussi possible que les immigrants et les natifs aient une sensibilité différente aux variations des conditions économiques et des politiques publiques. Par exemple, si les immigrants occupent des emplois plus précaires, un ralentissement économique ou une hausse du salaire minimum peut les affecter davantage que les natifs si ces changements entraînent des mises à pied, les rendant ainsi plus enclins à recourir à l'aide sociale.

L'objet de ce mémoire est de vérifier si les immigrants et les natifs ont une probabilité différente de participer à l'aide sociale et de déterminer dans quelle mesure nous pouvons attribuer l'évolution de la participation des immigrants à l'aide sociale aux facteurs économiques. En utilisant les données du Ministère de l'Emploi, Solidarité sociale et Famille du Québec, ci-après MESS, et de Statistique Canada, nous cherchons à identifier, durant la période de 1981 à 1998, comment les facteurs macroéconomiques affectent le comportement des populations native et immigrante face au marché du travail. En d'autres termes, nous voulons déterminer si les tendances observées chez les deux clientèles de l'aide sociale s'expliquent en partie par une sensibilité accrue des immigrants aux variations des conditions économiques et des politiques sociales du Québec.

Le gouvernement du Québec dépense environ 3 milliards de dollars par année pour aider les personnes sans ressource (Gouvernement du Québec 2001). En plus de vouloir contribuer à la croissance de l'emploi, le MESS veut réduire la dépendance de la population aux programmes d'assurance-emploi et d'aide sociale en aidant les groupes défavorisés, dont font partie de plus en plus d'immigrants, à intégrer le marché du travail. Devant la croissance de la participation des immigrants à l'aide sociale, il apparaît important de s'interroger sur les causes de cette problématique et sur les conséquences qu'ont les politiques gouvernementales sur la participation au marché du travail de cette population. En effet, une mauvaise compréhension des causes de la participation à l'aide sociale pourrait amener le Gouvernement à mettre en œuvre de façon inadéquate ses politiques d'intégration au marché du travail.

Les résultats obtenus dans la présente recherche indiquent que les immigrants sont plus enclins à participer à l'aide sociale que les personnes nées au Canada. Ces résultats sont robustes autant pour les hommes que pour les femmes, que nous conditionnions ou pas pour l'environnement économique. Cependant, ces effets sont moins évidents entre les groupes d'âge. Généralement, nous trouvons que les immigrants sont plus sensibles aux variations des conditions économiques que les natifs, ce qui confirme que les deux populations à l'étude adoptent des comportements différents face au marché du travail. Également, nous trouvons que suite à la réforme de 1989, qui a aboli la différence des prestations de base entre les moins de trente ans et les plus de trente ans, introduit la contribution parentale ainsi que des mesures

d'employabilité, la participation à l'aide sociale a augmenté pour la clientèle native et diminué pour la clientèle immigrante dans le modèle le plus complet.

Ce mémoire se divise comme suit. La section 2 présente une revue de la littérature sur l'économie de l'immigration et de l'utilisation de l'aide sociale par les immigrants et la section 3 porte sur les politiques d'immigration. Les modèles économique et économétrique, ainsi que la méthodologie employée sont exposés à la section 4 et les résultats sont discutés à la section 5. La section 6 présente les conclusions de notre étude.

## CHAPITRE 2

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature sur l'économie de l'immigration a pris son envol avec Chiswick (1978), qui a analysé l'assimilation des immigrants au marché du travail américain. Les économistes se sont peu à peu intéressés à la performance économique des immigrants dans leur pays d'accueil ainsi qu'aux différents impacts de l'immigration sur l'emploi et les salaires de la population native. Bien qu'elles ne soient pas unanimes, des études canadiennes, américaines et européennes montrent que les cohortes récentes d'immigrants réussissent moins bien sur le marché du travail que les plus vieilles cohortes (Baker et Benjamin 1994, Borjas 1994). D'autres études montrent que les immigrants reçoivent proportionnellement plus de transferts sociaux relativement à leur part dans la population totale (Borjas et Trejo 1991, Hansen et Lofstrom 1999, Riphahn 1999). Ces résultats ont incité des économistes à étudier si les bénéfices de l'immigration sont supérieurs à leurs coûts<sup>3</sup>. Au Canada les immigrants ne semblent pas imposer de fardeau excédentaire sur les programmes de transferts sociaux (Baker et Benjamin 1995), mais aux États-Unis, même si le bénéfice net est positif (Simon 1984), les immigrants reçoivent davantage de transferts sociaux relativement à leur proportion parmi la population totale (Borjas 1994).

La plupart des études empiriques portent sur les facteurs qui influencent la probabilité de participer à l'aide sociale pour un immigrant relativement à un natif. Ces facteurs sont

---

<sup>3</sup> Les bénéfices de l'immigration font généralement référence à la création d'emplois par les immigrants lorsqu'ils créent de nouvelles entreprises, à la complémentarité du capital humain avec celui du pays hôte, aux taxes et impôts payés. Les coûts de l'immigration sont généralement liés aux dépenses supplémentaires des

regroupés autour de quatre thèmes : l'assimilation, les effets de cohorte, les caractéristiques socio-démographiques et l'impact des politiques d'immigration sur la composition de la population immigrante.

## **2.1 L'assimilation**

Introduit par Chiswick en 1978, le concept d'assimilation économique des immigrants est basé sur le modèle d'investissement et de transférabilité du capital humain de Becker. L'assimilation est caractérisée par l'intégration des immigrants à l'activité économique du pays d'accueil et par l'éventuelle convergence entre les revenus des immigrants et les revenus des natifs. À leur arrivée, les immigrants possèdent moins de capital humain propre au pays d'accueil et sont par conséquent moins productifs. En général, avec le temps, ils investissent dans la formation, acquièrent des compétences linguistiques et de l'information sur le marché du travail, ce qui leur permet d'enregistrer une croissance salariale accélérée et éventuellement d'atteindre le même niveau de revenu que celui des natifs. Autrement dit, à long terme, les immigrants adoptent les mêmes comportements économiques que les natifs, ne se distinguant que par leur lieu de naissance.

Trois déterminants sont susceptibles d'influencer la transférabilité du capital humain et conséquemment l'assimilation économique (Bauer, Lofstrom et Zimmermann 2000). Il y a en premier lieu le motif d'immigration : un immigrant économique (indépendant ou associé à la réunification de la famille) est susceptible de s'adapter davantage aux conditions économiques et sociales du pays d'accueil qu'un immigrant réfugié. Effectivement, puisqu'il a planifié sa migration, il a pu se préparer en investissant dans du capital humain propre au pays, contrairement à un immigrant réfugié qui ne planifie généralement pas sa migration. Par ailleurs, puisque le réfugié peut être dans l'impossibilité de retourner dans son pays d'origine par crainte de persécution, il possède un horizon de vie plus grand dans le pays d'accueil. Par conséquent, il est incité à acquérir des compétences propres à ce pays, ce qui lui permettrait de connaître une croissance salariale annuelle moyenne supérieure à celle d'un immigrant économique (Cortes 2001). En second lieu, la durée de séjour dans le pays hôte accroît la

---

programmes sociaux pour leur insertion dans la société, les dépenses d'aide sociale ou encore aux pertes



probabilité d'assimilation à l'activité économique. Finalement, la formation de quartiers ethniques peut contribuer à freiner l'assimilation. En effet, les immigrants qui s'installent dans une communauté ethnique circonscrite s'intègrent plus difficilement au reste de la société et ont peu d'incitatifs à investir dans du capital humain. En travaillant dans leur communauté, ils ne sont pas incités à s'adapter aux normes et exigences du marché du travail du pays hôte.

Théoriquement, l'assimilation peut se traduire par deux situations opposées (Riphann 1999). D'une part, plus les immigrants demeurent longtemps dans un pays hôte, plus ils peuvent investir dans le capital humain pour acquérir compétences linguistiques et formation professionnelle, augmentant ainsi leur adaptabilité au marché du travail du pays hôte. D'autre part, plus les immigrants demeurent longtemps dans un pays, plus ils acquièrent de l'information sur les différents programmes de transferts sociaux et plus ils peuvent avoir tendance à recourir à l'aide sociale. En effet, si l'on considère que les immigrants prennent des décisions de façon à obtenir la plus grande utilité possible et qu'en entrant au pays ils ne connaissent pas l'existence de l'aide sociale. Par conséquent, si l'espérance de ce que rapporte un investissement en capital humain (mesuré en termes d'utilité) est supérieure à l'utilité d'être prestataire du programme, alors il leur est plus profitable d'investir dans leur formation. Toutefois, la connaissance d'une autre opportunité, ici l'aide sociale, peut faire accroître l'utilité qui lui est associée et il est alors probable que certains immigrants préfèrent bénéficier de l'aide sociale plutôt que de travailler.

La question sous-jacente à cette analyse est de déterminer si les immigrants s'assimilent à l'activité économique ou s'ils s'assimilent aux programmes sociaux. Dans les études empiriques, l'assimilation est caractérisée par une variable du nombre d'années depuis la migration. Les chercheurs montrent qu'à leur arrivée, les immigrants sont moins enclins que les natifs à recevoir de l'aide sociale, mais au fur et à mesure que la durée de résidence au pays augmente, ils deviennent plus susceptibles d'y recourir (Borjas et Trejo 1991, Borjas 1994, Baker et Benjamin 1995, Borjas et Hilton 1995, Riphann 1999). Ces résultats corroborent notre hypothèse que l'utilité de réserve devient supérieure à l'utilité espérée rapportée par le travail. Ces résultats ne sont cependant pas unanimes. En effet, des résultats opposés ont été

trouvés en Suède (Hansen et Lofstrom 1999), où les immigrants sont plus enclins à recevoir de l'aide sociale que les natifs à leur arrivée, mais quittent davantage le programme d'aide sociale avec le temps passé au pays. De plus, on remarque que les immigrants réfugiés quittent plus rapidement l'aide sociale.

## **2.2 Effets de cohorte**

Une cohorte est définie comme étant un groupe de personnes unies par une caractéristique commune. Par exemple, une cohorte d'immigrants représente tous les immigrants arrivés lors d'une année donnée. Ainsi, en comparant les diverses cohortes caractérisées par l'année d'arrivée et en conditionnant pour des variables observables telles que l'âge et la scolarité, nous pouvons déterminer, toutes choses étant égales par ailleurs, si l'année d'immigration a un impact sur la performance économique des cohortes. Autrement dit, l'effet de cohorte englobe toutes les caractéristiques non observables affectant la performance économique de la cohorte.

Les travaux empiriques indiquent que les plus vieilles cohortes possèdent un revenu plus élevé que les cohortes récentes tout au long de leur carrière pour un même nombre d'années passées au pays d'accueil (Borjas 1985, Borjas et Trejo 1991, Baker et Benjamin 1995 et Borjas et Hilton 1995). Cela indique une plus grande assimilation au marché du travail chez les plus vieilles cohortes. Deux raisons peuvent expliquer ce résultat. Premièrement, il peut y avoir une diminution de l'immigration dans la catégorie des travailleurs (immigrants économiques) au profit d'une augmentation de l'immigration dans la catégorie des réfugiés, suite à des changements dans les politiques d'immigration des pays hôtes. En second lieu, il peut y avoir une diminution de la qualité des immigrants récents pour des raisons difficilement observables. La qualité des immigrants réfère à leurs compétences. Par exemple, nous pouvons penser à la scolarisation, aux compétences linguistiques, à la formation, à l'expérience de travail, etc.

### ***2.3 Caractéristiques socio-démographiques***

Les conclusions de l'impact des caractéristiques démographiques sur la probabilité de participation à l'aide sociale varient d'une étude à l'autre mais il est néanmoins possible de dégager certaines tendances. En général, plus un immigrant est âgé lors de son arrivée dans le pays d'accueil, plus il a de chances de recourir à l'aide sociale (Blau 1984, Hu 1997 et Riphann 1999) entre autres parce que sa facilité d'adaptation est décroissante dans l'âge. En outre, le risque est plus élevé si le chef du ménage est une femme ou s'il s'agit d'un ménage monoparental (Riphann 1999). Pour une mère monoparentale ayant des enfants à charge, il peut être plus dispendieux de travailler que d'être à l'aide sociale en raison des coûts fixes de participation au marché du travail (comme les frais de garde). Un faible niveau de scolarisation et de faibles capacités linguistiques contribuent à augmenter la probabilité de participation à l'aide sociale (Tienda et Jensen 1986). Si l'économie se modernise, les emplois disponibles sont plus spécialisés et requièrent que les travailleurs soient mieux formés. Finalement, plus la population immigrante est concentrée autour des grandes régions métropolitaines, plus elle est encline à recevoir des transferts du gouvernement (Blau 1984).

### ***2.4 Politiques d'immigration et composition ethnique des immigrants***

L'offre et la demande d'immigrants sont grandement influencées par les politiques d'immigration (Bauer et al. 2000). Les chocs de demande sont souvent causés par des changements de politiques modifiant les conditions d'accueil de certaines catégories d'immigrants au détriment d'autres catégories. En revanche, les chocs d'offre résultent souvent de changements de politiques du pays hôte (ou pays d'accueil), des autres pays ou du pays d'origine des immigrants qui influencent l'attrait du pays pour les différentes classes d'immigrants. La plupart des études économiques montrent qu'au cours de la dernière décennie, la composition ethnique des immigrants qu'accueillent les pays développés a beaucoup changé, et que cette tendance découle en partie des nouvelles politiques d'immigration.

Le Tableau 1 rapporte quelques données du recensement de 1996 concernant le lieu de naissance de la population immigrante québécoise. Nous remarquons que la majorité des immigrants ayant immigré avant 1961 provenait de pays d'Europe (61.2 %) ou de l'Europe de l'Est (12.3 %), plus précisément de l'Italie, du Royaume-Uni et de la France. Quant aux immigrants arrivés entre 1991 et 1996, ils sont surtout originaires de pays moins développés comme Haïti et le Liban<sup>4</sup>. Tel qu'illustré sur le Graphique 6, bien qu'une proportion plus grande de Québécois nés à l'étranger a obtenu son visa dans la catégorie des immigrants indépendants, un nombre plus important de revendicateurs du statut de réfugié a été admis dans la catégorie des réfugiés depuis 1985. Des études canadiennes montrent que les réfugiés sont plus à risque de participer à l'aide sociale puisque ce programme constitue souvent leur seule source de revenus lors de leur arrivée au Canada (Lui-Gurr 1995) et qu'une augmentation de la proportion de réfugiés parmi la population immigrante est un facteur déterminant de la croissance de la participation à l'aide sociale chez les cohortes récentes d'immigrants<sup>5</sup> (Baker et Benjamin 1995). Il s'agit d'un résultat important, car les changements survenus dans la composition ethnique seraient en grande partie responsables de l'augmentation de la participation des immigrants à l'aide sociale (Borjas et Trejo 1992).

Les effets de cohorte observés au Canada et aux États-Unis ne sont toutefois pas vérifiés en Europe (Hansen et Lofstrom 1999 et Riphann 1999) et cela peut s'expliquer en partie par les différences dans les politiques d'immigration. En effet, les États-Unis et le Canada encouragent l'immigration permanente tandis que les pays européens font surtout du recrutement de travailleurs et l'immigration est perçue comme temporaire (Bauer, Lofstrom et Zimmerman 2000). De plus, les travaux de Bauer et al. 2000 montrent que des politiques d'immigration axées sur les compétences favorisent l'arrivée d'immigrants plus susceptibles de s'intégrer à l'activité économique alors que les pays qui mettent l'accent sur des critères plus humanitaires<sup>6</sup> accueillent des immigrants dont les compétences sont moins transférables et dont l'adaptation au marché du travail est plus difficile. Borjas 1999 a comparé les politiques d'immigration du Canada et des États-Unis afin de déterminer leurs impacts sur la

---

<sup>4</sup> Nous discuterons dans la sous-section 2.4 des effets des changements de politique d'immigration sur la composition ethnique des immigrants et de l'impact potentiel sur la participation à l'aide sociale.

<sup>5</sup> Une cohorte d'immigrants représente tous les immigrants arrivés lors d'une année donnée.

<sup>6</sup> Les critères humanitaires réfèrent généralement à l'accueil de réfugiés ou à la réunification des familles.

qualité et la composition des immigrants<sup>7</sup>. Il conclut que pour une même origine nationale, le système de sélection du Canada a peu d'influence sur la qualité des immigrants. En fait, si le Canada accueille des immigrants plus performants, c'est parce que son système de sélection favorise l'accueil d'immigrants venant de pays plus développés.

---

<sup>7</sup> Aux États-Unis, les visas sont accordés selon des quotas basés sur la proportion de l'origine ethnique des immigrants par rapport à leur part dans la population totale.

## CHAPITRE 3

### LA POLITIQUE CANADIENNE EN MATIÈRE D'IMMIGRATION

Jusqu'en 1967, le gouvernement canadien favorisait l'immigration de personnes selon les secteurs économiques en développement et les besoins géographiques de peuplement. Depuis 1967, les visas sont accordés principalement sur la base des besoins en main-d'œuvre. Les amendements récemment apportés à la Loi sur l'immigration favorisent également les objectifs de réunification des familles et d'accueil des réfugiés.

#### ***3.1 Les responsabilités fédérales-provinciales***

La Constitution canadienne partage les compétences en matière d'immigration entre les gouvernements provinciaux et le gouvernement fédéral. C'est depuis l'accord Canada-Québec de 1991 que le Gouvernement du Québec peut administrer ses propres programmes d'immigration. Il possède la responsabilité exclusive de sélectionner les immigrants dans la catégorie des indépendants, de la réunification de la famille, de même que les réfugiés à l'exception des personnes à qui le statut de réfugié est accordé par le gouvernement fédéral à la suite d'une demande d'asile<sup>8</sup>. Il a aussi la responsabilité de développer des programmes d'accueil et d'intégration linguistique, culturelle et économique. Ottawa a pour sa part la responsabilité de définir les catégories d'immigrants (indépendant, réunification de la famille et réfugié). À titre de responsable de l'admission et de la présence des réfugiés, il gère les contrôles sur la criminalité, la santé et la sécurité nationale, et exécute les mesures de renvoi

---

<sup>8</sup> Gouvernement du Québec, Ministère des Relations avec les citoyens et Immigration (MRCI 1999).

des personnes dont la présence au Canada n'est plus permise. Seul le gouvernement fédéral peut accorder la citoyenneté canadienne à un immigrant.

### **3.2 Les Catégories d'immigration**

#### **3.2.1 Les Réfugiés**

Les réfugiés sont des personnes qui craignent d'être persécutées dans leur pays d'origine en raison de leur race, religion, nationalité, appartenance à un groupe social ou opinions politiques. Pour obtenir le statut de réfugié, les demandeurs doivent, en plus d'obtenir des résultats favorables à un examen médical et aux vérifications judiciaires, entrer dans l'une des catégories suivantes : réfugiés au sens de la Convention des Nations Unies, réfugiés de pays d'accueil ou réfugiés de pays source<sup>9</sup>. Les réfugiés au sens de la Convention sont des demandeurs qui se trouvent hors de leur pays d'origine au moment de la demande et qui craignent d'être persécutés s'ils y retournent. Ils bénéficient de l'aide gouvernementale ou sont parrainés par des groupes privés. Les réfugiés de pays d'accueil sont également hors de leur pays d'origine lors de leur demande d'asile et seraient persécutés s'ils y retournaient. Ces derniers doivent être parrainés par des groupes privés ou posséder les ressources financières suffisantes pour subvenir à leurs besoins. Quant aux réfugiés de pays sources, ils sont originaires de pays figurants sur une liste révisée chaque année<sup>10</sup>. Ils résident dans leur pays au moment de leur demande et ont droit aux mêmes ressources financières que les réfugiés au sens de la Convention. L'aide fédérale comprend un soutien financier pouvant aller jusqu'à douze mois, et le gouvernement du Québec leur accorde, en cas de besoin, des prestations d'aide sociale. Les groupes privés s'engagent à fournir aux réfugiés de l'aide de base sous forme de logement, vêtements, nourriture et aide à l'installation pendant une période d'un an.

---

<sup>9</sup> Gouvernement du Canada, Ministère de la Citoyenneté et Immigration Canada (2001).

<sup>10</sup> À titre d'exemple, la liste du Ministère de la Citoyenneté et Immigration Canada (MCIC) en 2001 était constituée des pays suivants : Bosnie-Herzégovine, Colombie, Croatie, El Salvador, Guatemala, République démocratique du Congo et Soudan.

### 3.2.2 Réunification de la Famille

Les immigrants qui entrent au pays dans la catégorie de la réunification des familles doivent être parrainés par un proche parent. Ce dernier doit être un résident permanent ou un citoyen canadien et disposer de ressources nécessaires pour subvenir aux besoins de sa famille pendant une période de dix ans. S'il s'agit d'un conjoint l'engagement du parrain est d'une durée de trois ans. Dans le cas où la famille a recours à l'aide sociale, le parrain doit s'engager à rembourser le gouvernement. Ce dernier doit donc administrer les engagements souscrits par les garants et en effectuer le suivi.

### 3.2.3 Les Indépendants

La dernière catégorie est celle des immigrants indépendants. Cette catégorie comprend les travailleurs qualifiés et les gens d'affaires. Les travailleurs qualifiés sont sélectionnés par un système de pointage basé sur des facteurs tels que l'âge, les études, la profession, l'expérience de travail, la faculté d'adaptation, les connaissances linguistiques et la présence au Québec de parents ou amis. Le gouvernement privilégie la sélection des candidats ayant une expérience de travail dans la liste des professions en demande au Québec. Quant aux gens d'affaires, ce sont des travailleurs autonomes, des entrepreneurs et des investisseurs. En raison de leur expertise du monde des affaires, le gouvernement considère qu'ils sont susceptibles de créer des emplois au Québec et de développer de nouveaux marchés. Ils doivent disposer d'un avoir net minimal de 200 000 \$CAN. Pour les investisseurs, l'avoir net minimal est de 800 000 \$CAN et ils doivent consentir à en investir au moins la moitié au Québec.

## **3.3 L'aide sociale et les immigrants**

Pour être admissible au programme d'aide sociale, il faut résider au Québec, être un adulte âgé de 18 ans et plus ou avoir moins de 18 ans et être parent d'un enfant à charge et démontrer que ses ressources financières sont insuffisantes. Une exception est faite pour des réfugiés démunis



âgés de moins de 18 ans. À partir de 55 ans, un prestataire tombe automatiquement sous le régime d'allocation pour contraintes temporaires à l'emploi. Ce faisant, il bénéficie d'un montant supérieur car on considère qu'il est plus difficile pour lui de retourner sur le marché du travail. La Loi s'applique aux Inuits, Cris et Amérindiens vivant hors des réserves, ceux vivants dans les réserves étant sous la protection du gouvernement fédéral. À 65 ans, une personne n'est plus admissible à l'aide sociale car elle reçoit des prestations du Programme de la sécurité de vieillesse du Canada. Elle peut toutefois recevoir des prestations spéciales du gouvernement du Québec pour combler un manque de ressources. Puisqu'il faut avoir résidé au Canada pendant au moins dix ans pour bénéficier de la pension de sécurité de vieillesse, il se peut que certains immigrants ne puissent y recourir. Ils sont alors éligibles à l'aide sociale.

Généralement, les immigrants sont admissibles à l'aide sociale s'ils possèdent la citoyenneté canadienne ou s'ils détiennent un droit d'établissement. Une exception est faite pour les réfugiés dont le dossier est en traitement et qui ne sont pas encore autorisés à demeurer légalement au Canada. Seuls les réfugiés sont admissibles à l'aide sociale même s'ils ne sont pas autorisés à demeurer légalement au Canada. Puisque que ce sont des personnes sans ressource, le Gouvernement leur donne accès aux programmes sociaux. Les immigrants indépendants, eux, sont sélectionnés de telle sorte que leur intégration au marché du travail est favorisée. Ils ne devraient donc pas avoir besoin de recourir à l'aide sociale. Cependant, une fois les immigrants autorisés à résider au Canada, ils possèdent les mêmes droits que la population native et peuvent donc y recourir en cas de besoin. Quant aux immigrants de la catégorie de la réunification de la famille, ils sont soutenus par le garant pour une période de dix ans. Depuis 1992, le gouvernement fédéral peut autoriser des prestataires de l'aide sociale à faire venir leur famille au Canada (MESS 1995).

## CHAPITRE 4

### MÉTHODOLOGIE

#### 4.1 *Modèle de participation à l'aide sociale*

En raison des données disponibles, plutôt que de nous concentrer sur les choix individuels, nous privilégions une approche agrégée. La variable que nous voulons expliquer est le taux de présence à l'aide sociale,  $T_{ijt}$ . Il est défini par le rapport entre le nombre de personnes d'une catégorie  $ij$  présentes à l'aide sociale<sup>11</sup> au temps  $t$  et la population totale de cette même catégorie. Les variations dans le taux de présence s'expliquent par l'écart entre deux composantes : les variations dans le taux d'entrée  $E_{ijt}$  et les variations dans le taux de sortie  $S_{ijt}$ . Nous supposons que ces derniers sont affectés par les mêmes variables, soient le taux de chômage,  $u_t$ , le salaire minimum réel,  $sm_t$ , le montant des prestations,  $b_t$  (barèmes) d'aide sociale versé aux prestataires, la générosité non-monnaire de l'assurance-emploi,  $g_t$ , ainsi que par le taux de remplacement net du salaire par l'assurance-emploi,  $r_t$ . De plus, nous introduisons une structure de délai avec un retard pour le taux de chômage et un retard pour le salaire minimum ainsi qu'une variable endogène retardée. Ces variables seront définies dans la prochaine section.

Définissons la population d'une catégorie  $ij$  présente à l'aide sociale à la période  $t$ ,  $B_{ijt}$ , par la somme des prestataires de la période précédente,  $B_{ijt-1}$ , et des individus qui entrent dans le

---

<sup>11</sup> Nous associons l'indice  $i$  au lieu de naissance (né au Canada ou à l'étranger) et l'indice  $j$  à la catégorie étudiée (femmes, hommes, moins de trente ans et plus de trente ans).

programme à la période courante  $E_{ijt}$ , de laquelle nous soustrayons ceux qui quittent l'aide sociale  $S_{ijt}$  :

$$B_{ijt} = B_{ijt-1} + E_{ijt} - S_{ijt} \quad \forall i, j, t. \quad (4.1.3)$$

Nous pouvons réécrire cette expression en fonction de la probabilité moyenne d'entrer (taux d'entrée) et de quitter (taux de sortie) l'aide sociale pour une période donnée.

$$B_{ijt} = B_{ijt-1} + P_{ij}^e \times (Pop_{ijt} - B_{ijt-1}) - (P_{ij}^s \times B_{ijt-1}) \quad \forall i, j, t \quad (4.1.4)$$

où  $P_{ij}^e$  est la probabilité d'entrer à l'aide sociale et  $P_{ij}^s$  la probabilité de quitter l'aide sociale.

Nous supposons que les fonctions de probabilité sont constantes dans le temps pour chacune des catégories  $ij$  et qu'elles sont affectées par les mêmes variables.

$$P_{ij}^e = P_{ij}^e(u_t, sm_t, b_t, g_t, r_t) \quad (4.1.5)$$

$$P_{ij}^s = P_{ij}^s(u_t, sm_t, b_t, g_t, r_t)$$

Remarquons que  $P_{ij}^e$  s'applique à  $(Pop_{ijt} - B_{ijt-1})$  et que  $P_{ij}^s$  s'applique à  $B_{ijt-1}$ . En mettant  $B_{ijt-1}$  en évidence en (4.1.4), et en divisant cette expression par la population, nous obtenons l'équation suivante :

$$\frac{B_{ijt}}{Pop_{ijt}} = \frac{B_{ijt-1}(1 - P_{ij}^e - P_{ij}^s)}{Pop_{ijt}} + P_{ij}^e \quad (4.1.6)$$

Si nous définissons le taux de présence à l'aide sociale par  $T_{ijt} = \frac{B_{ijt}}{Pop_{ijt}}$ , nous pouvons écrire

l'expression du taux de présence en fonction des probabilités d'entrer et de sortir du programme<sup>12</sup> :

---

<sup>12</sup> Nous pouvons écrire  $T_{ijt-1} = \frac{B_{ijt-1}}{Pop_{ijt}}$  si la population est constante d'une période à l'autre. Ici, puisque notre population est calculée sur une base annuelle, que nous la supposons constante pour chacun des trimestres à

$$T_{ijt} = P_{ij}^e + T_{ijt-1}(1 - P_{ij}^e - P_{ij}^s) \quad \forall i, j, t. \quad (4.1.7)$$

En dérivant  $T_{it}$  par rapport à  $P_{ij}^e$  et  $P_{ij}^s$ , il est aisé de montrer que

$$\frac{\partial T_{ijt}}{\partial P_{ij}^e} = 1 - T_{ijt-1} \geq 0 \text{ puisque } T_{ijt-1} \in [0,1] \quad (4.1.8 \text{ a})$$

$$\frac{\partial T_{ijt}}{\partial P_{ij}^s} = -T_{ijt-1} < 0 \quad (4.1.8 \text{ b})$$

De toute évidence, si la probabilité d'entrer à l'aide sociale augmente, alors le taux de présence à l'aide sociale augmente. Si la probabilité de sortir de l'aide sociale augmente, le taux de présence diminue.

## 4.2 Prévisions du modèle

Afin de déterminer les impacts potentiels des variations économiques, nous considérons leurs impacts sur la forme générale de la fonction des taux de présence à l'aide sociale. Rappelons que le taux de présence à l'aide sociale est fonction de trois arguments : la probabilité d'entrer, la probabilité de sortir ainsi que le taux de présence de la période précédente :  $T_{ijt} = f(P_{ij}^e, P_{ij}^s, T_{ijt-1})$ . La différentielle de cette fonction par rapport à chacun des arguments nous donnera les signes attendus des variations des conditions économiques sur la participation à l'aide sociale, tel que montré dans les prochaines sous-sections.

### 4.2.1 Le Taux de chômage

Le taux de chômage est utilisé comme proxy de la conjoncture économique et indique si le marché du travail est rationné ou en expansion. Nous supposons par conséquent qu'une augmentation du taux de chômage coïncide avec une période de ralentissement économique et

---

l'intérieur d'une année donnée et que la population varie peu d'une année à l'autre, alors nous obtenons une bonne approximation du taux de présence de la période précédente.



marché du travail pour devenir prestataires de l'aide sociale. L'effet de cette variable est positif sur le taux d'entrée à l'aide sociale et négatif sur le taux de sortie, contribuant à accroître le taux de présence à l'aide sociale.

$$\frac{\partial T_{ijt}}{\partial b_t} = \left( \frac{\partial T_{ijt}}{\partial P_{ij}^e} \times \frac{\partial P_{ij}^e}{\partial b_t} \right) + \left( \frac{\partial T_{ijt}}{\partial P_{ij}^s} \times \frac{\partial P_{ij}^s}{\partial b_t} \right) + \left( \frac{\partial T_{ijt}}{\partial T_{ijt-1}} \times \frac{\partial T_{ijt-1}}{\partial b_t} \right) > 0 \quad (4.2.3)$$

(+)(+) (-) (-) 0

#### 4.2.4 Le taux de remplacement du salaire

Le taux de remplacement net du salaire par l'assurance-emploi est égal au rapport entre la prestation hebdomadaire nette d'impôt et le taux de salaire hebdomadaire net d'impôt et des

coûts hebdomadaires de travail :  $r_t = \frac{(b_t - I_t)}{(w_t - I_t - C_t)}$ <sup>13</sup> où  $I_t$  représente les impôts payés et

$C_t$  correspond aux coûts du travail. Le taux de remplacement du salaire représente la caractéristique monétaire de l'assurance-emploi et contribue à faire diminuer le taux de présence à l'aide sociale de deux façons s'il est augmenté. D'une part, le revenu de certains individus devient tel qu'ils ne sont plus admissibles à l'aide sociale. D'autre part, ces individus peuvent préférer trouver un emploi quitte à le perdre, car en période de non-emploi, les prestations d'assurance-emploi sont plus élevées que les prestations de l'aide sociale. Par conséquent, une augmentation du taux de remplacement du salaire diminue la probabilité d'entrer à l'aide sociale et augmente la probabilité de quitter le programme. L'effet total sur le taux de présence à l'aide sociale est donc négatif.

$$\frac{\partial T_{ijt}}{\partial r_t} = \left( \frac{\partial T_{ijt}}{\partial P_{ij}^e} \times \frac{\partial P_{ij}^e}{\partial r_t} \right) + \left( \frac{\partial T_{ijt}}{\partial P_{ij}^s} \times \frac{\partial P_{ij}^s}{\partial r_t} \right) + \left( \frac{\partial T_{ijt}}{\partial T_{ijt-1}} \times \frac{\partial T_{ijt-1}}{\partial r_t} \right) < 0 \quad (4.2.4)$$

(+)(-) (-)(+) 0

<sup>13</sup> Dillard-Berniard et Fortin (1981).

#### 4.2.5 La générosité non monétaire de l'assurance-emploi

La générosité non monétaire est le rapport entre le nombre maximal de semaines d'admissibilité aux prestations d'assurance-emploi et le nombre de semaines minimal de travail préalable requis pour l'admissibilité aux prestations d'assurance-emploi<sup>14</sup>. Pour les mêmes raisons que le taux de remplacement net du salaire, une générosité accrue du programme d'assurance-emploi contribue à diminuer le taux de présence à l'aide sociale.

$$\frac{\partial T_{ijt}}{\partial g_t} = \left( \frac{\partial T_{ijt}}{\partial P_{ij}^e} \times \frac{\partial P_{ij}^e}{\partial g_t} \right) + \left( \frac{\partial T_{ijt}}{\partial P_{ij}^s} \times \frac{\partial P_{ij}^s}{\partial g_t} \right) + \left( \frac{\partial T_{ijt}}{\partial T_{ijt-1}} \times \frac{\partial T_{ijt-1}}{\partial g_t} \right) < 0 \quad (4.2.5)$$

(+), (-), (-), (+), 0

Notons que des conditions d'admissibilité sévères ainsi qu'une diminution du taux de remplacement du salaire rendent le marché du travail moins attrayant si les individus anticipent un ralentissement de la conjoncture économique. En effet, en plus d'avoir davantage de difficulté à obtenir un emploi, ils reçoivent moins d'avantages s'ils le perdent.

#### 4.3 Données et statistiques descriptives

Le calcul des taux de présence à l'aide sociale a nécessité l'utilisation de trois bases de données. Pour calculer le nombre de personnes présentes à l'aide sociale à chaque trimestre, nous avons utilisé la base de données du Ministère de l'emploi et de la Solidarité sociale construite à partir des fichiers administratifs. Ce sont des données mensuelles couvrant la période de janvier 1975 à mars 2000 et contenant des informations sur les caractéristiques personnelles et socio-économiques de tous les individus présents à l'aide sociale.

---

<sup>14</sup> Depuis la réforme de l'assurance-emploi de 1996, le régime est fondé sur la rémunération totale et le nombre total d'heures de travail (Voir site Internet Développement des ressources humaines Canada (DRHC) <http://www.hrhc-drhc.gc.ca/dept/guide/faex.shtml>).

Il existe peu de données sur la population immigrante du Québec, ce qui complique le calcul de la population totale. Puisque les données ne sont disponibles que sur une base annuelle, nous supposons que la population totale est constante pour chaque trimestre d'une année. Pour l'année 1981, nous avons utilisé le fichier de microdonnées sur les particuliers du recensement réalisé par Statistiques Canada. Pour les années 1982 à 1998, nous avons utilisé l'Enquête sur les Finances des Consommateurs (EFC) des particuliers âgés de 15 ans et plus avec ou sans revenus. Cependant, puisque l'EFC de 1984 avec revenus de 1983 n'existe pas, nous avons calculé les populations en prenant la moyenne de l'EFC de 1983 et de 1985. Dans toutes ces enquêtes, un poids est attribué à chaque individu, ce qui nous permet d'estimer la population pour chaque catégorie étudiée en les additionnant. Le dénominateur est donc une estimation de chacune des populations étudiées, contrairement au numérateur qui lui est très précis puisqu'il est calculé à partir de fichiers administratifs. Afin de vérifier si la population estimée de chacun des sous-groupe est fiable, nous avons calculé une marge d'erreur<sup>15</sup> pour chaque échantillon que nous avons utilisé. L'idée de calculer un indicateur de précision est que plus il y a d'observations dans les échantillons, plus les populations estimées sont près des vraies populations. Or, les échantillons des populations immigrantes contiennent peu d'observations. Les marges d'erreur varient entre 4.5% et 12.78%, les estimations des échantillons pour les natifs ayant de plus petites marges d'erreur que les échantillons pour les immigrants. Ce résultat n'est pas surprenant puisque peu d'immigrants sont dénombrés. Par conséquent, les taux de présence des immigrants ont une plus grande variance que ceux des natifs et sont probablement moins fiables.

Les taux de présence à l'aide sociale, calculés sur une base trimestrielle, sont divisés selon des groupes socio-démographiques pertinents, tels que l'âge, le sexe et le lieu de naissance (né au Canada ou né à l'étranger). Parce que dans certaines enquêtes l'échantillon d'immigrants est trop petit, nous avons laissé les groupes d'âge asexués et nous les avons divisés selon l'application et les règlements de la Loi sécurité du revenu, c'est-à-dire divisés entre les moins de trente ans et les plus de trente ans.

---

<sup>15</sup>  $ME = 1.96 * \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$ , où  $p$  est la proportion du groupe parmi la population totale et  $n$  est le nombre d'observations dans l'échantillon. Statistique Canada recommande d'avoir au moins cent observations pour utiliser un échantillon.



Les Graphiques 2 à 5 illustrent l'évolution du taux de présence à l'aide sociale entre 1981 et 1998 pour chacune des catégories que nous étudions. Nous observons que le taux de présence à l'aide sociale des immigrants augmente dans le temps pour chacun des groupes. S'ils étaient inférieurs à ceux des natifs au début des années 1980, ils les ont dépassé vers 1989, à l'exception des prestataires âgés de moins de trente ans pour qui ce phénomène s'est produit plus tôt. Depuis, les taux de présence à l'aide sociale des immigrants ont toujours été supérieurs à ceux des natifs. Finalement, alors que pour toutes les catégories la proportion d'immigrants dans la population totale se situe à environ 10% durant la période couverte, la proportion de la clientèle immigrante à l'aide sociale dans la clientèle totale a cru considérablement dans le temps, passant de moins de 5 % au début des années 80 à environ 15 % à la fin des années 90.

#### **4.4 Approche économétrique**

Afin de déterminer si les natifs et les immigrants ont des probabilités différentes de participer à l'aide sociale ainsi que des sensibilités différentes aux variations économiques, la démarche économétrique proposée est d'utiliser un modèle en première différence pour les hommes et les femmes en utilisant le lieu de naissance comme variable explicative. En faisant interagir le lieu de naissance avec les variables explicatives, le modèle en première différence nous permet d'estimer l'effet supplémentaire d'être né au Canada sur la participation à l'aide sociale. Considérons le modèle simple suivant :

$$T_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 d_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad \forall i, j, t \quad (4.4.1)$$

où  $T_{ijt}$  est une transformation logistique du taux de présence à l'aide sociale<sup>16</sup>,  $d_{ij}$  est une variable indicatrice qui est égale à un si le groupe observé fait partie du groupe des natifs et zéro si le groupe est constitué d'immigrants. Le terme  $\varepsilon_{ijt}$  est un terme aléatoire d'une loi

normale de moyenne 0 et de variance  $\sigma^2$ . La variable indicatrice s'interprète comme un effet supplémentaire sur le taux de présence moyen à l'aide sociale d'être un natif relativement à être un immigrant. Il s'agit d'un effet fixe appliqué aux natifs. Nous avons :

$$E[T_{ijt} | d_{ij} = 1] = \beta_0 + \beta_1 \quad (4.4.2 \text{ a})$$

$$E[T_{ijt} | d_{ij} = 0] = \beta_0 \quad (4.4.2 \text{ b})$$

En soustrayant ces deux équations, nous obtenons la première différence de l'effet fixe appliqué aux natifs. Ce paramètre peut s'estimer par les moindres carrés ordinaires.

$$E[T_{ijt} | d_{ij} = 1] - E[T_{ijt} | d_{ij} = 0] = \beta_1 \quad (4.4.3)$$

Afin de vérifier si les différences dans les taux de présence s'expliquent par des facteurs économiques, nous introduisons ensuite des variables de conjoncture économique et de politiques économiques. Ce sont le taux de chômage des 25 ans et plus au Québec, la générosité non-monnaire de l'assurance-emploi, le salaire minimum réel (en dollars de 1992), les barèmes réels d'aide sociale<sup>17</sup> (en dollars de 1992 également) ainsi que le taux de remplacement net du salaire par l'assurance-emploi. En plus d'inclure ces variables explicatives, nous introduisons des variables indicatrices saisonnières pour capter les effets de saison dus à la cyclicité des emplois ainsi qu'une variable indicatrice pour chaque année de la

---

<sup>16</sup> La transformation logistique appliquée est la suivante :  $T_{ijt} = \log\left(\frac{t_{ijt}}{(1-t_{ijt})}\right)$  où  $t_{ijt}$  est le taux de présence à l'aide sociale non transformé.

<sup>17</sup> Puisque le montant de base des prestations versé à un individu dépendait de son âge avant 1989 et que les catégories « hommes » et « femmes » ne peuvent être divisées par groupe d'âge étant donné que les échantillons des immigrants sont petits, nous avons calculé pour chacun des groupes une moyenne mensuelle des barèmes, pondérée par la proportion moyenne d'individus âgée de moins de trente ans et de plus de trente ans à l'aide

sociale et ce, séparément pour les natifs et pour les immigrants selon la formule suivante :  $b_t^M = \sum_{j=1}^2 \alpha_{ij} b_t$ ,

avec  $\sum_{j=1}^2 \alpha_{ij} = 1$ . En ce qui concerne l'analyse des groupes d'âge, nous laissons les barèmes tels qu'ils sont puisque les groupes d'âge ont été divisés selon les critères de la Loi sur la sécurité du revenu s'appliquant aux barèmes.

période étudiée (l'année de référence est 1998) qui captera tous les chocs non observables ayant pu influencer les taux de présence durant la période d'étude<sup>18</sup>. Notons que les variables explicatives évoluent dans le temps, mais qu'elles sont les mêmes pour les natifs et les immigrants.

Enfin, en introduisant des variables explicatives mises en interaction avec la variable indicatrice du lieu de naissance, nous obtenons un modèle plus souple qui permet non seulement d'identifier l'effet d'être un natif sur le taux de présence moyen (effet sur l'ordonnée à l'origine), mais également d'identifier la sensibilité de ces deux groupes à des changements dans les variables explicatives (effet sur la pente). Le modèle économétrique estimé est de la forme :

$$T_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 d_{ij} + \beta_2' X + \beta_3' S + \beta_4' A + \beta_5' (X \times d_{ij}) + \beta_6' (S \times d_{ij}) + \beta_7' (A \times d_{ij}) + \varepsilon_{ijt} \quad \forall i, j, t$$

(4.4.4)

où  $X$  est une matrice de variables explicatives,  $S$  est une matrice de variables saisonnières,  $A$  est une matrice de variables indicatrices pour les années et  $\varepsilon_{ijt}$  est un terme d'erreur d'une loi normale de moyenne 0 et de variance  $\sigma^2_{ijt}$ .

Nous obtenons deux relations distinctes pour les natifs et les immigrants respectivement :

$$E(T_{ijt} | d_{ij} = 1) = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2' + \beta_3' + \beta_5' + \beta_6' + \beta_7' \quad \forall j, t$$

(4.4.5 a)

$$E(T_{ijt} | d_{ij} = 0) = \beta_0 + \beta_2' + \beta_3' + \beta_4' \quad \forall j, t.$$

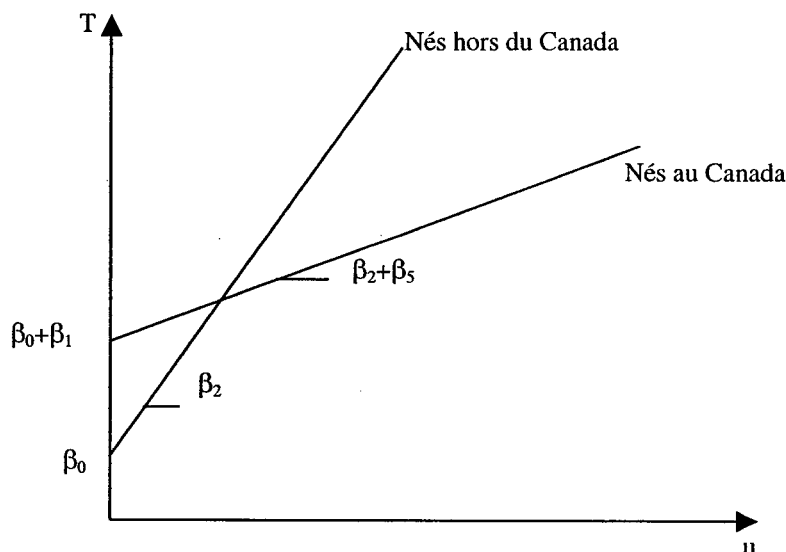
(4.4.5 b)

Ces relations sont représentées Graphique 1. Par exemple, si nous voulions étudier l'impact d'une variation du taux de chômage sur les taux de présence, que  $X$  ne comportait que le taux

<sup>18</sup> Nous appliquons une transformation logistiquie à toutes les variables de taux (présence, chômage et remplacement du salaire) de telle sorte qu'elles puissent être définies sur l'intervalle  $]-\infty, \infty[$ . Les autres variables explicatives continues sont exprimées sous forme logarithmique.

de chômage comme variable explicative et que nous posions  $\beta_1 > 0$  et  $\beta_5 < 0$ , nous observerions la situation suivante :

**Graphique 1**



Sur cet exemple, nous constatons, toutes choses étant égales par ailleurs, que le taux de présence moyen des immigrants est inférieur à celui des natifs, en posant égal à zéro le taux de chômage, mais que les immigrants sont plus sensibles à des variations dans le taux de chômage. Pour évaluer l'impact du lieu de naissance sur les taux de présence à l'aide sociale, nous devons tenir compte de toutes les variables associées au lieu de naissance.

En ce qui concerne les groupes d'âge, les données nous permettent, en plus d'estimer la participation à l'aide sociale des natifs et des immigrants, d'évaluer l'impact de la réforme de l'aide sociale de 1989 pour ces deux populations par une approche qui s'apparente à une expérience naturelle. La réforme de 1989 visait à subvenir aux besoins d'une nouvelle clientèle. En effet, suite à la récession de 1981-1982, les jeunes ont éprouvé de la difficulté à se trouver un emploi, les rendant plus enclins à recourir à l'aide sociale<sup>19</sup>. Le gouvernement a pris une série de mesures, parmi lesquelles l'adoption en 1989 de la Loi 37 sur la Sécurité du revenu. Cette Loi avait pour objectif d'assurer une aide financière à chaque ménage, en

<sup>19</sup> Voir le site Internet [www.baremeplancher.net/histoire.html](http://www.baremeplancher.net/histoire.html)

favorisant l'intégration au marché du travail des personnes aptes à travailler. De plus, la différence dans les prestations de base entre les moins de trente ans et les plus de trente a été abolie par une hausse des prestations de base des moins de trente ans et par l'introduction de la contribution parentale. Cette dernière est basée sur le principe que les parents doivent soutenir leurs enfants. Les parents ayant les ressources financières suffisantes doivent par conséquent fournir une contribution qui entre dans le calcul des prestations des enfants<sup>20</sup>.

Puisque la réforme a principalement affecté les prestataires âgés de moins de trente ans, nous pouvons considérer ce groupe comme étant un groupe de traitement et les prestataires âgés de plus de trente ans comme étant un groupe de contrôle ou témoin, d'où le caractère d'« expérience naturelle » de notre approche. Un groupe de traitement est un groupe qui subit l'impact d'une réforme tandis qu'un groupe de contrôle est un groupe témoin auquel nous comparons le groupe traitement. L'idée générale consiste à trouver un groupe de contrôle représentatif du groupe traitement. Tous les chocs non observables pouvant influencer la participation à l'aide sociale doivent affecter les groupes traitement et contrôle de la même façon. Le groupe contrôle permet de mesurer les fluctuations des variables qui ne sont pas dues au traitement. À l'aide d'un estimateur différence-en-différences, nous pouvons identifier l'impact de la réforme de 1989 en assignant une variable indicatrice égale à un à la population âgée de moins de trente ans combinée avec une variable indicatrice identifiant la période post-réforme. En comparant les estimateurs obtenus en prenant la différence des premières différences des deux groupes d'âge avant et après la réforme, nous pouvons isoler l'impact de la réforme de 1989 sur le groupe traitement.

Soit le modèle :

$$T_{ijt} = \alpha_0 + \beta_0 d_{ijt} + \alpha_1 d_t + \beta_1 (d_t \times d_{ijt}) + \alpha_2 d_p + \beta_2 (d_p \times d_{ijt}) + \alpha_3 d_t d_p + \beta_3 (d_t d_p \times d_{ijt}) + \alpha_4 X + \beta_4 (X \times d_{ijt}) + \alpha_5 d_t X + \beta_5 (d_t X \times d_{ijt}) + \varepsilon_{ijt} \quad (4.4.6)$$

où  $d_t$  est une variable indicatrice égale à un si le groupe observé fait partie du groupe traitement – ici les moins de trente ans – et zéro autrement,  $d_p$  est une variable indicatrice

<sup>20</sup> Voir Fortin et Santarossa (2000) pour plus de détails concernant la contribution parentale.

égale à un qui identifie la période post-réforme et zéro sinon, et  $d_{ij}$  est la variable indicatrice du lieu de naissance. Nous obtenons l'impact de la réforme pour chacun des groupes traitement et contrôle par les équations suivantes :

$$\begin{aligned} E[T_{ijt} | d_t = 1, d_p = 1] - E[T_{ijt} | d_t = 1, d_p = 0] &= \alpha_2 + \beta_2 + \alpha_3 + \beta_3 \\ E[T_{ijt} | d_t = 0, d_p = 1] - E[T_{ijt} | d_t = 0, d_p = 0] &= \alpha_3 + \beta_3 \end{aligned} \quad \forall i, j, t. \quad (4.4.7)$$

Ainsi, l'estimateur de la réforme est donné par :

$$\begin{aligned} \{E[T_{ijt} | d_t = 1, d_p = 1] - E[T_{ijt} | d_t = 1, d_p = 0]\} - \\ \{E[T_{ijt} | d_t = 0, d_p = 1] - E[T_{ijt} | d_t = 0, d_p = 0]\} &= \alpha_3 + \beta_3 \end{aligned} \quad \forall i, j, t \quad (4.4.8)$$

Le paramètre  $\alpha_3$  s'interprète comme l'effet commun de la réforme de 1989 pour les natifs et les immigrants tandis que le paramètre  $\beta_3$  caractérise l'effet supplémentaire de la réforme pour la population native. Ce sont des estimateurs différence-en-différences pouvant être obtenus par MCO.

#### **4.5 Méthodes d'estimation**

L'approche par variable indicatrice du lieu de naissance permet d'isoler l'effet supplémentaire d'être né au Canada sur le taux de présence à l'aide sociale en plus de permettre à ces deux populations de réagir différemment aux fluctuations des conditions économiques. Les trois catégories à l'étude, les hommes, les femmes et les groupes d'âge seront analysées distinctement. Tel que mentionné précédemment dans la présentation du modèle théorique, afin d'expliquer les différences dans la participation à l'aide sociale par les facteurs économiques, diverses spécifications seront estimées par l'ajout successif de variables explicatives. Cette approche nous permettra de déterminer si l'écart observé dans la participation à l'aide sociale entre les immigrants et les natifs s'explique par une sensibilité accrue des immigrants aux variations des politiques économiques.

La première spécification ne tient compte que du lieu de naissance et d'une variable endogène retardée. Les résultats nous donneront l'effet d'être un immigrant ou un natif sur le taux de présence moyen à l'aide sociale lorsque le taux de présence à l'aide sociale retardé est mis à zéro. Il s'agit de l'effet sur l'ordonnée à l'origine. Quant à la variable du taux de présence retardé d'une période, celle-ci introduit de la persistance dans les données et permet de capter des effets d'autocorrélation. La seconde spécification tient compte du taux de chômage, du salaire minimum, des barèmes de base de l'aide sociale, de la générosité de l'assurance-emploi ainsi que du taux de remplacement net du salaire par l'assurance-emploi. Si nous exprimions toutes les variables explicatives strictement de manière contemporaine, le modèle estimerait alors une dynamique de court terme. Puisque les gens n'ajustent pas nécessairement leur comportement instantanément, il est réaliste de penser que des variations dans les conditions économiques puissent avoir un impact retardé sur les taux de présence. Introduire une structure de délai permet de capter des effets de long terme. Les variables retardées introduites sont différenciées par rapport à la période initiale. Bien que parcimonieuse en raison du faible nombre d'observations disponibles et de la forte collinéarité entre les variables explicatives et les variables retardées, la structure de délai comprend un trimestre de retard pour le taux de chômage et pour le salaire minimum. La troisième spécification incorpore des variables muettes qui captent les effets de saison (le premier trimestre de l'année constitue le trimestre de référence). Enfin, la quatrième spécification inclut une variable dichotomique pour chaque année de la période couverte, le but étant de capter tous les chocs non observables affectant la participation à l'aide sociale. L'année omise est 1998. Il est important de noter que pour les spécifications 2 à 4, seul le taux de présence moyen à l'aide sociale peut différer entre les natifs et les personnes nées à l'étranger. En d'autres termes, nous imposons que ces deux populations ont les mêmes sensibilités aux chocs dans l'économie. L'effet sur les pentes est contraint d'être le même.

Afin de permettre au modèle économétrique d'être moins restrictif, les spécifications 5 à 7 incorporent progressivement chaque groupe de variables explicatives mis en interaction avec la variable indicatrice du lieu de naissance. Ces modèles permettent aux pentes de différer entre les groupes. La spécification 5 introduit des termes interactifs entre la variable né au Canada et les variables explicatives, et la spécification 6 avec les variables de saison.

Finalement, la spécification 7, qui croise le lieu de naissance avec les variables annuelles constitue le modèle le plus souple de notre analyse. Étant donné que toutes les variables de cette spécification ont des effets différents sur les populations, nous pouvons l'interpréter comme deux régressions distinctes, l'une pour les natifs et l'autre pour les immigrants. C'est précisément ce que nous reportons dans les spécifications 8 et 9.

Ne pas tenir compte des problèmes liés au terme d'erreur, plus précisément de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation, pourrait nous conduire à des résultats moins efficaces. Le terme d'erreur est corrigé pour permettre à la variance de varier entre les groupes. Le test d'autocorrélation sérielle pour des séries de type panel avec effets individuels de Baltagi (1995) ne détecte pas la présence d'autocorrélation sérielle pour les spécifications les plus complètes. Ce test est présenté à l'ANNEXE B. En ce qui concerne la stationnarité des séries chronologiques, les tests présentés à l'ANNEXE C rejettent l'hypothèse de stationnarité pour presque toutes les séries. De plus, puisque nos séries ne sont pas intégrées d'ordre un (voir l'ANNEXE D pour plus de détails), nous ne pouvons procéder à des analyses de cointégration. Compte tenu de ces résultats non concluants, la première solution à envisager serait de différencier nos séries chronologiques et de regarder si ces nouvelles séries sont stationnaires ou non. Cependant, puisque nous travaillons en logarithme, estimer un modèle différencié reviendrait à expliquer le taux de croissance du taux de présence à l'aide sociale, ce qui est moins intéressant pour notre analyse. De plus, les variables de politiques gouvernementales telles que le salaire minimum et les barèmes d'aide sociale ne varient que très rarement dans le temps et différencier les séries impliquerait des sauts dans les séries au moment où le choc est observable. Il serait fort probable que les variables n'expliquent rien. Pour ces raisons, nous avons décidé de ne pas transformer le modèle, en étant conscient des problèmes potentiels posés par la non stationnarité des séries.



## CHAPITRE 5

### RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

#### *5.1 Les hommes*

Le Tableau 2 présente les résultats des régressions pour les hommes des moindres carrés généralisés. Cet estimateur converge vers l'estimateur du maximum de vraisemblance pour des modèles sans autocorrélation et calcule une matrice efficiente des variances tout en permettant à la variance des deux groupes d'être différente (Greene 2000). La première colonne rapporte les coefficients du modèle le plus simple. La constante de régression est le taux de présence moyen à l'aide sociale sous forme transformée. En plus de la variable endogène retardée, la seule variable explicative de ce modèle est la variable indicatrice associée au lieu de naissance. Elle caractérise l'effet supplémentaire d'être né au Canada sur la constante de régression lorsque les autres variables explicatives sont posées à zéro. Ainsi, chez les hommes, être né au Canada diminue le taux de présence moyen à l'aide sociale. Cela revient à dire, en termes du Graphique 3, que la différence de surface avant et après le croisement des deux courbes est inférieure à zéro et que le niveau moyen des taux de présence est différent pour les deux populations.

La seconde colonne introduit les variables explicatives. Afin de vérifier si cet ajout accroît la puissance du modèle, nous pouvons procéder par un test de type LR. Comparativement aux autres tests de maximum de vraisemblance, le test LR possède de meilleures propriétés en échantillons finis. Le test est basé sur la statistique  $-2(L_C - L_{NC}) \sim \chi^2(k_{NC} - k_C)$  où  $L_{NC}$  et

$L_C$  sont les valeurs de la fonction de vraisemblance associées respectivement au modèle non contraint et contraint, avec des degrés de liberté correspondant à la différence dans le nombre de paramètres estimés des deux modèles. Si nous rejetons la statistique, cela signifie que les deux modèles sont statistiquement différents et que les nouvelles variables contribuent à l'explication du modèle. Dans cette spécification-ci, puisque la statistique LR est supérieure à la valeur critique, nous rejetons l'hypothèse nulle que le modèle contraint est statistiquement égal au modèle non contraint et que les variables explicatives dans leur ensemble ne sont pas conjointement significatives<sup>21</sup>. Cette spécification montre que la participation à l'aide sociale est influencée par des facteurs économiques. Les coefficients reliés au taux de chômage et à générosité non monétaire de l'assurance-emploi sont conformes à notre intuition économique. Ainsi, une hausse du taux de chômage, ou une détérioration de la conjoncture économique, augmente la participation à l'aide sociale et une générosité accrue dans la composante non monétaire de l'assurance-emploi diminue la participation à l'aide sociale. Cependant, le taux de remplacement du salaire l'accroît, ce qui est contre intuitif. Un accroissement des barèmes de base moyens et du salaire minimum n'influencent pas la participation à l'aide sociale dans cette spécification. Enfin, l'introduction de ces variables explicatives fait ressortir des différences significatives entre les immigrants et les natifs lorsque les variables économiques sont posées à zéro, et le taux de présence moyen des natifs est inférieur à celui des immigrants.

La quatrième régression introduit des variables muettes annuelles qui captent l'évolution dans le temps de la participation à l'aide sociale. Comme pour les spécifications précédentes, nous observons que le taux de participation moyen à l'aide sociale des natifs est inférieur à celui des immigrants lorsque les autres variables explicatives sont posées à zéro. Le taux de chômage a le même impact sur la participation à l'aide sociale qu'auparavant. Une générosité accrue de la composante non monétaire du programme d'assurance-emploi diminue la participation à l'aide sociale à un seuil de 10%. Toujours à un seuil de 10%, une hausse dans les barèmes moyens de base augmente la participation à l'aide sociale. Les variables annuelles, ayant 1998 pour référence semblent capter deux effets. Le premier est que le niveau moyen du taux de participation à l'aide sociale, bien que toujours supérieur à celui de 1998, semble diminuer

---

<sup>21</sup> Ce test est présenté pour chaque spécification relativement à la spécification précédente. Les régressions estimées sont emboîtées les unes dans les autres.

dans le temps. Le second effet est que les variables annuelles capteraient possiblement les effets du cycle économique, au-delà du taux de chômage.

Ces quatre régressions reposent sur l'hypothèse que les immigrants et les natifs possèdent des caractéristiques telles qu'ils adoptent les mêmes comportements suite à des changements dans les variables explicatives et que seul le lieu de naissance explique leur différence dans leur participation à l'aide sociale. Or, il est plus plausible de penser que les caractéristiques de ces deux populations diffèrent et que les variables explicatives n'ont pas les mêmes effets sur leur participation à l'aide sociale. C'est même un but du mémoire de vérifier cette hypothèse. En croisant chaque variable avec l'indicateur du lieu de naissance, nous obtenons des estimés pour les effets communs et des estimés représentant l'effet supplémentaire d'être un natif. Par exemple, le coefficient associé au taux de chômage nous donne la variation dans le taux de présence à l'aide sociale suite à une variation du taux de chômage commun pour les deux clientèles. Le coefficient associé à la variable croisée du taux de chômage nous donne l'effet supplémentaire d'une variation du taux de chômage sur le taux de présence à l'aide sociale de la population native. En additionnant les deux coefficients, nous obtenons l'effet total pour les natifs. Pour chacun des modèles 5 et 7, nous observons que les variables croisées avec le lieu de naissance sont conjointement significatives, ce qui supporte notre intuition que les immigrants et les natifs ont des comportements différents face à l'aide sociale. De plus, ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus par Lacroix et Santarossa (2001).

Le modèle 5 introduit des variables explicatives croisées avec le lieu de naissance. Nous n'observons aucune différence significative dans la participation moyenne à l'aide sociale des immigrants et des natifs. De plus, les variables explicatives n'ont aucune influence sur la participation à l'aide sociale. Seul le paramètre associé au taux de chômage croisé avec le lieu de naissance est significatif et positif. Cela suggère que le taux de chômage n'influence pas la participation à l'aide sociale pour la population immigrante, tandis qu'elle l'augmente pour la population native. Les coefficients suggèrent que les natifs soient moins sensibles que les immigrants à des variations du salaire minimum et du taux de remplacement. Cependant, le modèle ne parvient pas à faire ressortir de différence significative entre ces deux populations.

En permettant à tous les paramètres, incluant les variables annuelles, d'être différents pour les natifs et les immigrants, le modèle 7 est le modèle le plus souple de notre analyse et également le plus complet. Les hommes natifs ont une probabilité plus faible de participer à l'aide sociale que les immigrants lorsque les variables explicatives sont posées à zéro et cette relation est significative. Les natifs sont significativement moins sensibles que les immigrants aux variations du salaire minimum et des barèmes moyens de base, les impacts seraient même près de zéro pour les natifs<sup>22</sup>. En effet, si nous additionnons les effets communs aux deux groupes avec l'effet supplémentaire d'être natif, nous constatons que ces variables ont très peu d'influence sur la participation à l'aide sociale. Une hausse du salaire minimum diminue la participation à l'aide sociale chez les immigrants, ce qui suppose que l'effet d'offre est supérieur à l'effet de demande. Pour les natifs, l'effet de demande serait supérieur puisqu'en additionnant les deux paramètres associés au salaire minimum, le résultat est positif. Une augmentation des barèmes moyens de base diminue la participation à l'aide sociale chez les immigrants, ce qui est contre intuitif. Cela est probablement dû au fait que même si le niveau des barèmes réels est stable dans le temps, le fait que nous observions une hausse de la participation à l'aide sociale chez les immigrants peut contribuer à rendre ce paramètre contre-intuitif. De plus, nous n'observons aucune différence significative de sensibilité entre les immigrants et les natifs concernant le taux de chômage et la générosité de l'assurance-emploi. Cependant, lorsque le taux de chômage augmente, la participation à l'aide sociale des deux clientèles augmente également. Quant aux variables annuelles, elles reflètent bien ce que nous observons sur le Graphique 3. Relativement à 1998, les variables annuelles diminuent le taux de présence moyen à l'aide sociale et captent une tendance positive pour les immigrants. Si nous additionnons les effets supplémentaires associés aux natifs aux effets communs pour les deux groupes, nous constatons que les variables annuelles ont un effet inférieur pour la population native et qu'elles semblent suivre le cycle économique.

Quant aux modèles 8 et 9, ils présentent les résultats que nous aurions obtenus si nous avions estimé séparément un modèle pour les natifs et un modèle pour les immigrants. Il faut

---

<sup>22</sup> Nous pouvons tirer ces conclusions pour les natifs lorsque nous additionnons les coefficients associés aux immigrants et les coefficients mis en interaction avec la variable du lieu de naissance.

remarquer que nous obtenons qualitativement les mêmes résultats qu'à la régression 7 et que le taux de chômage a un impact positif sur la participation à l'aide sociale.

À la lumière de ces résultats, nous pouvons dégager plusieurs constats. Toutes choses étant égales par ailleurs, les hommes nés au Canada ont une probabilité plus faible de participer à l'aide sociale que les hommes nés à l'étranger. Autrement dit, en considérant l'environnement économique, nous ne parvenons pas à expliquer entièrement la différence de participation à l'aide sociale entre les natifs et les immigrants. De manière générale, les immigrants seraient plus sensibles aux variations des politiques économiques que les natifs. Une hausse du salaire minimum réduirait la participation à l'aide sociale chez les immigrants mais l'augmenterait chez les natifs. Dans les spécifications les plus complètes, la participation à l'aide sociale chez les immigrants et les natifs semblent influencée de la même façon par le taux de chômage. Quant aux barèmes moyens de l'aide sociale, leur impact est positif pour les natifs, mais est négatif pour les immigrants, ce qui est surprenant. Cela peut être dû au fait que malgré que les barèmes moyens soient stables dans le temps, la tendance croissante que nous observons chez les immigrants dans l'utilisation de l'aide sociale viendrait contrecarrer l'impact espéré des barèmes moyens. Il peut également y avoir un problème de variable omise, car les barèmes de l'aide sociale ne constituent qu'une partie des réformes de l'aide sociale. Nous ne tenons pas compte de la contribution parentale ni des mesures d'employabilité prises par le gouvernement, mesures qui sont corrélées avec les réformes mais que nous n'observons pas. En dernier lieu, une structure de délai inadéquate peut contribuer à rendre ce paramètre contre intuitif. Finalement, l'effet persistant associé au lieu de naissance suggère que les variables économiques ne suffisent pas à expliquer toute la différence pour la participation à l'aide sociale entre les immigrants et les natifs. Il semble que d'autres facteurs soient en cause, possiblement parmi ceux mentionnés dans la revue de littérature, tels que des variations à travers le temps dans la composition des immigrants ou leurs caractéristiques que nous pouvons capter en partie par les variables annuelles.

## **5.2 Les femmes**

Le Tableau 3 présente les résultats des modèles estimés pour les femmes. Tel que ce que nous observons pour les hommes, la première spécification indique que les femmes nées à l'étranger sont statistiquement plus enclines d'être à l'aide sociale que les femmes d'origine canadienne. Conditionner pour l'environnement économique dans les spécifications suivantes conserve une différence entre les deux populations lorsque nous posons les variables explicatives à zéro. Le taux de chômage et les barèmes moyens de base augmentent la participation à l'aide sociale pour des seuils respectifs de 5% et 10%. Le salaire minimum n'influence pas la participation à l'aide sociale. Une hausse de la générosité non monétaire de l'assurance-emploi diminue le taux de présence tandis qu'une hausse du taux de remplacement du salaire l'accroît, ce qui est contre-intuitif. En effet, puisque les programmes d'assurance-emploi et d'aide sociale sont complémentaires, nous nous attendons à ce qu'une générosité accrue du programme d'assurance-emploi incite les gens à occuper un emploi. S'ils le perdent, les prestations d'assurance-emploi seront plus élevées que celles de l'aide sociale. Ainsi, si le programme d'assurance-emploi devient plus généreux, cela devrait inciter les gens à quitter l'aide sociale.

La spécification 4 donne toutefois quelques résultats différents de ceux obtenus pour les hommes. Les variables annuelles, ayant 1998 pour référence semblent capter deux effets. Le premier est une tendance positive de l'évolution de la participation à l'aide sociale durant les décennies 80 et 90. Le second effet est qu'en plus de cette tendance, les variables annuelles capteraient possiblement les effets du cycle économique. Les femmes nées à l'étranger sont plus enclines à être à l'aide sociale que les femmes nées au Canada lorsque les variables économiques sont posées à zéro. Une hausse du taux de chômage augmente la participation à l'aide sociale tandis qu'une hausse du salaire minimum et du taux de remplacement la diminue. Pour le salaire minimum, un impact négatif suggère que l'effet d'offre est supérieur à l'effet de demande.

Les régressions 5 à 7 présentent l'ajout progressif des variables croisées avec le lieu de naissance. Il faut noter que l'apport de ces variables est significatif pour le modèle 7, donc qu'elles améliorent la puissance de ce modèle et contribuent à mieux expliquer les taux de présence. Dans la spécification 5, nous n'observons plus de différence significative dans la le

taux de présence moyen des immigrantes et des natives lorsque les variables économiques sont mises à zéro. En fait, ce modèle n'explique pas la participation à l'aide sociale puisque les coefficients des variables économiques et des variables annuelles ne sont pas significatifs, à l'exception de quelques variables annuelles. Cependant, le modèle le plus souple de notre analyse donne de bons résultats.

Le dernier modèle ne parvient pas à expliquer entièrement les différences dans les taux de présence à l'aide sociale des femmes puisque les femmes nées au Canada sont statistiquement moins enclines d'être à l'aide sociale que les femmes nées à l'étranger. Toutes les variables présentent des résultats intuitifs. Une hausse du taux de chômage augmente la participation à l'aide sociale et nous n'observons pas de différence significative entre la sensibilité des natives et des immigrantes. Une augmentation du salaire minimum et du taux de remplacement du salaire diminue la participation à l'aide sociale. Les natives seraient moins affectées par des variations du taux de remplacement du salaire. Les résultats ne montrent généralement pas de différences significatives dans les sensibilités de ces deux clientèles, à l'exception du taux de remplacement du salaire et des barèmes de base moyens. Les barèmes n'ont aucune influence sur la participation à l'aide sociale pour les immigrantes tandis qu'ils ont impact positif pour les natives. En fait, les différences ces deux clientèles seraient principalement captées par les variables annuelles. Pour les immigrantes, ces variables diminuent le taux de présence moyen relativement à l'année de référence, et évoluent de façon croissante dans le temps. En ce qui concerne les natives, le niveau moyen serait généralement un peu plus élevé qu'en 1998 et semble suivre le cycle économique.

En procédant à deux régressions distinctes, tel que représenté dans les modèles 8 et 9, nous tirons sensiblement les mêmes conclusions. Le taux de chômage et le taux de remplacement net du salaire ont des résultats attendus et significatifs, alors que les barèmes moyens ont des effets contre intuitifs pour les immigrantes. Le salaire minimum a un impact négatif sur la participation à l'aide sociale tandis que la générosité non monétaire de l'assurance emploi ne joue aucun rôle significatif. Les variables annuelles caractérisent ce que nous observons sur le Graphique 2.

Globalement, nous identifions les mêmes problèmes que nous avons avec les hommes par rapport aux prestations de base pour les immigrantes. Malgré le fait que le modèle explique moins bien les différences de participation à l'aide sociale entre les natives et les immigrantes, nous constatons que les natives auraient tendance à être moins affectées par les variations des conditions économiques. De plus, nous ne parvenons pas à expliquer la différence de participation à l'aide sociale entre les deux clientèles par les facteurs économiques, ce qui suggère que d'autres facteurs doivent être pris en considération. Néanmoins, les modèles de régression des femmes corroborent notre hypothèse que les personnes nées au Canada et hors du Canada n'adopteraient généralement pas les mêmes comportements face à l'aide sociale suite à des changements dans les conditions ou des politiques économiques.

### **5.3 Les Groupes d'âge**

Contrairement à l'analyse des hommes et des femmes, il sera plus aisé ici de commenter les régressions séparées pour chacun des groupes d'âge avant de discuter des régressions groupées. Les estimations sont présentées au Tableau 4. Notons que la variable post-réforme s'applique sur tous les trimestres à partir de juin 1989. Cette variable identifie par conséquent les deux derniers trimestres de 1989 lorsque les variables annuelles sont incluses dans les modèles.

Pour les moins de trente ans nés au Canada, les trimestres post réforme de 1989 n'a aucun impact sur la participation à l'aide sociale. Elle serait principalement expliquée par les variations du taux de chômage. De plus, une augmentation des prestations de base accroît la participation à l'aide sociale de cette clientèle à un seuil de 10%. Le taux de chômage augmente également le taux de présence à l'aide sociale pour les plus de trente ans nés au Canada. Pour ces derniers, le niveau moyen du taux de présence pour les deux trimestres post réforme est plus élevé que pour les deux trimestres précédents lorsque toutes les variables sont mises à zéro. Chez les immigrants, à l'exception des barèmes de base qui demeurent contre intuitifs pour la clientèle âgée de moins de trente ans, le modèle donne de bons résultats. Une augmentation du salaire minimum a un impact négatif sur la clientèle immigrante. L'effet d'offre est donc supérieur à l'effet de demande. L'effet post-réforme diminuerait le taux de



présence moyen à l'aide sociale et une augmentation du taux de chômage accroît la participation des jeunes immigrants. Notons que la participation à l'aide sociale des immigrants âgés de trente ans et plus ne semble pas influencée par le taux de chômage et les barèmes de base de l'aide sociale. Finalement, les variables annuelles captent une tendance croissante dans le temps.

Dans le Tableau 5, nous présentons les résultats obtenus pour l'analyse du panel des groupes d'âge. En raison du nombre de paramètres estimés et des nombreux effets fixes associés aux natifs, aux jeunes et aux jeunes natifs, l'analyse peut paraître quelque peu ardue. La stratégie d'estimation repose sur une approche analogue à un estimateur différence-en-différences pour évaluer l'impact de la réforme de 1989 sur les quatre populations : les moins de trente immigrants et natifs, qui constituent les groupes traitements ainsi que les plus de trente ans immigrants et natifs qui constituent les groupes contrôles. Chacune des spécifications a la même forme que précédemment, à l'exception que nous ajoutons pour chacune d'elles des variables croisées avec une variable indicatrice des moins de trente ans pour mesurer les effets supplémentaires associés aux natifs, aux jeunes ainsi qu'aux jeunes natifs.

Le premier modèle tient compte de l'impact de la période post réforme de 1989 et du lieu de naissance. La constante caractérise le taux de présence moyen à l'aide sociale correspondant à l'effet commun pour tous les groupes. Lorsque nous additionnons les effets supplémentaires, nous constatons que le taux de présence moyen des natifs est égal à celui des immigrants. De plus, nous n'observons pas de différence significative du taux de présence moyen entre la clientèle âgée de moins de trente ans et celle âgée de plus de trente ans. La réforme de 1989 diminuerait le taux de présence moyen à l'aide sociale relativement à la période pré réforme chez les natifs alors qu'elle l'augmenterait pour les immigrants. Les deux groupes d'âge ne présentent pas de différence quant à la réforme.

Conditionner pour l'environnement économique n'affecte pas les taux de présence moyens. En effet, aucun des paramètres associés aux effets fixes d'être natif, jeune et jeune natif n'est significatif. La réforme de 1989 accroît le taux de présence moyen relativement à la période pré réforme mais moins pour la clientèle native. Le taux de chômage a un impact positif sur la

participation à l'aide sociale et la jeune clientèle présente une sensibilité accrue aux variations du taux de chômage. Le salaire minimum et les composantes monétaire et non monétaire de l'assurance emploi n'affectent pas les taux de présence. Les barèmes de base de l'aide sociale augmentent la participation pour les deux groupes d'âge.

Tenir compte des variables annuelles n'apporte pas beaucoup d'améliorations au modèle. En effet, outre le taux de chômage qui conserve un impact positif sur le taux de présence, toutes les autres variables économiques n'ont aucun effet. Les natifs ne sont pas plus enclins à recevoir de l'aide sociale que les immigrants. Le niveau moyen du taux de présence serait plus élevé pour les deux trimestres post réforme en posant les variables économiques à zéro et celui des natifs serait moins élevé que celui des immigrants. Une augmentation de la générosité non monétaire de l'assurance emploi diminue la participation à l'aide sociale pour la jeune clientèle. Finalement, nous remarquons que le niveau des variables annuelles est supérieur à celui de 1998 et semble diminuer dans le temps pour les deux groupes d'âge.

Nous introduisons progressivement dans les trois spécifications suivantes des variables explicatives croisées avec le lieu de naissance et aussi des variables explicatives mises en interaction et avec le lieu de naissance, et avec la variable indicatrice des jeunes. Ces dernières capteront l'effet supplémentaire de faire partie de la clientèle des moins de trente ans née au Canada. Tout comme pour les hommes et les femmes, le modèle 7 contribue à mieux expliquer le modèle de participation à l'aide sociale.

À la régression 5, les natifs sont moins enclins que les immigrants de participer à l'aide sociale lorsque les autres variables sont posées à zéro. Les trimestres post réforme n'affectent pas la participation à l'aide sociale, tout comme le taux de chômage, le salaire minimum et la générosité du programme d'assurance-emploi. Une augmentation des barèmes contribue à accroître la participation pour la clientèle native ainsi que la clientèle immigrante âgée de moins de trente ans. Seuls les plus de trente ans immigrants réagissent négativement à cette variable.

D'après les résultats obtenus pour le modèle le plus complet, les jeunes immigrants ont une probabilité moyenne plus grande de participer à l'aide sociale que tous les autres groupes d'âge lorsque toutes les variables explicatives sont mises à zéro. Les jeunes natifs ont un taux de présence moyen inférieur. Les trimestres post réforme indiquent que le taux de présence moyen est inférieur aux trimestres pré réforme pour les immigrants et supérieur pour les natifs. En ce qui concerne les facteurs économiques, nous n'observons généralement pas de différence significative entre les immigrants et les natifs. Les coefficients du taux de chômage présentent des résultats intuitifs et les jeunes sont plus sensibles à ses variations. Pour un niveau de confiance de 10%, une augmentation des barèmes de base diminue la participation à l'aide sociale pour la jeune clientèle née hors du Canada, tandis qu'il n'a aucun effet pour les autres groupes. Cela doit être dû au fait que malgré une stabilité des barèmes de base dans le temps, le taux de présence de la jeune clientèle immigrante a augmenté considérablement, rendant ce paramètre contre intuitif. En dépit de résultats non significatifs, la population native aurait tendance à être moins sensible aux variations des politiques économiques que la population immigrante, ce que nous trouvons chez les hommes et les femmes. En ce qui concerne les variables annuelles, nous remarquons qu'il n'y a toujours pas de différence significative entre les moins de trente ans et les trente et plus, car les paramètres des variables annuelles en interaction avec la variable indicatrice des groupes d'âge et des variables annuelles en interaction avec les variables indicatrices des groupes d'âge et du lieu de naissance ne sont pas significatifs. Cela peut s'expliquer par le fait que les tendances observées pour les immigrants et les natifs sont les mêmes peu importe leur groupe d'âge. Il y aurait une tendance positive chez les immigrants, tandis que la tendance suivrait le cycle économique chez les natifs.

En somme, nous observons généralement que la période post réforme qui visait à diminuer la participation à l'aide sociale affecte de façon positive le taux de présence moyen chez les natifs alors qu'elle l'affecte négativement pour les immigrants lorsque nous posons les autres variables à zéro. Cependant, il n'est pas certain que ce soit dû à la réforme elle-même. Généralement, nous observons que les natifs seraient moins sensibles que les immigrants aux variations des facteurs économiques. Les variables annuelles représentent bien les tendances que nous observons sur les Graphiques 4 et 5. Finalement, à la lumière de nos résultats, nous

concluons que tel qu'observé pour les hommes et les femmes, les personnes âgées de moins de trente ans et de plus de trente ans adopteraient des comportements différents s'ils étaient nés au Canada plutôt qu'à l'étranger.

## CHAPITRE 6

### CONCLUSION

Dans ce travail, nous nous sommes intéressés à la dynamique de la participation à l'aide sociale chez les immigrants et les natifs. C'est un sujet préoccupant car la proportion d'immigrants participant à l'aide sociale au Québec a considérablement augmenté depuis le milieu des années 1980. Notre travail a analysé dans quelle mesure le lieu de naissance affecte la probabilité de participer au programme d'aide sociale chez la population née au Canada et la population née hors du Canada et comment les variables de politiques économiques peuvent expliquer les différences observées. La prise en compte des variables économiques visait à déterminer si les tendances observées dans l'évolution des taux de présence s'expliquaient par une sensibilité différente des immigrants à des variations des conditions économiques.

L'approche économétrique proposée a consisté à utiliser un estimateur en première différence pour les hommes et les femmes ainsi qu'un estimateur différence-en-différences pour les groupes d'âge. Nous sommes parvenus à la conclusion que les immigrants sont plus enclins que les natifs à recourir à l'aide sociale lorsque les variables explicatives sont posées à zéro. Également, les immigrants seraient plus sensibles aux variations du cycle économique et aux changements de politiques économiques que les natifs. En effet, si le taux de chômage augmente, la participation à l'aide sociale augmente pour les immigrants et les natifs, mais davantage pour les immigrants. Nous observons également que l'effet d'offre l'emporte généralement sur l'effet de demande suite à des variations du salaire minimum à l'exception des hommes. Par conséquent, accroître le salaire minimum contribuerait à diminuer le taux de présence à l'aide sociale pour tous les groupes tandis que cela augmenterait la participation pour les hommes. Le fait que les deux populations à l'étude aient des sensibilités différentes

suite aux variations des conditions économiques représente la principale conclusion du mémoire. L'environnement économique n'explique pas entièrement les différences de participation à l'aide sociale puisque l'effet supplémentaire d'être un natif relativement à un immigrant est négatif sur le taux de présence moyen. Les variables muettes pour les années demeurent significatives et captent une tendance positive pour les immigrants alors qu'elles suivent le cycle économique pour les natifs.

Un résultat plus spécifique aux groupes d'âge est que la période post réforme agit positivement sur le taux de présence moyen à l'aide sociale relativement à la période pré réforme pour les natifs et le contraire pour les immigrants. Finalement, les variables indicatrices annuelles indiquent que l'évolution des taux de présence est caractérisée par une tendance positive chez les immigrants et que cette tendance ne peut être captée par les facteurs économiques. Chez les natifs, l'influence des variables annuelles semble corrélée avec cycle économique, ce qui laisse supposer que le taux de chômage n'en capte pas complètement les fluctuations ou encore que sa structure de délai n'est pas adéquate.

Compte tenu que les conditions économiques et les paramètres des politiques publiques ne peuvent expliquer entièrement l'évolution observée dans la participation à l'aide sociale chez les immigrants, les recherches futures devraient s'intéresser davantage à d'autres facteurs. La littérature économique suggère par exemple que des changements dans la composition des cohortes d'immigrants à travers le temps pourraient expliquer une bonne part de l'évolution de la participation. Le principal défi à relever pour pouvoir entreprendre de telles études dans le cas spécifique du Québec est de développer des sources de données plus détaillées sur les caractéristiques de la population immigrante au Québec, afin de pouvoir analyser à un niveau plus micro-économique leur performance sur le marché du travail et leur participation aux programmes de soutien au revenu.

## BIBLIOGRAPHIE

- Baker, M., D. Benjamin (1995), « The Receipt of Transfer Payments by Immigrants to Canada », *The Journal of Human Resources*, XXX, 4, 650-676.
- Baltagi, B.H. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, 257 pp.
- Bauer, Thomas K, M. Lofstrom, K.F. Zimmermann (2000), « Immigration Policy, Assimilation of Immigrants and Natives' Sentiments towards Immigrants: Evidence from 12 OECD-Countries », *IZA Discussion Paper No. 187*, 37 pp.
- Blau, F.D. (1984), « The Use of Transfer Payments by Immigrants », *Industrial and Labor Relation Review*, Vol.37, No.2, 222-239.
- Borjas, G.J. (1994), « Immigration and Welfare, 1970-1990 », *NBER Working paper No. 4872*, 31 pp.
- Borjas, G.J. (1985), « Assimilation, Changes in Cohort Quality, and the Earnings of Immigrants », *Journal of Labor Economics*, Vol.3, No.4, 463-489.
- Borjas, G.J. (1991), « Immigration Policy, National Origin, and Immigrant Skills: A Comparison of Canada and the United States », *NBER Working Paper No. 3691*, 28 pp.
- Borjas, G.J. (1994), « The Economics of Immigration », *Journal of Economic Literature*, Vol, XXXII, 1667-1717.
- Borjas, G.J. (1999), « The Economic Analysis of Immigration », Chapter 28, in Ashenfelter, O. and D. Card, *Handbook of Labor Economics*, Vol 3A, 2000, North-Holland, 1697-1761.
- Borjas, G.J. et L. Hilton (1995), « Immigration and the Welfare State: Immigrant Participation in Means-Tested Entitlement Programs », *NBER Working Paper No. 5372*, 33 pp.
- Borjas, G.J. et S.J. Trejo (1991), « Immigrant Participation in the Welfare System », *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 44, No. 2, 195-211.
- Borjas, G.J. et S.J. Trejo (1992), « National Origin and Immigrant Welfare Reciprocity », *NBER Working Paper No. 4029*, 27 pp.
- Chiswick, B.R. (2000), « Are Immigrants Favorably Self-Selected? An Economic Analysis », *IZA Discussion Paper No. 131*, 24 pp.

Cortes, K.E. (2001), « Are Refugees Different from Economic Immigrants? Some Empirical Evidence on the Heterogeneity of Immigrant Groups in the United States », Center for Labor Economics, University of California, Berkeley, 41 pp.

Dillard-Berniard, S. et B. Fortin (1981), « Une analyse économétrique de l'évolution de la clientèle à l'aide sociale », Groupe de recherche en politique économique, Département d'économique de l'Université Laval, p. 9.

Fortin, B. (1997), « Dépendance à l'égard de l'aide sociale et réforme de la sécurité du revenu », *L'Actualité économique*, 73, 19 pp.

Fortin, B. et G. Santarossa (2000), « L'impact de la contribution parentale sur les taux d'assistance sociale: Une approche d'expérience naturelle », 30 pp.

Fortin, B. et G. Lacroix (1998), « Welfare Benefits, Minimum Wage Rate and the Duration of Welfare Spells : Evidence from a Natural Experiment in Canada », Cahier de recherche 97-08, CRÉFA, Université Laval, 25 pp.

Greene W.H. (1997), *Econometric Analysis*, Prentice-Hall Inc., 1075 pp.

Gouvernement du Québec (1999), MRCI, « Les responsabilités fédérales-provinciales en matière d'immigration et la typologie des personnes se trouvant sur le territoire », 15 pp.

Gouvernement du Québec (1995), MSS, « Profil des personnes nées hors du Canada, Aptés au travail à l'aide de dernier recours », Québec, 33 pp.

Gouvernement du Québec (2001), « Le plan stratégique 2001-2004 », 27 pp.

Hansen, J. et M. Lofstrom (1999), « Immigrant Assimilation and Welfare Participation : Do Immigrants Assimilate Into or Out-of Welfare ? », *IZA Working Paper*, 53 pp.

Hu, W.-Y. (1997), « Elderly Immigrants on Welfare », *The Journal of Human Resources*, Volume XXXIII, No. 3, 711-741.

Im K.S., H. Pesaran et Y. Shin (1997), « Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels », University of Cambridge, 13 pp.

Jasso, G., M.R. Rosenzweig and J.P. Smith (1998), « The Changing Skill of New Immigrants to the United State : Recent Trends and their Determinants », *NBER Working Paper No. 6764*, 44 pp.

Lacroix, G. et G. Santarossa (2001), « Une analyse de la dépendance dynamique à l'aide sociale des populations natives et immigrantes québécoises », CRÉFA et MESS, 31 pp.



Lui-Gurr, S. (1995), « The British Columbia Experience with Immigrants and Welfare Dependency, 1989 », *In Diminishing returns: The economics of Canada's recent immigration policy*, ed. Don J. DeVoretz. Toronto: C.D. Howe and The Laurier Institute, 129-165.

Pedroni P. (1999), « Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 653-670.

Riphahn, R.T. (1999), « Immigrant Participation in Social Assistance Programs : Evidence from German Guestworkers », *IZA Discussion Paper*, 35 pp.

Simon, J.L. (1984), « Immigrants, Taxes, and Welfare in the United States », *Population and Development Review*, Vol. 10, Issue 1, 55-69.

Tienda, M. et L. Jensen (1986), « Immigration and Public Assistance Participation : Dispelling the Myth of Dependency », *Social Science Research*, 15, 372-400.

Wooldridge J.M. (2000), *Introductory Econometrics*, South-Western College Publishing, 821 pp.

**Tableau 1**  
**Principaux lieux de naissance pour la population immigrante au Québec**  
**Recensement de 1996**

Ayant immigré avant 1961			Ayant immigré entre 1991 et 1996		
	Nombre	Pourcentage		Nombre	Pourcentage
Italie	35 360	31.1	Haïti	10 435	6.9
Royaume-Uni	9 765	8.6	Liban	10 120	6.7
France	8 090	7.1	France	9 885	6.6
Pologne	7 325	6.4	Chine	7 930	5.3
Allemagne	6 685	5.9	Roumanie	5 620	3.7
Grèce	6 390	5.6	Philippines	4 745	3.1
États-Unis	6 225	5.5	Sri Lanka	4 675	3.1
Hongrie	4 545	4.0	Inde	4 460	3.0
Belgique	3 355	2.9	Vietnam	4 440	2.9
Ukraine	2 125	1.9	Maroc	4 215	2.8
<b>Total</b>	<b>113 870</b>	<b>100.0</b>	<b>Total</b>	<b>150 915</b>	<b>100.0</b>

Note : Ce tableau n'inclut pas les résidents non permanents. Seuls les quatre premiers mois de 1996 sont considérés.

Source : Statistiques Canada, catalogue de la série Le pays, tableau numéro 93F0023XDB96003

Tableau 2

## Estimation des taux de présence à l'aide sociale

## Hommes

MCGF, 81.1 à 98.4, données trimestrielles

Spécification des retards :  $\log(\text{taux}_t) = \alpha + \beta_1 u_{t-1} + \beta_2 u_{t-2} + \dots$ 

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)		(9)	
	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Variables croisées	Variables croisées	Oui	Oui	Natifs	Immigrants	
Effets de saison	-0.065*	-0.656	-0.786	-1.657**	-0.542	-0.126	-0.126	-0.126	-0.126	-0.126	-0.126	-0.126	-0.126	6.376*	-1.727**	-1.727**	9.177*	
Effets de saison croisés	-0.026*	-0.065*	-0.0722*	-0.096*	-1.573	-1.979	-1.979	-1.979	-1.979	-1.979	-1.979	-1.979	-1.979	-8.103*	0.279*	0.243*	0.236*	
Test LR séquentiel : 2 par rapport à 1, etc.		LR=91.94*	LR=24.51*	LR=47.97*	LR=18.026*	LR=3.604	LR=3.604	LR=3.604	LR=3.604	LR=3.604	LR=3.604	LR=3.604	LR=3.604	LR=64.474*				
Constante																		
Lieu de naissance																		
Taux de chômage																		
Salaires minimum																		
Générosité non-m. de AE																		
Taux de remplacement																		
Barèmes moyens de base																		
1981																		
1982																		
1983																		
1984																		
1985																		
1986																		
1987																		
1988																		
1989																		
1990																		
1991																		
1992																		
1993																		
1994																		
1995																		
1996																		



Tableau 3

Estimation des taux de présence à l'aide sociale

Femmes

MCGF, 81.1 à 98.4, données trimestrielles

Spécification des retards :  $\log \text{taux} = I_1, u = 1, sm = 1$ .

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)		(8)		(9)		
	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Effets de saison																			
Effets de saison croisés																			
Test LR séquentiel : 2 par rapport à 1, etc.																			
Constante	-0.249	-0.553	-0.636	-0.379	-0.928	-0.553	-0.553	0.379	-0.928	-0.553	0.417	2.809**	2.809**	2.809**	-0.193	-0.193	3.288*	3.288*	
Lieu de naissance	-0.027*	-0.063*	-0.068*	-0.065*	0.803	-0.068*	-0.065*	-0.065*	0.803	0.417	0.417	-3.003**	-3.003**	-3.003**					
Taux de chômage		0.133*	0.133*	0.202*	0.076	0.133*	0.202*	0.202*	0.076	0.128	0.076	0.128	0.128	0.02	0.207*	0.207*	0.165*	0.165*	
Salaires minimum		0.029	0.022	-0.393*	-0.237	-0.136	-0.393*	-0.393*	-0.237	-0.136	-0.281	-0.092	-0.092	0.691	-0.364*	-0.364*	-1.074*	-1.074*	
Générosité non-m. AE		-0.027**	-0.029**	-0.031	-0.034	0.014	-0.031	-0.031	-0.034	0.014	-0.040	0.020	0.020	-0.082	-0.016	-0.016	0.065	0.065	
Taux de remplacement		0.114*	0.111*	-0.128**	-0.129	-0.038	-0.128**	-0.128	-0.129	-0.038	-0.153	-0.016	-0.016	-0.588*	-0.182*	-0.182*	-0.583*	-0.583*	
Barèmes moyens de base		0.108**	0.125**	0.121	0.253	-0.128	0.121	0.253	0.203	-0.078	0.203	-0.078	-0.078	-1.426*	0.116	0.116	-0.391*	-0.391*	
1981				0.093*	0.114*		0.093*	0.114*	0.115*		0.115*			-1.426*	1.548*	1.548*	-1.403*	-1.403*	
1982				0.024	0.043*		0.024	0.043*	0.044*		0.044*			-1.332*	1.381*	1.381*	-1.309*	-1.309*	
1983				-0.001	0.037**		-0.001	0.037**	0.038**		0.038**			-1.219*	1.268*	1.268*	-1.201*	-1.201*	
1984				-0.021	0.025		-0.021	0.025	0.026		0.026			-1.053*	1.092*	1.092*	-1.035*	-1.035*	
1985				-0.026	0.019		-0.026	0.019	0.021		0.021			-0.926*	0.961*	0.961*	-0.913*	-0.913*	
1986				-0.043	-0.001		-0.043	-0.001	-0.0002		-0.0002			-0.961*	0.973*	0.973*	-0.952*	-0.952*	
1987				-0.014	0.013		-0.014	0.013	0.014		0.014			-0.866*	0.890*	0.890*	-0.866*	-0.866*	
1988				-0.002	0.014		-0.002	0.014	0.015		0.015			-0.906*	0.927*	0.927*	-0.900*	-0.900*	
1989				-0.005	-0.002		-0.005	-0.002	-0.002		-0.002			-0.752*	0.754*	0.754*	-0.744*	-0.744*	
1990				0.006	0.004		0.006	0.004	0.004		0.004			-0.537*	0.541*	0.541*	-0.533*	-0.533*	
1991				-0.015	-0.014		-0.015	-0.014	-0.014		-0.014			-0.542*	0.528*	0.528*	-0.537*	-0.537*	
1992				-0.011	0.002		-0.011	0.002	0.002		0.002			-0.506*	0.513*	0.513*	-0.497*	-0.497*	
1993				-0.041*	-0.024		-0.041*	-0.024	-0.024		-0.024			-0.398*	0.378*	0.378*	-0.388*	-0.388*	
1994				-0.033*	-0.101		-0.033*	-0.101	-0.009		-0.009			-0.392*	0.389*	0.389*	-0.383*	-0.383*	
1995				-0.018	0.008		-0.018	0.008	0.00+		0.00+			-0.398*	0.415*	0.415*	-0.391*	-0.391*	

1996																				
1997																				
Log vraisemblance	266.076	300.521	302.24	330.902	0.001	0.001							0.002				0.072*	-0.066*	0.006	0.079*
													0.001				-0.039*	0.045*	0.005	-0.032**
													338.457				416.261		246.285	170.891

(\*) : Significatif pour un niveau de confiance de 5%.

(\*\*) : Significatif pour un niveau de confiance de 10%.

Tableau 4

Estimation des taux de présence à l'aide sociale  
Groupes d'âge, Régressions séparées

MCGF, 81.1 à 98.4, données trimestrielles  
Spécification des retards :  $\log\text{taux}_{i,t} = \alpha + \beta_1 \text{taux}_{i,t-1} + \beta_2 \text{taux}_{i,t-2} + \beta_3 \text{taux}_{i,t-3} + \varepsilon_{i,t}$

Effets de saison	Moins de trente ans natifs		Moins de trente ans immigrants		Plus de trente ans natifs		Plus de trente ans immigrants	
	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Constante	0.609		4.677*		-0.342		-2.470	
Post réforme	-0.019		-0.140*		0.016*		-0.079*	
Taux de chômage	0.313*		0.599*		0.133*		0.123	
Salaire minimum	-0.238		-1.889*		-0.056		-0.846**	
Générosité non-m. AE	-0.061*		0.027		-0.001		0.064	
Taux de remplacement	-1.07		-0.538		-0.114*		-0.420**	
Barèmes de base	0.037**		-0.182**		0.049		0.539	
1981	0.126*		-1.817*		0.050		-1.433*	
1982	0.097*		-1.832*		0.031		-1.368*	
1983	0.061*		-1.669*		0.042		-1.259*	
1984	0.048		-1.529*		0.040		-1.129*	
1985	0.065**		-1.376*		0.041		-1.032*	
1986	0.034		-1.351*		0.040		-1.097*	
1987	0.041		-0.944*		0.041		-1.033*	
1988	0.043		-1.087*		0.038		-1.018*	
1989	0.053		-0.921*		0.018		-0.895*	
1990	0.061**		-0.440*		0.012		-0.587*	
1991	0.036		-0.184		0.011		-0.500*	
1992	0.050**		-0.296*		0.026**		-0.417*	
1993	0.012		-0.205*		0.009		-0.365*	
1994	0.008		-0.298*		0.007		-0.256*	
1995	0.002		-0.214*		0.029*		-0.278*	
1996	0.005		0.159*		0.014**		-0.039	
1997	-0.012		0.134*		0.002		-0.017	
Log vraisemblance	212.265		115.795		267.767		168.643	

(\*) : Significatif pour un niveau de confiance de 5%. (\*\*) : Significatif pour un niveau de confiance de 10%.





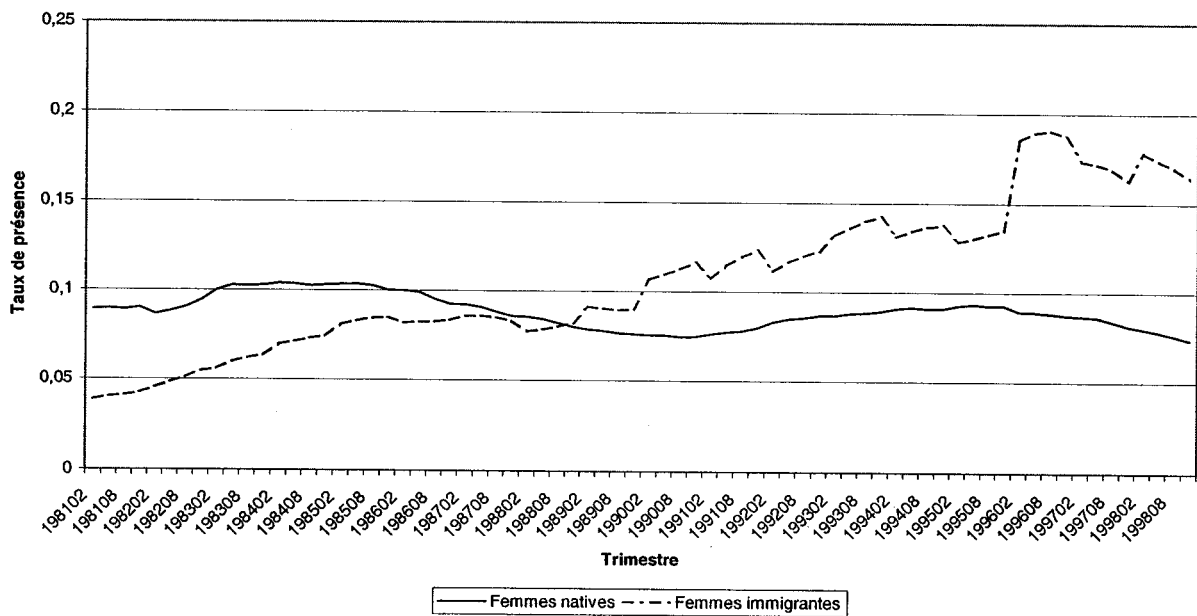


# ANNEXE A

## GRAPHIQUES

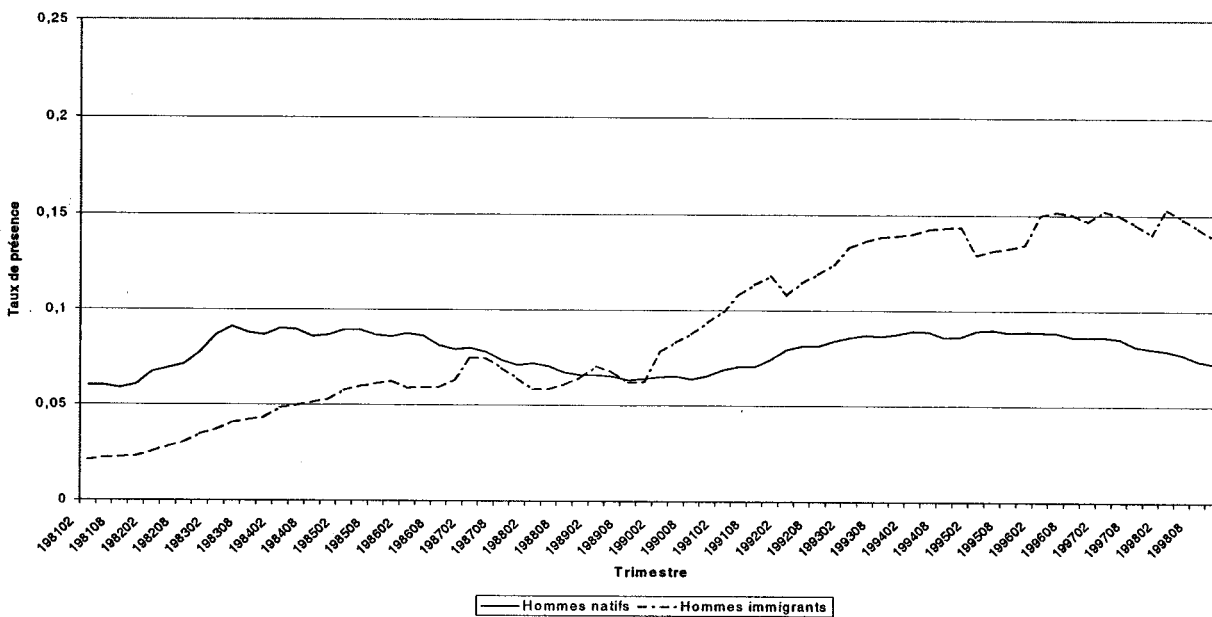
### Graphique 2

#### Évolution des taux de présence de la population féminine Québec, 1981-1998



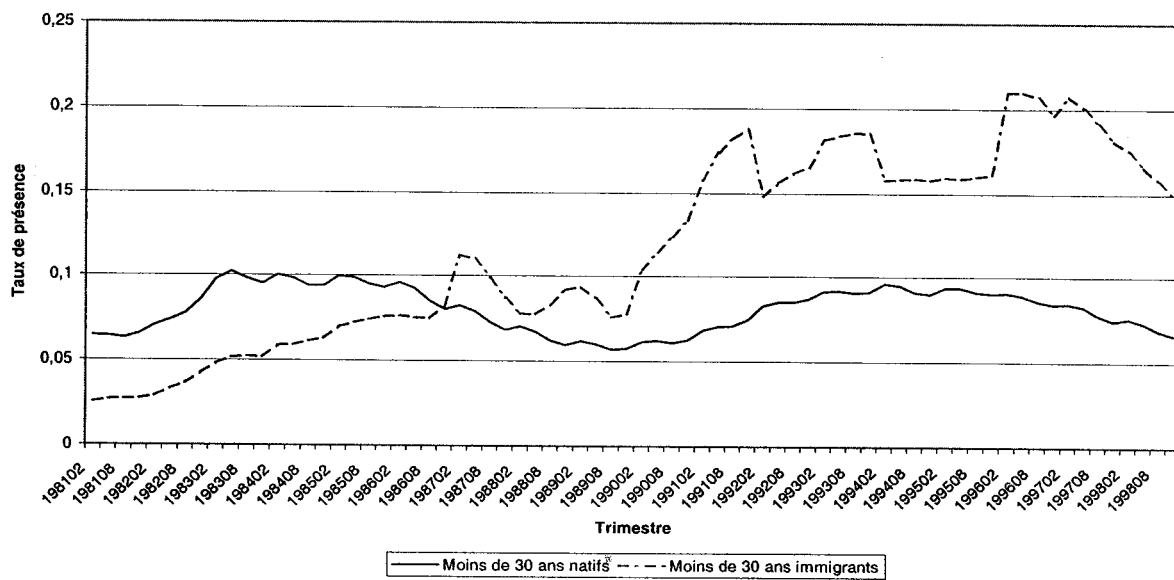
### Graphique 3

Évolution des taux de présence de la population masculine  
Québec, 1981-1998



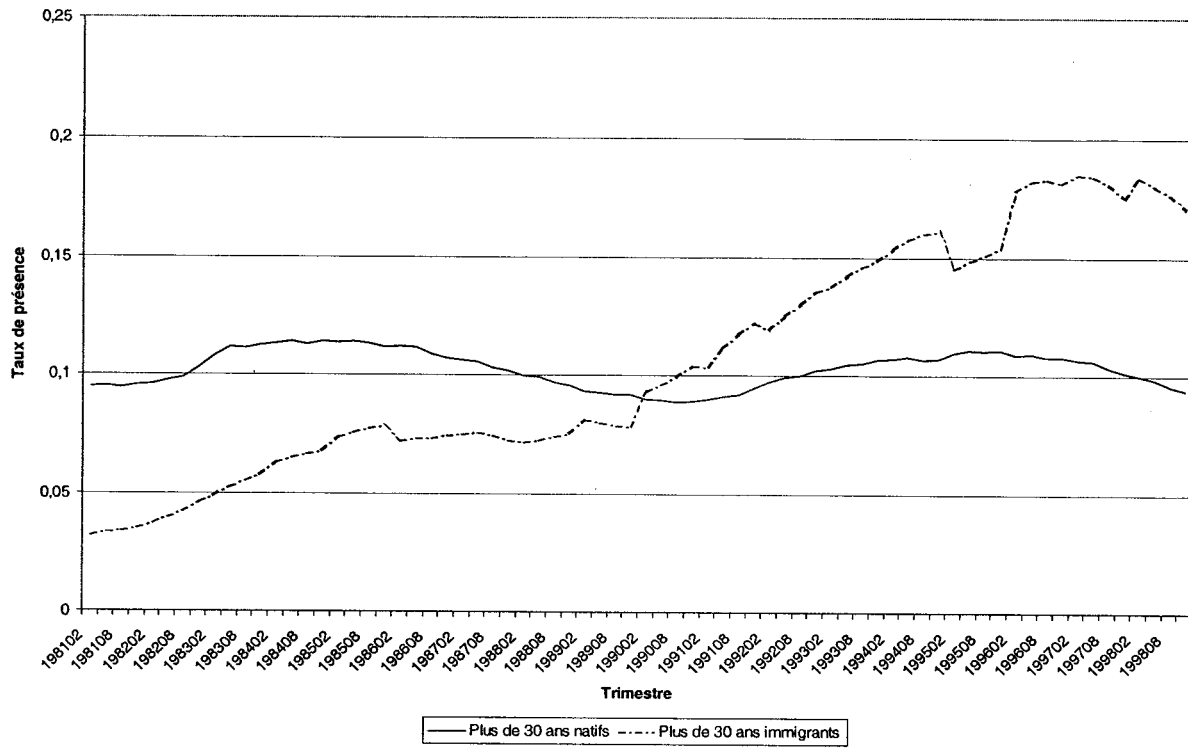
### Graphique 4

Évolution des taux de présence de la population des moins de 30 ans  
Québec, 1981-1998



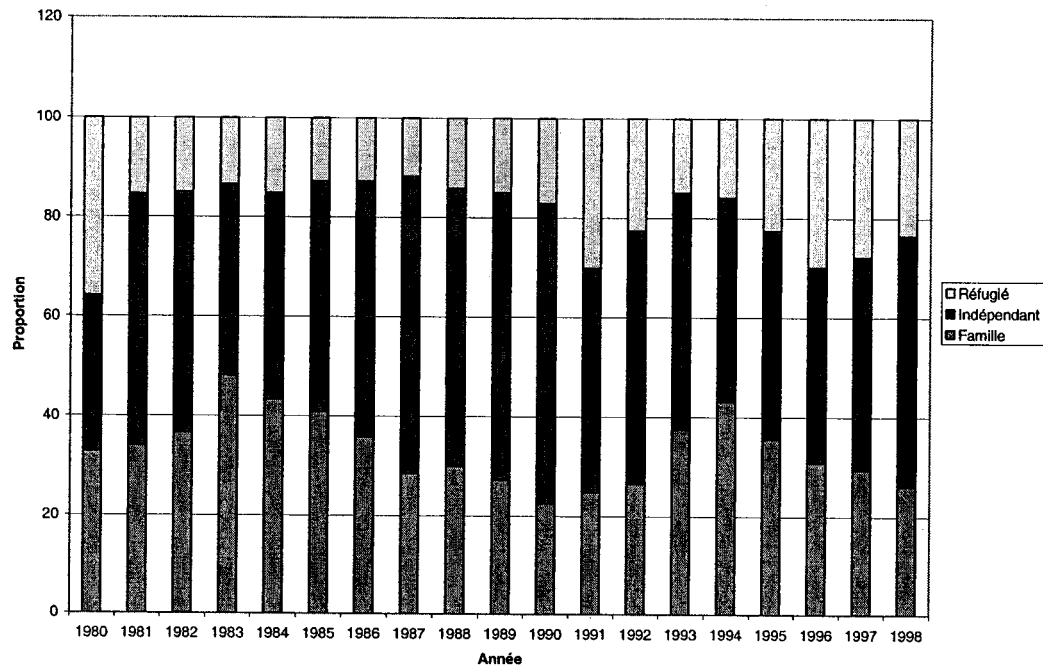
## Graphique 5

Évolution des taux de présence de la population des plus de 30 ans  
Québec, 1981-1998



## Graphique 6

Proportion d'immigrants admis par catégorie  
Québec, 1980 à 1998



## ANNEXE B

### AUTOCORRÉLATION SÉRIELLE

Dans le cas de séries panel avec effets individuels, Baltagi (1995) a développé un test du type multiplicateur de Lagrange où l'hypothèse nulle est l'absence d'autocorrélation sérielle de premier ordre dans un modèle à effets fixes. Considérons le modèle :

$$y_{it} = X_{it}'\beta + u_{it} \text{ pour } i=1, \dots, N \text{ et } t=1, \dots, T \quad (4.5.3 \text{ a})$$

Posons  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$  où  $\mu_i \sim IIN(0, \sigma_\mu^2)$ <sup>23</sup> est un paramètre fixe

$$\text{et } v_{it} = \rho v_{it-1} + \varepsilon_{it} \text{ avec } |\rho| < 1.$$

Nous pouvons réécrire le modèle comme suit :

$$y_{it} = X_{it}'\beta + \mu_i + v_{it} \quad (4.5.3 \text{ b})$$

$$\text{Soit } \hat{v}_{it} = y_{it} - X_{it}'\hat{\beta} - \hat{\mu}_i = (\bar{y}_{it} - \bar{X}_{it}'\hat{\beta}) + (\bar{y}_i - \bar{X}_i'\hat{\beta} - \bar{\mu}_i) \quad (4.5.3 \text{ c})$$

où  $\bar{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$  est une transformation « within » (pour chaque observation, nous soustrayons la moyenne sur toute la période correspondant à son groupe dans le panel). Sous  $H_0$ ,

---

<sup>23</sup> *IIN* signifie indépendant et identiquement normal.

$\bar{y}_i - \bar{X}'_i \hat{\beta} - \hat{\mu}_i = 0$  parce que  $\left\{ \hat{\mu}_i \right\}_{\rho=0} = \bar{y}_i - \bar{X}'_i \bar{\beta}$ .<sup>24</sup> Ainsi, nous obtenons que

$\left\{ \hat{v}_i \right\}_{\rho=0} = \tilde{y}_i - \tilde{X}'_i \tilde{\beta} = \tilde{v}_i$ . La statistique LM s'exprime comme suit :

$$LM = \sqrt{NT^2 / (T-1)} \left( \begin{array}{c} \tilde{v}' \\ \tilde{v}_{-1}' \\ \hline \tilde{v}' \tilde{v} \end{array} \right) \text{ où } \tilde{v}_{-1} \text{ est le vecteur des r\'esidus retard\'e d'une p\'eriode de la}$$

transformation « within ». Sous l'hypothèse nulle, la statistique suit asymptotiquement une loi normale centrée réduite.

---

<sup>24</sup>  $\left\{ \hat{\mu}_i \right\}_{\rho=0}$  correspond au terme d'erreur sous l'hypothèse nulle de non autocorrélation sérielle. La même

remarque s'applique pour  $\left\{ \hat{v}_i \right\}_{\rho=0}$ .

## ANNEXE C

### ANALYSE DE STATIONNARITÉ

Une série chronologique est dite stationnaire si sa distribution de probabilité est stable à travers le temps (Wooldridge 2000). Soit le modèle  $y_t = \rho y_{t-1} + e_t$ . Sous l'hypothèse que  $|\rho|$  est  $< 1$  et que  $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ , le processus stochastique  $y_t$  est dit faiblement stationnaire si :

1.  $E[y_t]$  est indépendante de  $t$
2.  $Var[y_t]$  est une constante positive, finie et indépendante de  $t$
3.  $Cov[y_t, y_s]$  est une fonction finie de  $t-s$ , mais pas de  $t$  ou  $s$ <sup>25</sup>.

La présence ou non de stationnarité est une question importante. En effet, si les variables suivent des marches aléatoires, alors les régressions peuvent conduire à des résultats fallacieux, c'est-à-dire que nous trouvons des liens entre des variables alors que ces liens n'existent pas en réalité. Aussi, l'interprétation économique que nous faisons des coefficients peut être affectée, par exemple si nous attribuons des effets permanents à des chocs de nature temporaire.

Pour tester la stationnarité des variables explicatives, ou l'absence de racine unitaire, nous avons utilisé le test de Dickey et Fuller augmenté, ci-après ADF. Ce test permet la présence d'autocorrélation d'ordre supérieur à un et de forme inconnue, en plus d'inclure une variable de tendance déterministe qui mesure si le passage de la variable d'une période à l'autre est dû

---

<sup>25</sup> Greene (2000) page 752.



au passage du temps. Les cas avec et sans variable de tendance sont analysés. Prenons le cas général :

$$y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \text{ où } \Delta y_t = y_t - y_{t-1}. \quad (4.5.4 \text{ a})$$

L'hypothèse nulle de présence de racine unitaire que nous voulons tester est

$$H_0 : \beta = 0, \rho = 1$$

$$H_A : \beta \neq 0, \rho < 1$$

En soustrayant  $y_{t-1}$  des deux côtés de l'équation, nous testons l'hypothèse  $(\rho-1)=0$ . Le modèle transformé, bien que toujours présenté en niveau, s'écrit :

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (4.5.4 \text{ b})$$

Nous obtenons la statistique F par les régressions contraintes et non contraintes suivantes :

$$\text{Non contrainte : } \Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} \quad (4.5.4 \text{ c})$$

$$\text{Contrainte : } \Delta y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} \quad (4.5.4 \text{ d})$$

Ainsi,  $F = \frac{(SCE_c - SCE_{NC})/n}{SCE_{NC}/(T - df)}$  avec  $n$  représentant le nombre de contraintes. Pour obtenir la

stationnarité, nous voulons rejeter  $H_0$  la présence de racine unitaire. Puisque les estimés MCO convergent plus rapidement à leur valeur que normalement, nous devons comparer les statistiques F avec les valeurs critiques calculées par Dickey et Fuller. Nous rejetons  $H_0$  si la statistique F calculée est supérieure à la statistique DF.

Les résultats des tests de stationnarité des variables explicatives sont présentés au Tableau C.1. Pour chacune des variables, nous avons introduit quatre retards afin de permettre aux effets des variables de se faire sentir sur une période d'un an<sup>26</sup>. Les résultats indiquent que pour les

<sup>26</sup> Le choix du nombre de retards dépend du chercheur et de la fréquence des données. Pour des données trimestrielles, il est suggéré d'utiliser quatre retards (Wooldridge 2000). Certains chercheurs choisissent le

modèles avec tendance et sans tendance déterministe, l'hypothèse nulle de non-stationnarité ne peut être rejetée pour des seuils de 5% et 10%, à l'exception des modèles pour le taux de chômage pour le salaire minimum en présence de tendance déterministe.

**Tableau C. 1: Test de stationnarité de Dickey et Fuller pour les variables explicatives**

Variables <sup>27</sup>	Modèle 1 (sans variable de tendance)	Modèle 2 (avec variable de tendance)
	$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$ $H_0 : (\rho - 1) = 0$ $H_A : (\rho - 1) < 0$	$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$ $H_0 : (\rho - 1) = 0$ $H_A : (\rho - 1) < 0$
	<i>Statistique F</i>	<i>Statistique F</i>
Chômage	9.335*	5.10
Salaire minimum	4.19	11.098*
Générosité non-m. AE	0.1858	5.148
Taux de remp.	3.108	1.554
Barèmes - 30 ans	1.317	5.108
Barèmes + 30 ans	0.603	4.71
Barèmes moyens N.	0.781	5.19
Barèmes moyens I.	3.94	3.46

Note : \* L'hypothèse H0 de racine unitaire rejetée à un niveau de confiance de 5%. La statistique critique F calculée par Dickey et Fuller est 6.73 pour un niveau de confiance de 5%.

Dans le cas des variables dépendantes, les résultats des tests ADF indiquent que les séries des hommes nés au Canada et des individus âgés de plus de trente ans nés au Canada au sont stationnaires pour le modèle sans tendance déterministe.

nombre de retards pour éliminer l'autocorrélation sérielle des résidus, ce qui peut être vérifié par le test de Ljung-Box.

<sup>27</sup> Toutes les variables sont exprimées en logarithme à l'exception du taux de chômage et du taux de remplacement du salaire qui sont exprimés sous forme logistique. Le modèle est estimé pour 4 retards et 72 observations.

Tableau C. 2: Tests de stationnarité des variables dépendantes

Variabiles <sup>28</sup>	Modèle 1 (sans variable de tendance)	Modèle 2 (avec variable de tendance)
	$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$ $H_0 : (\rho - 1) = 0$ $H_A : (\rho - 1) < 0$	$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$ $H_0 : (\rho - 1) = 0$ $H_A : (\rho - 1) < 0$
	<i>Statistique F</i>	<i>Statistique F</i>
Femmes N.	3.76	4.56397
Femmes I.	3.7498	6.1037
Hommes N.	7.66*	3.795
Hommes I.	6.09	4.1057
15-29 ans N.	5.279	2.633
15-29 ans I.	6.29	3.729
30-54 ans N.	8.850*	3.017
30-54 ans I.	3.66	4.44

Note : \* L'hypothèse  $H_0$  de racine unitaire rejetée à un niveau de confiance de 5%. La statistique critique F calculée par Dickey et Fuller est 6.73 pour un niveau de confiance de 5%.

Cependant, puisque nous utilisons un pooling des données, nous utilisons un test de stationnarité plus approprié pour des modèles panel proposé par Im, Pesaran et Shin (IPS 1997). Il s'agit d'un test basé sur les moyennes des statistiques individuelles de racine unitaire résultant du modèle ADF. Ce test permet d'introduire des variables de tendance. Les simulations Monte Carlo montrent que ce test possède de meilleures propriétés dans les échantillons finis que d'autres tests déjà avancés dans la littérature.

Prenons la régression augmentée de Dickey et Fuller

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} \Delta y_{it-j} + \varepsilon_{it} \text{ pour } i=1, \dots, N \text{ et } t=1, \dots, T \quad (4.5.4 e)$$

<sup>28</sup> Toutes les variables sont exprimées sous forme logistique. Le modèle est estimé pour 5 retards afin de tenir compte d'un facteur de dépendance mesuré par le cinquième retard.

$$H_0 : \rho_i = 0 \quad \forall i.$$

$$H_A : \rho_i < 0$$

Dans le cas où les termes d'erreur des régressions ADF sont sériellement corrélés, la statistique t-bar de IPS correspond à

$$\psi_t = \frac{\sqrt{N} \left\{ \bar{t}_{NT}(p, \rho) - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E(t_{it}(p_i, 0) | \rho_i = 0) \right\}}{\sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}[t_{it}(p_i, 0) | \rho_i = 0]}}, \quad (4.5.4 f)$$

où  $\bar{t}_{NT}(p, \rho) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{it}(p_i, \rho_i)$  et  $t_{it}$  est la statistique individuelle de la régression ADF pour tester  $\rho_i = 0$  et où  $E(t_{it}(p_i, 0) | \rho_i = 0)$ ,  $\text{Var}(t_{it}(p_i, 0) | \rho_i = 0)$  sont les valeurs d'ajustement de t-bar données par IPS.

Sous l'hypothèse nulle de racine unitaire,  $\psi_t$  suit une loi normale centrée réduite lorsque N et T tendent vers l'infini avec  $N/T \rightarrow k$  où k est une constante positive finie. Les résultats sont présentés au Tableau C.3. Pour un seuil de 5%, l'hypothèse nulle de non-stationnarité est rejetée pour les femmes dans le modèle sans variable de tendance, ce qui signifie que les séries chronologiques des femmes natives et immigrantes sont conjointement stationnaires. Nous tirons les mêmes conclusions pour les groupes d'âge à un seuil de 10%.

**Tableau C. 3: Tests de stationnarité IPS des variables dépendantes**

Catégorie	Modèle 1 (sans variable de tendance)	Modèle 2 (avec variable de tendance)
Hommes	-1.21	-0.627
Femmes	-2.21*	0.467
Groupes d'âge	-1.89**	-0.43

## ANNEXE D

### ANALYSE DE COINTÉGRATION

En présence de non-stationnarité, les régressions peuvent être fallacieuses. Nous observons ce type de résultat lorsque, en procédant à une régression des variables  $y$  et  $x$ , les statistiques montrent des relations significatives alors que nous nous attendons à ce qu'elles soient indépendantes. Pour pallier à ce problème, nous pouvons différencier les séries et vérifier si elles sont stationnaires. Dans ce cas, il est possible d'estimer le modèle de régression avec les séries différenciées. L'inconvénient est que nous limitons les questions auxquelles nous pouvons répondre. Par exemple, nous serions limités à expliquer le taux de croissance des taux de présence à l'aide sociale, ce qui est moins intéressant puisque les taux de présence de la population native sont relativement stables sur la période d'étude. Une seconde option est de vérifier le processus d'intégration, dont le but est de trouver une combinaison linéaire entre les variables qui, elle, sera stationnaire. C'est ce que l'on appelle la cointégration.

Développée par Engle et Granger (1987), la théorie de la cointégration stipule que si  $y_t$  et  $x_t$  sont deux processus intégrés d'ordre un ( $I(1)$ )<sup>29</sup>, alors il est possible que pour un  $\beta \neq 0$ ,  $y_t - \beta x_t$  soit un processus  $I(0)$  avec une moyenne constante, une variance constante, des autocorrélations qui ne dépendent que de la distance de temps entre deux variables de la série et qu'elle soit asymptotiquement non corrélée (Wooldridge 2000). Dans ce cas,  $y_t$  et  $x_t$  sont dites cointégrées et  $\beta$  est appelé le paramètre de cointégration. En fait,  $y_t$  et  $x_t$  suivent une relation d'équilibre dans le long terme, même si elles divergent de l'équilibre à court terme.

Plus précisément, nous pouvons observer des déviations de l'équilibre qui sont temporaires à court terme. À plus long terme, nous retrouvons la relation d'équilibre. La cointégration requiert toutefois que les séries aient le même ordre d'intégration, ce qui peut être vérifié par le test DF ou ADF d'une régression comme celle-ci :

$$(\Delta y_t - \Delta y_{t-1}) = \alpha + \beta_t + (\rho - 1)\Delta y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \lambda_j (\Delta y_{t-j} - \Delta y_{t-j-1}) \quad (4.5.5 \text{ a})$$

Pour tester si deux variables sont cointégrées, nous pouvons estimer par MCO l'équation  $y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$ , et tester si les résidus de cette régression sont stationnaires, en appliquant le test DF ou ADF pour tenir compte de la présence d'autocorrélation sérielle d'ordre supérieur à un. Le test est basé sur l'équation suivante :

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta \varepsilon_{t-j} + \mu_t, \text{ où } \Delta \varepsilon_{t-j} = \varepsilon_{t-j} - \varepsilon_{t-j-1} \quad (4.5.5 \text{ b})$$

avec  $H_0 : \rho = 1$

contre  $H_A : \rho < 1$ . En se référant aux valeurs critiques calculées par Engel et Granger, nous rejetons l'hypothèse nulle de racine unitaire dans les résidus si la valeur calculée est inférieure à la valeur critique donnée par Engel. Par conséquent, si  $H_0$  est rejetée en faveur de l'hypothèse alternative que le processus estimé est  $I(0)$ , alors  $y_t$  et  $x_t$  sont cointégrés. En d'autres termes, si  $y_t$  et  $x_t$  ne sont pas cointégrés, c'est qu'il n'existe pas de combinaison linéaire qui est stationnaire et les résidus seront également non stationnaires. Des tests plus adéquats pour des données de type panel ont été développés par Pedroni (1999) et Kao (1999). Cependant, puisque nous désirons travailler avec des variables en niveau plutôt qu'avec des variables différenciées, nos séries doivent toutes être intégrées d'ordre un pour pouvoir procéder à un test de cointégration, ce qui n'est pas le cas de nos séries chronologiques. Par conséquent, nous ne procédons pas à des analyses de cointégration.

---

<sup>29</sup> Un processus intégré d'ordre un est tel que lorsque nous prenons une série en première différence, celle-ci est stationnaire.