

*Ministère de l'Emploi,  
de la Solidarité sociale  
et de la Famille*

**Québec** 

*Direction générale des politiques  
Direction de la recherche et de la statistique*

***UNE ANALYSE DE LA DYNAMIQUE  
DE LA DÉPENDANCE À L'ASSISTANCE-EMPLOI  
DES POPULATIONS NATIVES  
ET IMMIGRANTES QUÉBÉCOISES***

**Recherche :**

**Guy Lacroix**

Centre Interuniversitaire sur le Risque, les Politiques  
Économiques et l'Emploi (CIRPÉE) et Centre  
Interuniversitaire de Recherche en Analyse des  
Organisations (CIRANO), Département d'économie,  
Université Laval

**Gino Santarossa**

Direction de la recherche et de la statistique

**Rédaction :**

**Guy Lacroix**

**Pierre Gagné**

Direction de la recherche et de la statistique

**Juillet 2003**



## **REMERCIEMENTS**

*Les auteurs tiennent à remercier Magalie Brochu pour son excellent travail d'assistance de recherche, ainsi que Steve Nadeau, Pierre Lanctôt, Mireille Levesque et Guy Fréchet, tous du ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille, pour leur précieuse collaboration.*



# TABLE DES MATIERES

<b>Sommaire exécutif</b> .....	1
<b>Introduction</b> .....	11
<b>Premier volet : Intégration économique : une analyse comparative</b>	
Évolution comparée de la scolarité et des revenus des populations natives et immigrantes pour les années de recensement 1981, 1991 et 1996.....	15
<b>Deuxième volet : Dépendance à l'assistance-emploi : analyse empirique</b>	
Une description des principales caractéristiques socio-démographiques des prestataires immigrants et natifs et une analyse comparative de la dynamique de participation au programme d'assistance-emploi.....	19
2.1 Caractéristiques démographiques des prestataires de l'assistance-emploi.....	19
2.2 Dépendance à l'assistance-emploi : analyse non paramétrique.....	20
2.3 Résultats de l'analyse non paramétrique.....	23
2.3.1 Lieu de naissance.....	23
2.3.2 Statut à l'immigration .....	24
2.3.3 Types de ménages.....	25
<b>Troisième volet : Dépendance à l'assistance-emploi : analyse économétrique</b>	
Une approche économétrique selon deux types d'analyse de la dépendance à l'assistance-emploi pour chacune des catégories de ménages (personnes seules, monoparentales, couples sans enfants et couples avec enfants) à partir de trois types de facteurs .....	27
3.1 Résultats de l'analyse économétrique.....	30
3.1.1 Personnes seules (Tableau 12).....	32
3.1.2 Couples sans enfants (Tableau 13).....	38
3.1.3 Familles monoparentales (Tableaux 14 et 15).....	40
3.1.4 Couples avec enfants (Tableaux 16 et 17).....	42

<b>Conclusion</b> .....	45
<b>Bibliographie</b> .....	47
<b>Annexe A</b> : Dérivation des taux de sortie, des taux de survie et des distributions associées .....	51
<b>Annexe B</b> : Interprétation des modèles incluant des variables croisées .....	55

## LISTE DES TABLEAUX ET GRAPHIQUES

### **Tableau 1 :**

Distribution de la scolarité, Immigrants et non-immigrants, Québec, Ontario, Colombie-Britannique (1981, 1991, 1996).....61

### **Tableau 2 :**

Distribution de la scolarité, Immigrants et non-immigrants, Québec, Ontario, Colombie-Britannique (1981, 1991, 1996) (Immigrants arrivés dans les dix années précédant le recensement).....62

### **Tableau 3 :**

Distribution des types de ménages, Immigrants et natifs .....63

### **Tableau 4 :**

Distribution de la scolarité, Immigrants et natifs.....63

### **Tableau 5 :**

Distribution par genre, Immigrants et natifs .....63

### **Tableau 6 :**

Pays d'origine des immigrants.....64

### **Tableau 7 :**

Distribution des épisodes à l'assistance-emploi, Lieu de naissance.....65

### **Tableau 8 :**

Distribution des épisodes à l'assistance-emploi, Statut d'immigration.....66

### **Tableau 9 :**

Distribution des épisodes à l'assistance-emploi, Personnes seules .....67

### **Tableau 10 :**

Distribution des épisodes à l'assistance-emploi, Familles monoparentales 2 enfants et plus .....68

### **Tableau 11 :**

Distribution des épisodes à l'assistance-emploi, Couples 2 enfants et plus.....69

<b>Tableau 12 :</b> Résultats d'estimation, Personnes seules .....	71
<b>Tableau 13 :</b> Résultats d'estimation, Couples sans enfants.....	72
<b>Tableau 14 :</b> Résultats d'estimation, Fam illes monoparentales 1 enfant.....	73
<b>Tableau 15 :</b> Résultats d'estimation, Familles monoparentales 2 enfants et plus.....	74
<b>Tableau 16 :</b> Résultats d'estimation, Couples 1 enfant.....	75
<b>Tableau 17 :</b> Résultats d'estimation, Couples 2 enfants et plus .....	76
<b>Graphique 1 :</b> Taux de chômage et Taux de présence à l'aide sociale, Personnes nées au Canada et hors du Canada.....	77

## SOMMAIRE EXÉCUTIF

En dépit de variations annuelles importantes dans les flux d'arrivées des immigrants, la proportion de Québécois nés à l'étranger est en progression constante depuis la fin de la deuxième guerre mondiale, passant de 4,5 % en 1951 à 9,5 % en 1996. Or, plusieurs recherches empiriques récentes ont établi que les cohortes récentes d'immigrants dans de nombreux pays occidentaux éprouvent davantage de difficultés à intégrer le marché du travail que les cohortes plus anciennes.

De plus, l'observation des données sur les taux de dépendance à l'assistance-emploi des clientèles natives et immigrantes<sup>1</sup> démontre que les taux d'assistance-emploi des immigrants sont croissants durant toute la période de 1982 à 1998 et varient très peu en fonction de la conjoncture économique. À l'inverse, les taux d'assistance-emploi des natifs sont très fortement corrélés aux taux de chômage.

Cette étude vise principalement à avoir une meilleure connaissance de l'intégration économique et sociale des immigrants vue à travers leur dépendance à l'assistance-emploi et comparée par rapport à celle des prestataires natifs. Cette approche permet de déterminer si les comportements des deux groupes diffèrent en regard de la durée des passages au programme.

Dans l'étude, l'analyse de la dynamique de participation au programme d'assistance-emploi a été examinée à partir des épisodes ayant débuté entre janvier 1975 et mars 2000. Les résultats se rapportant aux prestataires immigrants concernent toutes les personnes nées à l'étranger, qu'elles aient ou non obtenu leur droit de résidence au Canada par la suite (immigrants reçus et demandeurs d'asile). Cependant, les données de la population immigrante provenant de l'Enquête sur les finances des consommateurs ou des recensements quinquennaux canadiens correspondent seulement aux personnes ayant le statut d'immigrant reçu au Canada ou l'ayant déjà reçu. Dans l'étude, trois volets sont abordés :

1. Une **évolution comparée de la scolarité et du revenu annuel moyen** pour les populations natives et immigrantes résidant au Québec, en Ontario et en Colombie-

---

<sup>1</sup> Dans l'étude, le taux de dépendance des populations natives et immigrantes est estimé en calculant le rapport entre le nombre de prestataires natifs ou immigrants, tel que comptabilisé à partir des fichiers informatiques officiels du MESSF, et le nombre de la population native ou immigrante québécoise estimé à partir de l'Enquête sur les finances des consommateurs.

Britannique et un regard sur une cohorte plus récente d'immigrants à partir de données des recensements de 1981, 1991 et 1996 ;

2. Une **description**, à partir des fichiers administratifs du Ministère, **des principales caractéristiques socio-démographiques** des prestataires natifs et des prestataires immigrants présents au cours des années 1975 à 2000 et une **analyse comparative de la dynamique de participation au programme d'assistance-emploi** selon une approche mathématique d'estimation des taux de sortie et de survie, de la durée moyenne attendue d'un séjour, ainsi que des distributions attendues et instantanées des épisodes ;
3. Une **approche économétrique**<sup>2</sup> de la dépendance à l'assistance-emploi qui comprend deux types d'analyse.
  - Une **première analyse pour l'ensemble des prestataires** de chacun des types de ménages (personnes seules, monoparentales, couples sans enfants et couples avec enfants) à partir de facteurs socio-démographiques (situation par rapport à l'immigration, contraintes à l'emploi, sexe, scolarité, âge), temporels (saisons, années), conjoncturels (taux de chômage) et administratifs (salaire minimum, barèmes d'assistance-emploi, générosité de l'assurance-emploi, réforme de l'aide sociale de 1989) susceptibles d'influencer la durée des épisodes à l'assistance-emploi des prestataires.
  - Une **deuxième analyse qui évalue l'apport différencié** des facteurs économiques et administratifs sur la durée des épisodes pour les clientèles natives et pour les clientèles immigrantes.

***PREMIER VOLET : ÉVOLUTION COMPARÉE DE LA SCOLARITÉ ET DES REVENUS DES POPULATIONS NATIVES ET IMMIGRANTES POUR LES ANNÉES DE RECENSEMENT 1981, 1991 ET 1996***

**Les populations natives et immigrantes des trois provinces les plus peuplées (Ontario, Colombie-Britannique et Québec) ont connu une hausse importante de leur niveau de scolarité au cours du temps.**

---

<sup>2</sup> Les échantillons utilisés aux fins de l'estimation économétrique ont été sélectionnés dans les fichiers administratifs du Ministère et respectent les proportions d'immigrants et de natifs dans la population de prestataires.

- Les immigrants des trois provinces ont tendance à se retrouver davantage dans les extrémités des niveaux de scolarité. L'analyse de cohortes d'immigrants d'arrivée plus récente (au cours des dix dernières années précédant chacune des années de recensement) démontre qu'ils sont plus scolarisés comparativement à l'ensemble des immigrants.
- Les Québécois immigrants et natifs sont nettement moins scolarisés que leurs vis-à-vis Ontariens, mais ont des niveaux comparables à ceux de la Colombie-Britannique.

**Malgré une amélioration de la scolarité chez les populations immigrantes et natives, le revenu annuel moyen conditionnel<sup>3</sup> des immigrants salariés a stagné alors que celui des natifs s'est accru.**

- En 1981, le revenu annuel moyen des immigrants dépassait celui des natifs dans les trois provinces. Dix ans plus tard, les revenus des deux populations sont à parité, compte tenu que les natifs ont enregistré des progrès plus importants. Les données de 1996 montrent enfin que le revenu des immigrants a stagné, alors que celui des natifs continuait d'augmenter.
- L'arrivée d'immigrants davantage scolarisés que ceux déjà établis ne se traduit pas par une amélioration de leur statut socio-économique. En effet, le revenu annuel moyen conditionnel des immigrants récents salariés demeure, au cours des années d'observation, constamment inférieur à celui de l'ensemble de la population immigrante salariée, peu importe la province de résidence. De plus, l'écart entre les revenus gagnés par les immigrants récents et l'ensemble des immigrants s'est accentué au fil des années dans les provinces de l'Ontario et de la Colombie-Britannique, mais il s'est affaibli entre 1991 et 1996 pour le Québec.

***DEUXIÈME VOLET : UNE DESCRIPTION DES PRINCIPALES CARACTÉRISTIQUES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES DES PRESTATAIRES IMMIGRANTS ET NATIFS ET UNE ANALYSE COMPARATIVE DE LA DYNAMIQUE DE PARTICIPATION AU PROGRAMME D'ASSISTANCE-EMPLOI.***

---

<sup>3</sup> La mesure du revenu annuel moyen conditionnel est basée sur le salaire annuel déclaré par les individus et elle ignore les transferts gouvernementaux et les autres sources potentielles de revenu. Le calcul de la valeur moyenne n'inclut que les personnes ayant déclaré des revenus au cours de l'année de référence et les données sont ramenées en dollars de 1992 pour toutes les années d'observation.

**Plusieurs différences marquent la comparaison entre les principales caractéristiques socio-démographiques des clientèles prestataires natives et immigrantes.**

- Les prestataires d'origine étrangère sont plus scolarisés que les prestataires natifs (27,9 % contre 10,7 % avec une scolarité de niveau collégial ou universitaire<sup>4</sup>). Ce sont les demandeurs d'asile qui détiennent la scolarité la plus élevée (31,4 % avec une scolarité de niveau collégial ou universitaire).
- Les prestataires immigrants vivent davantage en couples, avec ou sans enfants (37,2 % contre 27,6 %) et, en contrepartie, on y retrouve moins de personnes seules (53,7 % contre 62,4 %).
- La présence plus forte d'hommes immigrants à l'assistance-emploi (55,4 %) s'explique surtout par une concentration plus importante de demandeurs d'asile de sexe masculin (65,3 %). Les immigrants reçus affichent, quant à eux, une légère prédominance de femmes (51,6 %). Les prestataires natifs se répartissent à peu près également entre hommes et femmes.

**L'analyse comparée de la dynamique de participation au programme d'assistance-emploi des prestataires natifs et immigrants permet d'observer des durées moyennes de séjours à l'assistance-emploi différentes selon le droit de résidence au pays et selon le type d'unité familiale.**

- Les prestataires immigrants ayant acquis leur droit de résidence au pays ont des séjours à l'assistance-emploi, en moyenne, légèrement plus longs que les prestataires natifs (34,5 mois contre 33,2 mois). Par contre, les demandeurs d'asile effectuent des épisodes beaucoup plus courts (25,6 mois). Leur statut temporaire à l'assistance-emploi à titre de revendicateur, le déboutement de leur reconnaissance comme réfugié et une mobilité plus grande que les autres immigrants en raison d'une meilleure scolarité et d'une charge d'enfants moins fréquente sont autant de circonstances qui pourraient expliquer leurs courts séjours.
- Le séjour moyen à l'assistance-emploi des personnes seules immigrantes est plus court (27,8 mois) et le séjour des familles immigrantes avec deux enfants et plus est plus long (51,1 mois pour les monoparentales et 33,5 mois pour les couples) en

---

<sup>4</sup> Les proportions sont calculées à partir des prestataires ayant une scolarité connue.

comparaison des mêmes catégories de ménages d'origine canadienne (34,5, 43,6 et 25,6 mois respectivement). De plus, les résultats démontrent que ce sont les familles monoparentales, immigrantes ou natives, qui détiennent la plus longue durée moyenne attendue d'un épisode passé à l'assistance-emploi.

**TROISIÈME VOLET : UNE APPROCHE ÉCONOMÉTRIQUE<sup>5</sup> SELON DEUX TYPES D'ANALYSE DE LA DÉPENDANCE À L'ASSISTANCE-EMPLOI POUR CHACUNE DES CATÉGORIES DE MÉNAGES (PERSONNES SEULES, MONOPARENTALES, COUPLES SANS ENFANTS ET COUPLES AVEC ENFANTS) À PARTIR DE TROIS TYPES DE FACTEURS.**

**UNE ANALYSE EFFECTUÉE POUR L'ENSEMBLE DES PRESTATAIRES**

*Les caractéristiques socio-démographiques*

**Plusieurs caractéristiques socio-démographiques observées chez les prestataires prolongent la durée des épisodes passés à l'assistance-emploi pour tous les types de ménages.**

- Le fait d'être **né hors du Canada** joue en faveur de séjours plus courts ou plus longs selon le type d'unité familiale. Les résultats des modèles économétriques révèlent, en fait, qu'uniquement les personnes seules nées hors du Canada effectuent des séjours plus courts à l'assistance-emploi que celles nées au Canada. En revanche, tous les autres types de ménages d'origine étrangère connaissent des épisodes plus longs en comparaison aux mêmes types de ménages natifs. Les résultats des modèles indiquent aussi une certaine assimilation économique des clientèles immigrantes au regard de leur dépendance à l'assistance-emploi. En effet, plus elles cumulent de **mois de résidence au pays**, plus elles tendent à se comporter comme les clientèles natives. Enfin, les **demandeurs d'asile** connaissent des séjours plus courts que les autres prestataires.

---

<sup>5</sup> Il faut préciser que, dans une analyse économétrique, l'interprétation des différents facteurs susceptibles d'agir sur le phénomène à expliquer (la durée des séjours dans cette étude) met en évidence la contribution relative de chacun des facteurs analysés, compte tenu de l'interaction possible de chacun des facteurs entre eux. Par conséquent, l'utilisation d'un modèle économétrique ne vise pas à décrire la réalité d'un phénomène, mais plutôt à en expliquer le comportement. Il faut donc comprendre que les résultats issus des différents volets de cette étude ne se contredisent pas, mais ils permettent d'enrichir l'analyse des comportements des populations immigrantes et natives par rapport à leur dépendance au programme d'assistance-emploi.

- Les **femmes** ont des séjours plus longs à l'assistance-emploi que les hommes et, même en couples, les résultats des modèles abondent en ce sens. Cette situation, pour les couples, s'expliquerait par une séparation des conjoints en cours d'aide qui pourrait occasionner une plus longue période de dépendance à l'assistance-emploi chez la femme.
- L'**âge** est un facteur qui fait varier différemment la durée des séjours selon la présence et le nombre d'enfants dans l'unité familiale. Plus l'âge est avancé, plus les ménages qui n'ont pas d'enfants ou qui en ont un seul (les personnes seules, les couples sans enfants et les monoparentales) tendent à avoir des épisodes plus courts, alors que les familles avec deux enfants et plus (monoparentales et couples) adoptent le comportement inverse.
- La présence de **contraintes sévères à l'emploi** contribue à prolonger la durée des séjours chez les prestataires d'assistance-emploi de tous les types d'unité familiale, à l'exception d'une seule : les couples sans enfants. Dans leur cas, le modèle révèle que les couples avec des contraintes sévères ont des épisodes plus courts que les couples aptes au travail (sans contraintes ou avec contraintes temporaires).
- Sans surprise, il est démontré que les prestataires **faiblement scolarisés** (niveaux primaire et secondaire) de tous les types de ménages effectuent des épisodes plus longs à l'assistance-emploi que les prestataires ayant une scolarité de niveau supérieur.

#### *Les facteurs temporels*

**Les modèles économétriques révèlent que certaines saisons et plusieurs années comprises entre 1975 et 2000 favorisent une diminution de la durée des épisodes des prestataires d'assistance-emploi de toute catégorie de ménages.**

- Ce sont, pour presque tous les types de ménages, les épisodes commençant au **printemps** et à l'**été** qui tendent à être de durée plus courte que ceux débutant à l'automne<sup>6</sup>. Quant aux épisodes s'amorçant durant l'**hiver**, ils demeurent aussi plus courts que ceux de l'automne pour les personnes seules, mais plus longs pour les familles monoparentales avec plusieurs enfants.

---

<sup>6</sup> La saison printanière n'a pas d'effet significatif sur la durée des épisodes des familles monoparentales avec deux enfants et plus.

- Les effets associés à l'année d'entrée à l'assistance-emploi (**effets annuels**) indiquent que, une fois qu'ont agi les effets conjoncturels et administratifs, plusieurs années comprises entre 1975 et 2000 ont contribué à écourter la durée des épisodes chez les prestataires. Ainsi, les épisodes débutés à compter de 1990, pour les personnes seules, se sont avérés plus courts en comparaison aux épisodes de l'année 1987. Chez les couples sans enfants, ces effets annuels se sont manifestés une année plus tard, alors que chez les familles avec enfants, ils sont apparus à compter de l'année 1993<sup>7</sup>. Les effets annuels contribuant à diminuer la durée des épisodes pour tous les types de ménages sont aussi survenus au cours des années 1975 à 1984<sup>8</sup>.

#### *Les facteurs économiques et administratifs*

**Trois des cinq facteurs économiques et administratifs contribuent à prolonger la durée des épisodes pour tous les types de ménages prestataires et un seul facteur exerce l'effet opposé.**

- Une hausse du **taux de chômage**, du **salaire minimum** et des **barèmes d'assistance-emploi** influence à la hausse la durée des épisodes pour tous les types d'unité familiale, alors qu'une plus grande **générosité du programme d'assurance-emploi**<sup>9</sup> tend plutôt à jouer dans le sens contraire.
- La **réforme de l'aide sociale de 1989** a instauré, entre autres choses, la parité des barèmes des prestataires de moins de trente ans vivant seuls ou en couples sans enfants à ceux des prestataires plus âgés. Par conséquent, elle aura eu un effet chez les personnes seules, entraînant des épisodes plus longs après 1989 comparativement à ceux débutés avant. Le modèle n'indique toutefois pas d'effet significatif chez les couples sans enfants, de même que chez les autres types de ménages.

<sup>7</sup> Pour les couples avec un seul enfant, les effets annuels ont commencé en 1994.

<sup>8</sup> Pour les familles monoparentales avec deux enfants et plus, la période s'étend de 1975 à 1983, alors que pour les couples avec deux enfants et plus, elle s'étend jusqu'en 1985.

<sup>9</sup> Cette variable reflète les conditions d'admissibilité au programme. Elle exprime le rapport entre le nombre maximal de semaines durant lesquelles des prestations peuvent être perçues et le nombre minimal de semaines de travail requises pour établir l'admissibilité.

**UNE ANALYSE DE L'APPORT DIFFÉRENCIÉ DES FACTEURS ÉCONOMIQUES ET ADMINISTRATIFS SUR LA DURÉE DES ÉPISODES POUR LES CLIENTÈLES NATIVES ET POUR LES CLIENTÈLES IMMIGRANTES**

- Sur l'ensemble de la période d'observation s'étendant de 1975 à 2000, tous les types de ménages immigrants et natifs connaissent des épisodes plus longs lorsque le **taux de chômage** augmente, mais l'intensité de l'effet chez les prestataires immigrants est différent selon le type de ménages.
  
- L'ajout des variables **Récession 81-82** et **Récession 90-93** dans les modèles a permis de mesurer l'impact d'une détérioration plus grave du climat économique sur la durée des épisodes des prestataires. Il en ressort que seule la récession survenue entre 1990 et 1993 a eu un impact significatif auprès de tous les types de ménages<sup>10</sup> :
  - La plupart des types de ménages immigrants arrivés à l'assistance-emploi durant les années de récession ont connu des épisodes plus courts durant ces années difficiles<sup>11</sup>.
  - En revanche, les prestataires natifs de tout type de ménage, à l'exception des couples sans enfants<sup>12</sup>, ont effectué des séjours longs.
  
- Selon le type de ménages, les prestataires immigrants sont ou bien indifférents aux effets d'une majoration du **salaire minimum** (personnes seules et couples avec enfants) ou bien affectés par ses effets en ayant, selon le cas, des épisodes plus longs (monoparentales) ou plus courts (couples sans enfants). Les prestataires natifs réagissent, de leur côté, de façon beaucoup plus marquée que les prestataires immigrants au regard d'une hausse du salaire minimum, ce qui a pour effet d'accentuer la durée des épisodes de tous les types de ménages.
  
- La majoration des **barèmes d'assistance-emploi** tend à prolonger à la fois la durée des épisodes de tous les types de ménages immigrants et natifs. Mais contrairement au salaire minimum, ce facteur exerce, sauf exception, une influence plus grande auprès de la clientèle immigrante que de la clientèle native<sup>13</sup>.

---

<sup>10</sup> Quant à celle de 1981 à 1982, ce sont uniquement les couples avec enfants qui y ont été sensibles.

<sup>11</sup> Seules les familles immigrantes avec plusieurs enfants ont eu des épisodes plus longs.

<sup>12</sup> Dans leur cas, le modèle indique que la récession n'apporte pratiquement pas d'effet sur la durée de leurs séjours à l'assistance-emploi.

<sup>13</sup> Seules les familles monoparentales d'origine canadienne subissent une influence plus grande sur la durée de leurs séjours que celles d'origine étrangère.

- Les effets d'une plus grande **générosité du régime d'assurance-emploi** contribuent à diminuer la durée des épisodes chez tous les types de ménages natifs. Toutefois, chez les prestataires immigrants, les effets peuvent varier d'une catégorie de ménages à l'autre. Ainsi, les personnes seules et les familles avec un seul enfant n'y sont pas sensibles, alors que les autres types de ménages ont tendance à réagir par des épisodes plus longs (les couples sans enfants ou avec deux enfants et plus) ou par des épisodes plus courts (les familles monoparentales avec deux enfants et plus).
- Enfin, la **réforme de l'aide sociale de 1989** a occasionné, avec la même intensité chez les personnes seules d'origine canadienne et d'origine étrangère arrivées à l'assistance-emploi après 1989, des durées plus longues de leurs épisodes en comparaison à ceux effectués avant cette date<sup>14</sup>.

---

<sup>14</sup> Les résultats démontrent aussi que les familles monoparentales natives et immigrantes avec un seul enfant y sont également sensibles, mais, dans leur cas, la durée de leurs épisodes tend plutôt à s'écourter.



## INTRODUCTION

L'immigration vers les pays occidentaux s'est considérablement accélérée au cours des trois dernières décennies. Pour plusieurs d'entre eux, les travailleurs immigrants constituent désormais une proportion importante de la population active (Simon 1989). Au Québec, les flux migratoires ont connu d'importantes fluctuations au cours des cinquante dernières années en fonction des politiques d'immigration en vigueur et selon les programmes favorisant l'entrée de réfugiés (Gouvernement du Québec 1999). En dépit de ces variations importantes, la proportion de Québécois nés à l'étranger est en progression constante depuis la fin de la deuxième guerre mondiale, passant de 5,4 % en 1951 à plus de 9,5 % en 1996. Le Québec, à cet égard, est comparable à d'autres pays à forte population immigrée tels l'Autriche, la Belgique et l'Allemagne (OCDE 1999).

Au cours des vingt dernières années, de nombreuses études ont été consacrées à l'analyse des flux migratoires. Les principaux thèmes de recherche de cette littérature peuvent être regroupés en deux grandes catégories : (1) l'impact d'une hausse importante du taux d'immigration sur les populations natives (voir, *inter alia*, Card 1990) et (2) l'intégration économique des immigrants (Borjas 1994, 2000). L'objet de la présente étude s'insère à l'intérieur de ce deuxième pan de la littérature.

Les recherches récentes reliées au thème de l'intégration insistent sur la notion « d'assimilation économique » des populations immigrantes. Par cela on entend l'aptitude à intégrer la vie économique du pays d'accueil et à adopter des comportements économiques indissociables de ceux de la population native. On postule *a priori* que l'assimilation économique augmente naturellement avec la durée de résidence. Le cas échéant, l'assimilation peut se traduire empiriquement de deux façons : (1) les taux de dépendance à l'assistance-emploi des immigrants nouvellement arrivés sont supérieurs à ceux des non-immigrants (néanmoins, on observe une convergence graduelle vers les taux de dépendance de la population native) ; (2) les taux de dépendance des immigrants sont initialement inférieurs, mais augmentent graduellement jusqu'à rejoindre ceux de la population native. Rien n'empêche, bien sûr, les taux de dépendance de diverger à long terme. La convergence dans les comportements est une question empirique qui a été abondamment étudiée dans la littérature récente (Hansen and Lofstrom 2000, Lui-Gurr 1995).

Les recherches empiriques récentes ont établi sans l'ombre d'un doute que les cohortes récentes d'immigrants dans de nombreux pays occidentaux éprouvent davantage de difficultés à intégrer le marché du travail que les cohortes plus anciennes (Borjas 1985,

Riphahn 1999, Baker and Benjamin 1995, Borjas and Hilton 1995, Borjas and Trejo 1991, Borjas 1994, Hu 1997). Cela se manifeste par des taux d'emploi plus faibles et/ou des salaires plus faibles à l'arrivée que ceux obtenus par les anciennes cohortes.

De nombreux auteurs ont attribué cette dégradation dans les conditions de vie des nouveaux immigrants au fait que les nouvelles cohortes étaient, en moyenne, moins scolarisées ou avaient des compétences relativement moins développées que les anciennes. Cette dégradation se traduit dans la majorité des pays par un recours plus fréquent aux programmes d'assistance sociale. La plupart des auteurs ont toutefois montré que pour un même niveau de scolarité et un même âge, les immigrants ne sont pas plus susceptibles de recourir à l'assistance-emploi que les natifs (Blau 1984, Tienda and Jensen 1986). Certains ont également montré qu'en dépit d'une dépendance plus élevée à l'égard de l'assistance-emploi, les immigrants n'imposaient pas de fardeaux excessifs sur les finances publiques compte tenu des impôts payés tout au long de leur séjour dans le pays d'accueil (Simon 1984).

Les résultats de la littérature montrent bien l'importance de tenir compte d'une foule de facteurs dans l'analyse de la dépendance des immigrants à l'égard de l'assistance-emploi. Outre les caractéristiques démographiques des individus, l'année d'arrivée (« effet de cohorte ») et la durée de résidence (« effet d'assimilation ») doivent être pris explicitement en compte pour permettre d'identifier l'impact du statut d'immigrant sur le recours à l'assistance-emploi.

Les effets de cohorte et d'assimilation peuvent toutefois être confondus avec d'autres facteurs qui leur sont corrélés et qui sont également susceptibles d'affecter le recours à l'assistance-emploi. C'est pourquoi il est nécessaire de tenir compte des variables de politique économique qui varient dans le temps (niveau des prestations, salaire minimum, etc.), mais aussi de variables macroéconomiques susceptibles d'affecter le recours à l'aide (taux de chômage). Par ailleurs, l'analyse doit être assez souple pour permettre de déterminer si les immigrants sont affectés davantage ou non par ces changements dans l'environnement économique.

Il existe trois principales façons de caractériser la dépendance à l'assistance-emploi pour des fins d'analyse statistique. La première consiste à étudier l'incidence de la participation à l'assistance-emploi. Il s'agit d'expliquer, à partir de données de panel ou en coupe transversale, la probabilité qu'un individu quelconque perçoive des prestations d'assistance-emploi. Cette méthode requiert un échantillon aléatoire tiré à partir d'une population dans

laquelle on retrouve des prestataires et des non-prestataires et de l'information sur le statut d'immigration.

La deuxième méthode situe l'analyse à un niveau d'agrégation plus élevé. Il s'agit d'étudier l'impact de différents facteurs sur les taux de présence des populations immigrante et non immigrante. Ces taux de présence sont définis comme le nombre de prestataires à un moment précis dans le temps divisé par la population d'intérêt. En calculant des taux de présence pour les immigrants et les non-immigrants, il est relativement aisé de tester statistiquement si le statut d'immigrant contribue à expliquer une partie de l'écart potentiel entre les taux de dépendance des deux groupes, une fois considérées d'autres variables agrégées importantes.

La troisième méthode porte sur la durée des séjours à l'assistance-emploi des populations immigrantes et natives. Il s'agit d'une analyse conditionnelle à la présence à l'aide qui omet de ce fait la dimension « incidence » de la dépendance. C'est cette approche qui est retenue dans le présent travail. Il s'agit de déterminer si les comportements des deux groupes diffèrent eu égard à la durée des passages à l'assistance-emploi. Cette méthode se prête bien à l'intégration de nombreuses variables démographiques et économiques et a été abondamment utilisée dans la littérature. Il sera donc possible de comparer les résultats obtenus dans ce travail avec ceux obtenus dans d'autres régions ou pays pertinents.

Il importe de souligner que l'analyse de la dépendance des immigrants soulève des difficultés méthodologiques particulières que les méthodes présentées ci-dessus ne peuvent contourner. En effet, comme ils ont fait le choix de quitter leur pays d'origine, les immigrants sont des individus relativement mobiles. Leur arrivée dans un nouveau pays d'accueil (Québec) ne doit pas, en conséquence, être considérée comme définitive. Cette plus grande mobilité fait en sorte que certains séjours à l'assistance-emploi peuvent être prématurément terminés en raison d'une migration vers un nouveau pays (nouvelle province). Dans la mesure où ceux qui quittent ont des caractéristiques observables et/ou non observables différentes de ceux qui restent, la durée moyenne des séjours à l'aide sera biaisée à la hausse ou à la baisse. L'étude de Edin, LaLonde et Aslund (2000) a montré que plus de 25 % des immigrants arrivés entre 1970 et 1990 en Suède avaient quitté le pays à l'intérieur des cinq premières années suivant leur arrivée.

Par ailleurs, leur étude a également montré que ceux qui éprouvent le plus de difficultés à intégrer le marché du travail quittent davantage le pays.<sup>15</sup> La conséquence de cette auto-sélection est de surestimer considérablement l'effet d'assimilation des nouveaux immigrants. Une autre étude récente a montré que les immigrants recevant de l'assistance-emploi ont tendance à être davantage concentrés géographiquement dans les états où les prestations sont élevées en raison de leur grande mobilité et à être davantage sensibles que les non-immigrants aux variations dans le niveau des prestations (Borjas 1999). Malheureusement, les données à notre disposition ne nous permettent pas de connaître les raisons de sortie de l'assistance-emploi. Il faudra donc interpréter les résultats statistiques en gardant en mémoire les problèmes d'interprétation soulevés par une plus grande mobilité de la part des immigrants.

---

<sup>15</sup> L'Institut de la statistique du Québec estime que seulement 72 % des immigrants reçus entre 1991 et 1996 habitaient toujours le Québec au moment du recensement de 1996 (ISQ, 2000). Par ailleurs, plus du tiers des immigrants arrivés entre 1981 et 1990 avaient quitté le Québec en 1996.

## PREMIER VOLET

### INTÉGRATION ÉCONOMIQUE : UNE ANALYSE COMPARATIVE

---

#### ***ÉVOLUTION COMPARÉE DE LA SCOLARITÉ ET DES REVENUS DES POPULATIONS NATIVES ET IMMIGRANTES POUR LES ANNÉES DE RECENSEMENT 1981, 1991 ET 1996***

La section précédente a évoqué les problèmes d'intégration éprouvés par les cohortes récentes d'immigrants dans de nombreux pays occidentaux. La majorité des études concluent que le principal facteur responsable de cette situation est la baisse du niveau de scolarité des cohortes récentes. Il importe, à ce stade-ci, de vérifier dans quelle mesure les immigrants arrivés au Québec au cours des vingt dernières années ont eu à faire face à de telles difficultés et, le cas échéant, si ces difficultés peuvent être attribuées en partie à une baisse généralisée de leur niveau de scolarité.

Le Tableau 1 en annexe présente de l'information sur plusieurs caractéristiques démographiques des populations natives et immigrantes des trois provinces canadiennes accueillant le plus grand nombre d'immigrants, soit le Québec, l'Ontario et la Colombie-Britannique. Les données proviennent des recensements de 1981, 1991 et 1996 et concernent uniquement les individus de plus de 15 ans ne fréquentant pas une institution scolaire à temps plein <sup>16</sup>.

La première partie du tableau présente une ventilation des niveaux de scolarité. Pour l'année 1981, la proportion d'immigrants ayant moins de 5 années de scolarité est plus élevée que la proportion correspondante de natifs dans chacune des trois provinces. En revanche, la proportion d'immigrants détenant un diplôme universitaire est plus élevée que la proportion de natifs détenant un tel diplôme et ce, dans les trois provinces représentées dans le tableau.

Par ailleurs, on retrouve proportionnellement plus de Québécois dans la catégorie « 5-8 années » que dans les autres provinces et proportionnellement moins dans la catégorie « Universitaire avec diplôme ». Les données du recensement de 1991 montrent une nette amélioration et ce, dans chacune des trois provinces. En effet, la proportion d'individus ayant moins de 5 ans de

---

<sup>16</sup> Les données provenant des recensements quinquennaux canadiens correspondent seulement aux personnes ayant le statut d'immigrant reçu au Canada ou l'ayant déjà reçu. Cette définition exclut donc les demandeurs d'asile n'ayant pas encore acquis leur droit de résidence.

scolarité baisse partout, alors que la proportion d'individus ayant effectué des études postsecondaires augmente de façon significative. Enfin, les données du recensement de 1996 montrent une légère amélioration par rapport à la situation prévalant en 1991.

Les données sur la scolarité permettent d'établir un certain nombre de constats intéressants. Tout d'abord, les populations natives et immigrantes des trois provinces ont connu une hausse importante de leur niveau de scolarité au cours du temps. Deuxièmement, les immigrants ont tendance à se retrouver davantage dans les extrémités de l'échelle de la scolarité. Enfin, les Québécois immigrants et non immigrants sont nettement moins scolarisés que leurs vis-à-vis ontariens, mais ont des niveaux comparables à ceux de leurs vis-à-vis de la Colombie-Britannique.

L'amélioration du niveau de scolarité des populations immigrantes dans le temps devrait normalement se traduire par une amélioration de leurs conditions de vie. Le Tableau 1 présente deux mesures du salaire annuel moyen des immigrants et des natifs de chacune des trois provinces (en dollars de 1992). Les deux mesures sont basées sur le salaire annuel déclaré par les individus et ignorent les transferts gouvernementaux et les autres sources potentielles de revenu. La première mesure inclut tous les individus, indépendamment du fait que leur salaire soit positif ou nul. Il s'agit d'une moyenne non conditionnelle.

Pour l'année 1981, les immigrants des trois provinces ont des revenus moyens supérieurs à ceux des natifs. Les données de 1991 montrent que les immigrants des trois provinces ont connu un recul important. En effet, leur revenu moyen est inférieur d'environ 2 000 \$ à celui des natifs au Québec et en Ontario et d'environ 3 000 \$ à celui des natifs en Colombie-Britannique. Enfin, les données de 1996 montrent que l'écart s'est de nouveau accentué dans les trois provinces. Une telle détérioration a été constatée au Canada par plusieurs auteurs (Bloom, Grenier et Gunderson (1995), Green et Green (1995)).

L'écart grandissant du revenu non conditionnel peut être dû à une baisse du taux de participation des immigrants sur le marché du travail relativement aux natifs. Pour analyser cette possibilité, une deuxième mesure du salaire annuel moyen est présentée dans le tableau 1. Le salaire annuel conditionnel moyen est calculé sur la base des individus ayant un revenu positif.

Les données de 1981 montrent que les immigrants en emploi ont un revenu salarial supérieur à ceux des natifs et ce, dans les trois provinces. L'écart se situe à environ 1 200 \$ en Ontario et en Colombie-Britannique et à près de 2000 \$ au Québec. Au cours de la décennie 1981-1991, les natifs des trois provinces ont connu des gains salariaux importants,

les gains ayant été particulièrement importants en Ontario. Au cours de la même période, le revenu des immigrants a reculé au Québec et en Colombie-Britannique et a augmenté de façon marquée en Ontario. En conséquence, le revenu moyen conditionnel des deux groupes au terme de la décennie est à parité dans chaque province. Enfin, les données de 1996 montrent que le revenu moyen conditionnel des immigrants a stagné entre 1991 et 1996, alors que le salaire moyen des natifs continuait d'augmenter.

Les données du Tableau 1 permettent de conclure que l'écart grandissant entre le revenu des immigrants et des natifs, au cours des vingt dernières années, est dû à deux phénomènes distincts : (1) le salaire conditionnel des immigrants a ou bien stagné (Québec et Colombie-Britannique) ou bien augmenté à un taux plus faible que celui des natifs (Ontario) ; (2) le taux de participation ou les heures de travail des immigrants ont diminué par rapport aux natifs.

Les données du Tableau 1 sont calculées pour l'ensemble des immigrants présents au moment de chaque recensement, indépendamment de leur date d'arrivée au pays. Or, le calcul des revenus moyens à partir de données en coupes transversales risque de sous-estimer les difficultés d'intégration des cohortes récentes. En effet, dans la mesure où les cohortes anciennes sont indissociables des natifs du point de vue économique, les écarts observés au Tableau 1 risquent d'être générés principalement par les cohortes récentes. Il importe donc de ne pas confondre, dans le jargon technique, ce que l'on qualifie « d'effets de stocks » (ensemble des immigrants) et « d'effets de flux » (nouveaux arrivants).

Le Tableau 2 reprend les mêmes calculs que ceux du Tableau 1, mais en n'utilisant que les données portant sur les immigrants nouvellement arrivés au pays. Ainsi, seuls sont échantillonnés les immigrants arrivés au cours des dix années précédant chacun des recensements. Pour bien faire ressortir les difficultés d'intégration sur le marché du travail, seuls les individus âgés d'au moins 21 ans et ne fréquentant pas d'institution d'enseignement sont considérés dans l'analyse. Les conclusions générales tirées du Tableau 1 eu égard à l'évolution de la scolarisation se trouvent confirmées dans le Tableau 2. De façon générale, les immigrants ont un niveau de scolarité nettement plus élevé que les natifs. Par ailleurs, les Québécois ont un niveau de scolarité inférieur à celui des habitants des autres provinces. Enfin, une comparaison des deux tableaux montre bien que les cohortes récentes d'immigrants sont nettement plus scolarisées que les cohortes plus anciennes.

L'arrivée d'immigrants davantage scolarisés que ceux déjà établis devrait se traduire par une amélioration relative de leur statut socio-économique. Or, les données du Tableau 2 montrent que ce n'est pas le cas. En effet, le revenu moyen non conditionnel des immigrants

arrivés entre 1971 et 1981 était légèrement inférieur à celui des natifs habitant l'Ontario, la Colombie-Britannique et le Québec, quoique dans une moindre mesure dans ce dernier cas. En revanche, les immigrants arrivés au cours des périodes 1981-1991 et 1986-1996 ont connu une détérioration dramatique de leur situation. En effet, l'écart entre leur revenu moyen et celui des natifs est passé à environ 8 500 \$ pour la période 1981-1991, puis à plus de 10 000 \$ pour la période 1986-1996.

Une telle détérioration de la situation économique des immigrants devrait se traduire par une dépendance accrue à l'égard du programme d'assistance-emploi. C'est effectivement ce que suggère le Graphique 1 présenté en annexe. Le graphique montre la relation entre le taux de chômage mensuel<sup>17</sup>, utilisé ici comme indicateur de la conjoncture économique, et les taux de présence des personnes nées au Canada et hors du Canada<sup>18</sup>.

On remarque que les taux de présence des immigrants sont croissants durant toute la période 1982-1998 et varient très peu en fonction de la conjoncture économique. À l'inverse, les taux de présence des natifs sont très fortement corrélés à la conjoncture économique. En effet, les taux de présence diminuent en période de croissance économique (baisse des taux de chômage) et augmentent en période de ralentissement (hausse des taux de chômage).

On remarque également que l'évolution des taux de présence des natifs est légèrement déphasée par rapport à celle des taux de chômage. Ainsi, les cycles durant lesquels les taux de chômage sont nettement à la baisse (1983/07-1990/01, 1994/07-1998/12) précèdent de plusieurs mois les cycles de baisse des taux de présence. À l'inverse, les phases durant lesquelles les taux de chômage sont à la hausse (1990/01-1993/03) précèdent légèrement les phases de croissance des taux de présence.

---

<sup>17</sup> Le taux de chômage mensuel est habituellement caractérisé par de très fortes variations saisonnières. Pour les fins de la présentation, ces variations ont été éliminées à l'aide d'une procédure de lissage exponentiel standard.

<sup>18</sup> Les taux de présence correspondent à la proportion de prestataires parmi les populations immigrantes et natives. Bien entendu, il n'existe pas d'estimations mensuelles de la population au Canada. Les taux sont plutôt calculés à l'aide de deux sources de données distinctes. Ainsi, le nombre de prestataires à l'aide est obtenu à partir des fichiers administratifs du ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille. Cette estimation est relativement précise et fiable. Les populations immigrantes et natives sont estimées à partir de l'Enquête sur les finances des consommateurs pour chacune des années présentées dans le graphique. Ces enquêtes contiennent de l'information sur le statut d'immigration et fournissent un poids d'échantillon pour chaque individu. On peut donc obtenir une estimation des deux populations pour les années étudiées. Cependant, tout comme pour les données de recensement, la population immigrante de l'Enquête correspond aux personnes ayant le statut d'immigrant reçu au Canada ou l'ayant déjà reçu. Comme les échantillons comptent relativement plus de natifs que d'immigrants, l'estimation de la population immigrante sera forcément moins précise que celle de la population native. C'est pourquoi les taux de présence des immigrants apparaissent légèrement plus erratiques que ceux des natifs.

## DEUXIÈME VOLET

### DÉPENDANCE À L'ASSISTANCE-EMPLOI : ANALYSE EMPIRIQUE

---

#### ***UNE DESCRIPTION DES PRINCIPALES CARACTÉRISTIQUES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES DES PRESTATAIRES IMMIGRANTS ET NATIFS ET UNE ANALYSE COMPARATIVE DE LA DYNAMIQUE DE PARTICIPATION AU PROGRAMME D'ASSISTANCE-EMPLOI***

Comme il a été mentionné en introduction, il existe plusieurs façons de caractériser la dépendance à l'assistance-emploi. Dans ce travail, nous nous intéressons à la durée des passages à l'assistance-emploi. L'analyse porte sur les épisodes ayant débuté entre janvier 1975 et mars 2000. Une fenêtre aussi large permet d'observer de nombreuses variations dans les cycles économiques ainsi que dans les principaux paramètres des programmes de soutien du revenu. De telles variations sont essentielles pour permettre de quantifier la contribution des principales variables d'intérêt aux durées observées.

#### **2.1 CARACTÉRISTIQUES DÉMOGRAPHIQUES DES PRESTATAIRES DE L'ASSISTANCE-EMPLOI**

Les données utilisées aux fins de l'analyse statistique sont tirées des fichiers administratifs du ministère de l'Emploi, de la Solidarité sociale et de la Famille (MESSF). Ces fichiers contiennent de nombreuses informations sur la durée des épisodes, les caractéristiques démographiques des prestataires, etc. L'analyse porte sur la totalité des dossiers des prestataires nés à l'étranger et un nombre équivalent de dossiers de natifs. L'échantillon des natifs a été constitué en sélectionnant au hasard plus de 20 % de tous les ménages.

Le Tableau 3 présente une ventilation des ménages types contenus dans l'échantillon. Au total, l'échantillon compte plus de 328 000 immigrants et 301 900 natifs. Dans les deux cas, les personnes seules constituent le type de ménage le plus important, avec 54 % et 62 % de tous les ménages respectivement. Les familles monoparentales comptent pour environ 10 % de tous les ménages, alors que les couples avec enfants constituent le deuxième groupe en importance avec 25 % des ménages immigrants et 18 % des ménages natifs.

Les données tirées des recensements nous ont permis de constater que les immigrants bénéficient, en général, d'un niveau de scolarité moyen supérieur à celui des natifs. Les données des fichiers administratifs nous permettent de conclure également que les prestataires immigrants ont, eux aussi, un niveau de scolarité supérieur à celui des prestataires natifs. En effet, le Tableau 4 montre clairement que la proportion de bénéficiaires ne disposant que d'un niveau de scolarité primaire est plus élevée chez les natifs que chez les immigrants (29,9 % contre 25,4 %). De la même manière, les prestataires immigrants sont proportionnellement plus nombreux que les natifs à avoir effectué des études collégiales (11,4 % contre 6,4 %) ou universitaires (16,5 % contre 4,2 %). Une comparaison des niveaux de scolarité des immigrants reçus et des demandeurs d'asile indique un taux de scolarisation postsecondaire plus faible chez les premiers (25,7 % contre 31,4 %).

Le Tableau 5 présente une ventilation de l'échantillon en fonction du genre des prestataires. On constate que les femmes comptent pour 51,6 % des immigrants reçus, 34 % des demandeurs d'asile et 49,3 % des natifs. Enfin, le Tableau 6 présente une ventilation des pays ou continents d'origine des immigrants. Comme on doit s'y attendre, la provenance des immigrants est intimement liée à leur statut. En comparaison à leur représentation respective parmi l'ensemble des prestataires immigrants, davantage d'immigrants reçus proviennent de l'Europe, de l'Océanie, des États-Unis et des Caraïbes, alors que davantage de demandeurs d'asile proviennent du Mexique et de l'Amérique Centrale, de l'Amérique du Sud, de l'Afrique, de l'Inde, de la Chine et de la Russie.

## **2.2 DEPENDANCE A L'ASSISTANCE-EMPLOI : ANALYSE NON PARAMETRIQUE**

Pour les fins du présent travail, un épisode est défini comme une suite ininterrompue de mois au cours desquels un individu perçoit des prestations d'assistance-emploi. Le principal avantage de recourir au concept d'*épisode* est que la durée moyenne des épisodes et la distribution des durées caractérisent très bien la dynamique de la participation à l'assistance-emploi.

L'outil privilégié pour étudier la durée des épisodes est le taux de sortie. Pour un individu donné présent à l'aide, le taux de sortie au mois  $t$  correspond à la probabilité que l'épisode se termine au mois  $t$ , étant donné que la durée de présence écoulée est supérieure ou égale à  $t$  mois. Il s'agit donc d'une probabilité conditionnelle. La représentation de l'ensemble des taux de sortie porte le nom de « fonction de hasard ». Bien que ce terme soit d'inspiration anglo-saxonne, il s'agit d'un terme consacré dans la littérature scientifique francophone (voir

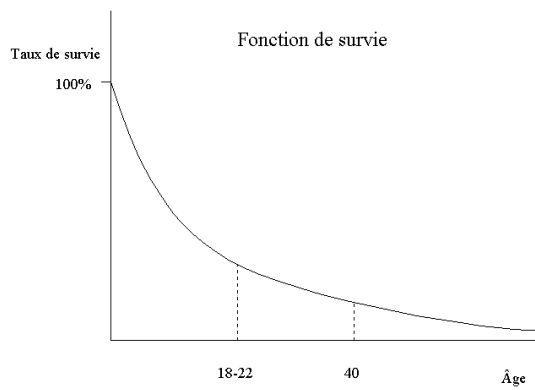
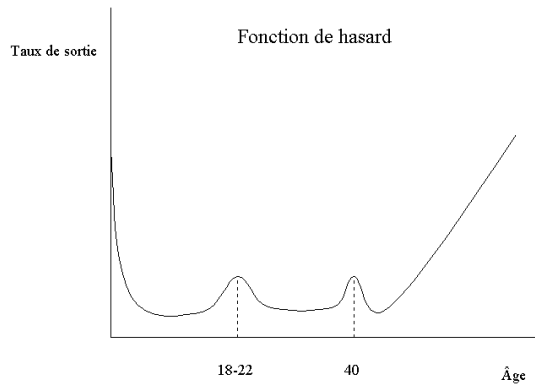
Droesbeke, Fichet et Tassi (1989)). Dans ce travail, nous utiliserons donc l'expression « taux de sortie » lorsqu'il s'agit de la probabilité de sortie propre à un mois précis et l'expression « fonction de hasard » pour désigner l'ensemble des taux de sortie.

Le « taux de survie » est un concept statistique intimement lié au taux de sortie et est également très utile pour analyser les durées à l'assistance-emploi. Le taux de survie représente la probabilité qu'un épisode dure plus longtemps que  $t$  mois, étant donné que la durée de présence écoulée est supérieure ou égale à  $t$  mois. L'ensemble des taux de survie porte le nom de « fonction de survie ».

Pour bien comprendre ces deux concepts, nous allons les illustrer à l'aide d'un exemple simple. Ainsi, considérons un homme âgé de 35 ans et intéressons-nous à la durée de sa vie. Le taux de sortie représente alors la probabilité que cet homme meurt à 35 ans, *étant donné qu'il a 35 ans*. Cette probabilité conditionnelle est différente de la probabilité qu'un nouveau-né meurt à 35 ans, auquel cas il s'agit d'une probabilité non conditionnelle. De la même façon, le taux de survie à 35 ans représente la probabilité que cet homme survive plus de 35 ans, *étant donné qu'il a présentement 35 ans*. Cette probabilité est également différente de celle qu'un nouveau-né survive plus de 35 ans.

Le premier graphique ci-dessous illustre la fonction de hasard typique de la durée de vie d'un homme. On constate que le taux de sortie est relativement élevé à la naissance et baisse rapidement dans les mois et les années qui suivent. Les taux de sortie augmentent généralement entre 18 et 22 ans en raison des accidents de la route fréquents chez les hommes de cette catégorie d'âge. Les taux de sortie augmentent également autour de 40 ans en raison des premiers incidents cardiaques. Enfin, les taux de sortie augmentent rapidement avec l'âge par la suite. Le deuxième graphique illustre la fonction de survie associée à la fonction de hasard. Cette fois, on constate que la fonction est monotone décroissante, indiquant en cela que la probabilité de survie diminue de façon monotone avec l'âge.

On peut montrer de façon formelle que la durée moyenne d'un épisode quelconque correspond à la surface sous la courbe de la fonction de survie. Intuitivement, on voit bien que la surface sous la courbe diminue lorsque celle-ci se déplace vers le bas. Il s'ensuit que la durée de vie moyenne diminuera de façon proportionnelle au déplacement de la courbe.



Les fonctions de hasard et de survie peuvent être utilisées pour dériver un certain nombre de distributions fort utiles à la compréhension de la participation à l'assistance-emploi<sup>19</sup>. Pour les fins du présent travail, nous avons retenu les deux distributions principales<sup>20</sup> :

<sup>19</sup> La dérivation formelle des distributions est reportée à l'annexe A. Le lecteur intéressé est prié de consulter l'annexe.

<sup>20</sup> La dérivation détaillée des distributions est présentée dans Bane et Ellwood (1985).

### 1. *Distribution attendue des épisodes [D(t)]*

Cette distribution permet de connaître la distribution des durées éventuelles de 100 nouveaux épisodes commençant au même moment.

### 2. *Distribution instantanée des épisodes en cours au temps t [F(t)]*

Cette distribution permet de déterminer la distribution des durées éventuelles de 100 épisodes en cours au temps  $t$ .

## **2.3 RESULTATS DE L'ANALYSE NON PARAMETRIQUE**

Les tableaux 7 à 11 analysent la dépendance à l'assistance-emploi en fonction du lieu de naissance, du statut d'immigration et de divers types de ménages. Chaque tableau inclut des estimations des taux de survie (Kaplan-Meier), des taux de sortie (empiriques) et des distributions instantanées et attendues. Tous les calculs ont été effectués sur une base mensuelle, bien que, pour les fins de la présentation, les estimations sont regroupées par intervalle de six mois. De plus, chaque tableau est accompagné de deux figures qui illustrent les fonctions de hasard et de survie respectivement. Les fonctions de hasard et de survie mensuels sont calculées à partir des équations présentées à l'annexe A.

### **2.3.1 Lieu de naissance**

Le Tableau 7 compare la dynamique de la dépendance à l'assistance-emploi entre les natifs et les immigrants. On constate que les taux de survie des natifs sont inférieurs à ceux des immigrants durant les trois premières années de présence à l'aide. Par la suite, les taux de survie des deux groupes sont à peu près identiques jusqu'aux environs de 60 mois, après quoi les taux de survie des natifs sont légèrement supérieurs à ceux des immigrants. Cela apparaît nettement sur la figure du bas. La deuxième colonne montre que les taux de sortie des natifs sont plus faibles que ceux des immigrants, sauf pour les douze premiers mois de présence à l'aide. En fait, la figure de la fonction de hasard montre plutôt que les taux de sortie se croisent aux environs de dix mois<sup>21</sup>.

---

<sup>21</sup> Les données du tableau sont en fait des moyennes calculées sur des intervalles de six mois. Il est donc possible que les taux de sortie ou de survie du tableau ne coïncident pas parfaitement avec les figures. Ces dernières sont plus précises que les tableaux.

Des fonctions de sortie et de survie qui se croisent sont généralement des indications que les populations à l'aide diffèrent de façon importante. C'est effectivement ce que révèlent les fonctions de distribution  $D(t)$  et  $F(t)$ <sup>22</sup>. La distribution attendue  $D(t)$  montre qu'environ 38 % des nouveaux prestataires natifs resteront à l'aide pour des séjours d'une durée inférieure à six mois. Seulement 27 % des prestataires immigrants auront des séjours d'une telle durée. En revanche, une proportion plus importante de natifs auront des séjours d'une très longue durée. On constate, en effet, qu'environ 9 % des natifs et 7,7 % des immigrants auront des séjours d'une durée d'au moins huit ans. Bien que les différences peuvent sembler marginales, la distribution instantanée montre qu'il n'en est rien. En effet, parmi cent prestataires pigés au hasard, plus de 45 natifs auront des séjours d'une durée éventuelle supérieure à huit ans, alors que seulement 37 immigrants auront de tels séjours.

La durée moyenne des séjours est équivalente à la somme des taux de survie. Graphiquement, cela est équivalent à la surface sous la fonction de survie. Comme les courbes de survie se croisent aux environs de 36 mois, on ne peut dire *a priori* si les durées moyennes différeront de façon importante. Ainsi, les natifs sont à la fois plus nombreux à avoir des séjours courts et des séjours longs. Il en résulte que la durée moyenne des séjours à l'assistance-emploi des natifs et des immigrants est relativement la même : 33 mois pour les natifs et 31,6 mois pour les immigrants.

### 2.3.2 Statut à l'immigration

Le Tableau 8 analyse la dépendance à l'assistance-emploi des immigrants en insistant sur la distinction entre immigrants reçus et demandeur d'asile. Les taux de survie des demandeurs d'asile sont supérieurs à ceux des immigrants reçus jusqu'aux environs de douze mois. Par la suite, la relation entre les taux de survie des deux groupes est inversée. De leur côté, les taux de sortie des demandeurs d'asile sont supérieurs à ceux des immigrants reçus, sauf au cours des huit premiers mois si l'on se fie à la figure illustrant la fonction de survie. Les fonctions de survie se croisent, mais l'écart entre elles est tel qu'on peut facilement deviner que les durées moyennes des épisodes à l'aide diffèrent de façon importante. Le tableau montre effectivement que les demandeurs d'asile ont des séjours nettement plus courts que les immigrants reçus, soit 25,6 mois contre 34,5 mois.

Le tableau montre également que les distributions des séjours à l'aide varient de façon importante en fonction du statut à l'immigration. On trouve, en effet, parmi les prestataires

---

<sup>22</sup> Voir section précédente.

demandeurs d'asile présentement à l'aide, que seulement 25 % d'entre eux auront des séjours d'une durée supérieure à huit ans. Les immigrants reçus, de leur côté, seront plus de 40 % à avoir des séjours d'une telle durée.

### 2.3.3 Types de ménages

Les Tableaux 9, 10 et 11 analysent la dépendance à l'assistance-emploi en fonction de différents types de ménages. Le Tableau 9 s'intéresse tout particulièrement aux personnes seules. On constate que les personnes seules nées au Canada ont des séjours à l'assistance-emploi nettement plus longs que ceux des personnes seules qui sont nées à l'extérieur du Canada (34,5 mois contre 27,8 mois). Cet écart est attribuable au fait que les natifs sont à la fois proportionnellement plus nombreux à avoir des épisodes courts et des épisodes longs.

Par exemple, la distribution attendue  $D(t)$  montre que 56,4 % des nouveaux épisodes des prestataires natifs dureront moins de un an, alors que seulement 51,2 % des nouveaux épisodes des prestataires immigrants auront une telle durée. En revanche, 9 % des nouveaux épisodes des natifs auront une durée supérieure à huit ans, contre seulement 6 % pour les prestataires immigrants. La distribution instantanée  $F(t)$  montre, par ailleurs, que pour les épisodes en cours, 44,6 % des épisodes des natifs et seulement 32,2 % des épisodes des immigrants auront une durée supérieure à huit ans<sup>23</sup>.

Le Tableau 10 compare la dépendance à l'assistance-emploi des familles monoparentales comptant deux enfants et plus. Les colonnes présentant les taux de survie montrent que les familles dont le chef est né au Canada ont des taux de survie systématiquement inférieurs à ceux des familles dont le chef est né à l'extérieur du Canada. La figure illustrant les fonctions de survie montre un écart important entre les deux courbes. On doit donc s'attendre à observer un écart important au niveau des durées moyennes de séjour à l'assistance-emploi.

En fait, les ménages dont le chef est né à l'étranger ont une durée moyenne de séjour de 51 mois, alors que les ménages dont le chef est né au Canada ont une durée moyenne de 43,6 mois<sup>24</sup>. Les distributions attendues et instantanées nous permettent de mieux

---

<sup>23</sup> Dans l'étude de Duclos *et al* (1996), on estimait à environ 35% la proportion des épisodes des personnes seules dont la durée était supérieure à huit ans (voir Tableau A.26), indépendamment du lieu de naissance. Les chiffres présentés ici montrent bien l'importance de tenir compte du lieu de naissance.

<sup>24</sup> Ces résultats sont très semblables à ceux trouvés par Duclos *et al* (1996). Dans cette étude, les auteurs avaient estimé la durée de séjour des familles monoparentales à 40,8 mois, sans distinction quant au nombre d'enfants présents ou au lieu de naissance du chef de ménage. Nos données montrent que les ménages ne

comprendre l'origine de l'écart. On constate, en effet, que les ménages dont le chef est né au Canada sont proportionnellement plus nombreux à connaître des épisodes courts (moins d'un an) et proportionnellement moins nombreux à avoir des séjours très longs (plus de huit ans). Par ailleurs, plus de 51 % des ménages dont le chef est né au Canada auront un séjour de huit ans et plus, alors que 53,4 % des ménages immigrants connaîtront un séjour d'une telle durée.<sup>25</sup>

Enfin, le Tableau 11 présente une analyse portant sur les couples ayant au moins deux enfants. Comme dans le tableau précédent, les taux de survie des natifs sont systématiquement inférieurs à ceux des immigrants. La durée moyenne des séjours à l'aide est, en conséquence, considérablement inférieure : 25,6 mois contre 33,5 mois. Les taux de sortie des natifs sont plus élevés jusqu'aux environs de 22 mois, après quoi ils deviennent légèrement inférieurs jusqu'à 96 mois. Bien que les taux de sortie des natifs soient inférieurs à partir de 22 mois, l'écart n'est jamais suffisant pour faire en sorte que les courbes des taux de survie se croisent éventuellement.

Par ailleurs, la distribution attendue  $D(t)$  montre que 67 % des nouveaux épisodes des natifs auront une durée inférieure à un an, contre seulement 48 % des nouveaux épisodes des immigrants. Malgré tout, la distribution instantanée  $F(t)$  montre que, parmi les épisodes en cours, 43,5 % de ceux relatifs aux natifs et 41,4 % de ceux relatifs aux immigrants auront une durée supérieure à huit ans.

---

comptant qu'un seul enfant ont une durée de séjour moyenne de 45,9 et 41,7 mois, selon que le chef de ménage est né au Canada ou non.

<sup>25</sup> Dans Duclos *et al*, on estimait à plus de 53 % la proportion des épisodes ayant une durée supérieure à huit ans (Tableau A.26).

## TROISIÈME VOLET

### DÉPENDANCE À L'ASSISTANCE-EMPLOI : ANALYSE ÉCONOMÉTRIQUE

---

#### ***UNE APPROCHE ÉCONOMÉTRIQUE SELON DEUX TYPES D'ANALYSE DE LA DÉPENDANCE À L'ASSISTANCE-EMPLOI POUR CHACUNE DES CATÉGORIES DE MÉNAGES (PERSONNES SEULES, MONOPARENTALES, COUPLES SANS ENFANTS ET COUPLES AVEC ENFANTS) À PARTIR DE TROIS TYPES DE FACTEURS***

L'analyse empirique de la section précédente reposait exclusivement sur la notion statistique du taux de sortie. Ainsi que nous l'avons mentionné précédemment, le principal avantage des taux de sortie est de permettre la prise en compte de la censure dans l'analyse descriptive. Cependant, les variations dans les taux de sortie peuvent être reliées à des facteurs exogènes tels que le taux de chômage, les fluctuations saisonnières dans l'activité économique, les principaux paramètres des politiques économiques, etc. Il est tout à fait concevable qu'une hausse du taux de chômage puisse ne pas affecter pareillement les jeunes prestataires et les prestataires plus âgés. De la même manière, les prestataires immigrants et natifs peuvent ne pas être affectés avec la même intensité par des variations dans l'activité économique.

Les taux de sortie (survie) présentés à la section précédente sont le résultat de nombreux facteurs agissant sur les durées de séjour. Imaginons, par exemple, qu'une fraction importante des immigrants soient arrivés au cours de phases économiques défavorables. Sous l'hypothèse où les immigrants et les natifs sont affectés de la même manière par les cycles économiques, on devrait observer que les immigrants ont des séjours à l'assistance-emploi, en moyenne, plus longs que les natifs. Or, la différence dans les durées serait entièrement attribuable au fait que leur arrivée a coïncidé avec une mauvaise phase du cycle économique. Seule l'analyse économétrique des durées de séjour permet de dégager la contribution relative des nombreux facteurs susceptibles d'agir sur elles.

Les durées observées ne peuvent malheureusement pas être utilisées comme variable endogène dans un modèle de régression linéaire habituel. En effet, il est facile de montrer que le recours à la méthode des *Moindres carrés ordinaires* pour analyser des durées de séjour censurées mènera systématiquement à des paramètres biaisés<sup>26</sup>. Heureusement, il

---

<sup>26</sup> Intuitivement, le problème est semblable à celui rencontré lorsque l'on cherche à analyser une variable censurée à l'aide du MCO plutôt que d'utiliser un modèle Tobit. Ici, les données de durée posent deux

existe de nombreuses façons d'appréhender les données de durée. La méthode la plus usitée a été proposée par Meyer (1990) et consiste à modéliser directement les taux de sortie. De nombreuses études s'inspirent des travaux de Meyer et postulent un modèle de hasard proportionnel semi-paramétrique. Soit

$$\mathbf{I}_i(t) = \mathbf{I}_0(t) \exp[x_i(t)\mathbf{b}].$$

L'expression à la gauche du signe d'égalité représente le taux de sortie de l'assistance-emploi, tout comme à la section précédente. La première expression à la droite de l'égalité,  $\mathbf{I}_0(t)$ , représente le taux de sortie de base. Il s'agit d'un taux de sortie postulé commun à tous les prestataires. Il a la propriété d'être variable dans le temps tout en étant indépendant des variables susceptibles d'affecter les durées de séjour. La deuxième expression,  $\exp[x_i(t)\mathbf{b}]$ , capte l'effet de variables indépendantes ( $x_i(t)$ ) dont les valeurs peuvent ou non changer dans le temps. Enfin, le vecteur de paramètres,  $\mathbf{b}$ , est de même dimension que  $x_i(t)$  et mesure l'impact marginal des variables explicatives sur les taux de sortie.

La forme exponentielle est utilisée pour assurer que les taux de sortie ajustés seront positifs. Ce modèle est dit « proportionnel » puisque les variables explicatives ont pour effet de déplacer proportionnellement les hasards de base. Le modèle postule donc que les taux de sortie sont composés d'un facteur commun à tous les individus,  $\mathbf{I}_0(t)$ , et de facteurs propres à chaque individu qui ont pour effet de le déplacer à la hausse ou à la baisse. On suppose, par ailleurs, que ce sont les circonstances et les caractéristiques individuelles captées par  $x_i(t)$  (âge, prestations, taux de chômage, etc.) qui sont responsables de la variance dans les taux de sortie à l'intérieur des membres d'une même catégorie de ménages. Les différences entre les catégories de ménages peuvent être occasionnées à la fois par des différences dans les variables explicatives, mais également par des différences systématiques dans les hasards de base,  $\mathbf{I}_0(t)$ , et dans l'effet marginal de ces variables,  $\mathbf{b}$ .

Le modèle économétrique doit permettre la prise en compte d'observations censurées, c'est-à-dire les séjours qui étaient toujours en cours à la fin de la fenêtre d'observation (mars 2000). La principale difficulté relativement à la spécification d'un modèle statistique est le choix d'une forme fonctionnelle particulière pour le hasard de base.

---

problèmes. Tout d'abord, les durées sont tronquées à gauche, c'est-à-dire qu'elles ne peuvent être nulles. Par ailleurs, de nombreuses durées sont censurées à droite, c'est-à-dire qu'on ne connaît pas la date de fin d'un événement quelconque.

Il y a essentiellement deux façons distinctes de spécifier la fonction  $I_0(t)$ . La première consiste à spécifier une fonction paramétrique bien connue (Weibull, log-logistique, etc.). La deuxième consiste plutôt à approcher  $I_0(t)$  de façon non paramétrique. Dans ce travail, nous allons privilégier la deuxième approche pour trois raisons. Tout d'abord, cette approche a été utilisée dans de nombreuses études traitant de la durée des séjours à l'assistance-emploi au Canada (Fortin, Drolet et Lacroix (2001), Fortin, Lacroix et Thibault (1999), Barret (2000) et Dooley et Stewart (1999)). Par souci de comparaison avec d'autres études, il est donc préférable d'y recourir. Deuxièmement, les paramètres du hasard de base permettent de diagnostiquer facilement l'existence du phénomène de dépendance dynamique. Troisièmement, on peut montrer facilement que le mauvais choix d'une fonction paramétrique génère systématiquement des paramètres biaisés. La méthode retenue, parce qu'elle est très flexible, évite ce problème.

Meyer (1990) a montré que la fonction de vraisemblance d'un modèle proportionnel semi-paramétrique est<sup>27</sup>:

$$l(\mathbf{g}, \mathbf{b}) = \prod_{i=1}^N \left[ 1 - \exp(-\exp[\mathbf{g}(k_i) + x_i(k_i)]) \right]^{d_i} \times \prod_{t=1}^{k_i-1} \exp(-\exp[\mathbf{g}(t) + x_i(t)\mathbf{b}])$$

où

$$\mathbf{g}(t) = \log \left( \int_t^{t+1} I_0(u) du \right)$$

représente le logarithme du hasard de base moyen entre les mois  $t$  et  $t+1$ . Les paramètres  $\mathbf{g}$  approximent le contour du hasard de base. Un épisode censuré est identifié par la variable dichotomique  $d_i$  qui prend alors la valeur 1 (0 autrement). Les individus sont indexés par le sous-indice  $i$ . Le vecteur  $x_i(t)$  contient les variables exogènes de l'individu  $i$  au temps  $t$ . L'échantillon comporte  $N$  individus, lesquels reçoivent des prestations d'assistance-emploi

---

<sup>27</sup> Le lecteur intéressé devrait consulter Meyer (1990) pour les détails de la dérivation de la fonction de vraisemblance. Le hasard de base est dit « semi-paramétrique » puisqu'il n'impose pas de forme fonctionnelle *a priori*. Il est plutôt approché par un grand nombre de paramètres. Si une forme fonctionnelle particulière est utilisée (Weibull, log-logistic, etc.), la convergence des paramètres de pente,  $\mathbf{b}$ , va être tributaire du fait que la forme fonctionnelle choisie est une représentation adéquate du vrai hasard de base (non observable). En conséquence, le principal avantage de l'approche semi-paramétrique est de faire en sorte que les paramètres de pente sont généralement robustes.

pendant  $k_i$  mois consécutifs. La maximisation de cette fonction permet d'obtenir des estimateurs non biaisés de  $\mathbf{b}$  et  $\mathbf{g}$ .

L'estimation du modèle économétrique de durée a pour objectif de déterminer la contribution nette d'un certain nombre de facteurs à la variabilité observée dans les taux de sortie à l'intérieur d'un même groupe démographique. Le choix des variables explicatives (les variables  $x_i(t)$ ) s'inspire de considérations théoriques décrivant le comportement d'individus en situation d'incertitude. Un modèle type a été présenté dans Duclos, Fortin, Lacroix et Roberge (1996). Par souci de concision, il ne sera repris dans ce travail.

Ce modèle se fonde sur l'hypothèse qu'à chaque période la décision du requérant de rester ou non à l'aide provient d'une comparaison entre ses niveaux de bien-être attendus dans les deux situations. Ainsi, le modèle prédit qu'une hausse du barème de l'assistance-emploi aura pour effet de réduire la probabilité de sortie de l'aide. Il prédit, en outre, qu'une hausse du taux de chômage, en réduisant les offres d'emploi et les conditions de travail qui s'y rattachent, diminue aussi cette probabilité de sortie.

De plus, une réduction dans la générosité de l'assurance-chômage diminue l'incitation du prestataire de l'aide à intégrer le marché du travail, dans la mesure où il anticipe une période de chômage dans le futur. Le modèle prédit aussi qu'une hausse de la scolarité encourage le requérant à quitter l'aide, dans la mesure où ce facteur lui permet d'obtenir de meilleures conditions sur le marché du travail. Enfin, une hausse du salaire minimum produit un effet ambigu sur le taux de sortie à l'aide ; d'une part, elle accroît l'incitation au travail pour le prestataire faiblement qualifié mais, d'autre part, elle réduit ses possibilités d'emploi en haussant le coût de ses services.

Le modèle permet aussi de tenir compte de variables de conditionnement qui influencent les taux de sortie de l'aide, telles l'origine du requérant, son âge, son genre, ainsi que l'année durant laquelle se déroule l'épisode à l'aide.

### **3.1 RESULTATS DE L'ANALYSE ECONOMETRIQUE**

L'analyse économétrique a été effectuée séparément pour plus de six catégories de ménages. En procédant de la sorte, on permet aux paramètres estimés de varier en fonction des six catégories retenues aux fins de l'analyse : (1) personnes seules ; (2) couples sans

enfants ; (3) familles monoparentales avec un enfant ; (4) familles monoparentales avec deux enfants et plus ; (5) couples avec un enfant ; (6) couples avec deux enfants et plus<sup>28</sup>.

La stratégie empirique consiste à estimer tout d'abord une version très simplifiée du modèle qui exclut toute variable exogène<sup>29</sup>. Seule une variable dichotomique portant sur le lieu de naissance est incluse dans le modèle. Le paramètre associé à cette variable mesure l'effet d'être né au Canada sur la survie à l'assistance-emploi relativement au fait d'être né à l'extérieur du Canada. Le paramètre s'interprète également comme l'effet du lieu de naissance sur la durée à l'assistance-emploi puisqu'il correspond, en quelque sorte, à la distance entre les courbes de survie des natifs et des immigrants.

Par la suite, huit spécifications différentes sont estimées. Chacune d'elles incorpore un nombre croissant de variables explicatives. L'introduction de variables croisées entre l'origine ethnique des prestataires et plusieurs variables économiques et administratives importantes permet d'effectuer une analyse différenciée, entre prestataires natifs et prestataires immigrants, des circonstances liées aux changements de conjoncture sur la durée des épisodes à l'assistance-emploi<sup>30</sup>. Comme ces ensembles sont emboîtés, de simples tests de rapport de vraisemblance peuvent être utilisés pour juger de la pertinence de l'ajout de variables supplémentaires.

L'ajout graduel de variables explicatives a pour but de tester la robustesse du paramètre associé à la variable dichotomique du lieu de naissance. Comme nous l'avons mentionné précédemment, l'omission de déterminants importants de la durée à l'assistance-emploi qui sont également corrélés au lieu de naissance peut avoir pour effet de biaiser systématiquement le paramètre associé au lieu de naissance.

---

<sup>28</sup> Les échantillons utilisés aux fins de l'estimation économétrique ont été sélectionnés de façon à respecter les proportions d'immigrants et de natifs dans la population.

<sup>29</sup> Toutes les spécifications, incluant la spécification la plus simple, incorporent plus de 52 paramètres pour approcher la fonction de hasard de base,  $I_0(t)$ .

<sup>30</sup> L'annexe B explique en détails l'interprétation de variables croisées dans le cadre d'un modèle de régression standard.

### 3.1.1 Personnes seules (Tableau 12)

Le Tableau 12 rapporte les paramètres estimés à l'aide de l'échantillon de personnes seules<sup>31</sup>.

#### *Modèle 1*

La première colonne du tableau présente les résultats de la spécification la plus simple. Outre la constante de régression, le seul paramètre estimé est celui associé au lieu de naissance. Comme ce paramètre est positif et statistiquement significatif, on en conclut que les natifs ont des séjours légèrement plus longs que les immigrants<sup>32</sup>. Ce résultat est cohérent avec ceux observés au Tableau 9. Il importe de mentionner, toutefois, que les échantillons utilisés dans les Tableaux 9 et 12 ne sont pas les mêmes. L'écart important observé au Tableau 9 peut être dû au sur-échantillonnage des immigrants pour les fins de calcul.

#### *Modèle 2*

La seule façon de vérifier la robustesse de ce résultat est de conditionner l'analyse sur d'autres variables susceptibles d'affecter la durée des séjours. La deuxième spécification ajoute trois variables dichotomiques dont le but est de capter des effets de saisonnalité dans les taux de sortie. Le trimestre d'automne constitue le groupe de référence. Les paramètres estimés montrent bien que la durée moyenne des séjours débutés au cours de l'hiver est plus longue que celle des séjours débutés au cours de l'automne. Inversement, les séjours débutés au printemps ou à l'été ont des durées relativement plus courtes. L'ajout de ces variables saisonnières n'affecte pas le paramètre associé au lieu de naissance.

#### *Modèle 3*

La troisième spécification introduit une série de variables muettes dont le but est de tenir compte de l'année d'entrée sur les durées à l'aide. Les séjours débutés durant l'année 1987 constituent le groupe de référence. Tous les paramètres associés à l'année d'entrée à l'aide sont positifs, sauf pour les années 1975 et 1977. Cela suggère que les épisodes débutés en 1987 sont, en moyenne, plus courts que ceux débutés à la plupart des autres années

---

<sup>31</sup> Pour éviter d'alourdir inutilement la présentation, les écarts-types ont été omis des tableaux. Les seuils de significativité statistique sont indiqués par \* (5 %) et par \*\* (10 %). Les paramètres n'étant pas associés à un symbole sont statistiquement non significatifs.

<sup>32</sup> L'effet d'une variable dichotomique sur la survie peut être calculée de la façon suivante :

$\frac{\Delta S}{\Delta V} = \exp(\mathbf{b}) - 1$ , où  $V$  est une variable quelconque. Ainsi, l'effet d'être né au Canada relativement à être né à l'étranger est donné par :  $\exp(0,014) - 1 = 0,014$ . On en conclut que le fait d'être né au Canada augmente la durée moyenne de 1,4 % [ $100 * (0,014)$ ].

couvertes par l'étude. Les séjours débutés en 2000 semblent être particulièrement longs. L'introduction de variables annuelles muettes a pour effet d'augmenter quelque peu le paramètre associé au lieu de naissance. Ainsi, les personnes seules nées au Canada semblent effectivement avoir de plus longs séjours que les prestataires nés à l'étranger, bien que l'effet soit relativement faible.

#### *Modèle 4*

Le modèle de la quatrième colonne ajoute une série de variables dichotomiques ainsi que la variable continue *Âge*. Les résultats montrent que les femmes ont des séjours plus longs que ceux des hommes (environ 17,3 %). On trouve également que les personnes présentant des contraintes sévères à l'emploi ont des séjours beaucoup plus longs que ceux ne présentant pas de telles contraintes. Les paramètres des variables de scolarité doivent être interprétés relativement à la scolarité universitaire. Ainsi, les prestataires qui détiennent une scolarité primaire (*Scolarité – 0*) ou secondaire (*Scolarité-1*) ont des séjours plus longs, en moyenne, que ceux qui détiennent une formation universitaire. En revanche, les détenteurs d'une scolarité collégiale ont des séjours marginalement moins longs que les universitaires. Enfin, à cette étape de l'analyse, l'âge n'apparaît pas avoir d'effet sur la durée des séjours à l'assistance-emploi. L'ajout de cette série de variables modifie à peine les autres paramètres estimés, et particulièrement le paramètre associé au lieu de naissance.

#### *Modèle 5*

La spécification présentée à la cinquième colonne ajoute une série de variables de conjoncture et de paramètres de politiques publiques. Les résultats montrent que les durées à l'assistance-emploi augmentent avec le taux de chômage, le salaire minimum et le niveau des prestations régulières d'assistance-emploi.

La hausse du salaire minimum peut *a priori* avoir un effet indéterminé sur la durée des séjours. En effet, une hausse du salaire minimum peut inciter les prestataires à quitter l'aide dans le but d'occuper un emploi devenu relativement plus attrayant (effet d'offre). En revanche, les entreprises peuvent modifier ou retarder leurs décisions d'embauche si la hausse du salaire minimum se traduit par une hausse importante de leur masse salariale (effet de demande). Le paramètre estimé indique que c'est l'effet de demande qui domine sur le marché du travail. La hausse du salaire minimum a pour effet de diminuer l'embauche au sein des entreprises pour ainsi prolonger la durée des séjours à l'assistance-emploi.

Enfin, la « générosité » de l'assurance-emploi reflète les conditions d'admissibilité au programme. Cette variable est obtenue en calculant un rapport où l'on retrouve, au

dénominateur, le nombre minimal de semaines de travail requises pour établir l'admissibilité et, au numérateur, le nombre maximal de semaines durant lesquelles des prestations peuvent être perçues. Le paramètre estimé est négatif et statistiquement significatif. L'interprétation de ce résultat est qu'une générosité accrue de l'assurance-emploi peut inciter certains prestataires à entrer sur le marché du travail dans le but de recevoir éventuellement des prestations plus généreuses que celles reçues à l'assistance-emploi.

La variable *Réforme* est une variable dichotomique égale à un pour tout épisode débuté après août 1989. L'introduction de cette variable a pour but de déterminer si la réforme a un effet notable sur les durées de séjour. Comme le paramètre est positif et statistiquement significatif, on doit conclure que les séjours débutés après août 1989 ont des durées plus longues, *ceteris paribus*.

L'introduction de ces variables additionnelles affecte marginalement à la hausse le paramètre associé au lieu de naissance. Il est intéressant de noter que plusieurs variables dichotomiques annuelles ont désormais des paramètres négatifs et statistiquement significatifs. Cela indique que l'impact des fluctuations dans les variables de politique et de conjoncture qui étaient omises des spécifications 1 à 4 était capté par les variables annuelles.

#### *Modèle 6*

La spécification suivante ajoute deux variables additionnelles. La première, *Mois de résidence*, étudie l'impact du nombre de mois de résidence au Canada. Cette variable est introduite dans le but de déterminer si les données sont compatibles avec l'hypothèse d'effet d'assimilation. La deuxième, *Demandeur d'asile*, est une variable dichotomique qui cherche à déterminer si les demandeurs d'asile ont des séjours systématiquement différents des autres prestataires. Il importe de distinguer ce groupe d'immigrants des autres catégories d'immigrants. En effet, un certain nombre de demandeurs d'asile sont susceptibles de se voir refuser le droit de résidence au Canada. Le cas échéant, leur séjour à l'assistance-emploi risque d'être interrompu de façon exogène. Or, ce qui nous intéresse est l'étude des facteurs qui facilitent ou nuisent à la sortie de l'assistance-emploi. Omettre la possibilité que des séjours puissent être interrompus pour des raisons politiques aurait pour effet de biaiser systématiquement les paramètres associés aux variables exogènes.

Le paramètre associé au nombre de mois de résidence est positif et statistiquement significatif. Ce résultat est compatible avec l'idée qu'il y a une assimilation positive à l'égard des politiques sociales. Par ailleurs, les demandeurs d'asile semblent avoir des séjours

légèrement plus courts que les autres prestataires. Ce résultat peut traduire le fait qu'un certain nombre de prestataires voient leur séjour écourté de façon exogène ou encore le fait que les immigrants demandeurs d'asile arrivent plus facilement à s'intégrer à la vie économique. La nature des données à notre disposition ne nous permet pas de discriminer entre les deux explications.

#### *Modèle 7*

La spécification présentée à la septième colonne introduit des variables croisées entre la variable du lieu de naissance et les variables de politique économique. Cela permet de vérifier si les immigrants et les natifs réagissent différemment aux changements de conjoncture et aux variations dans les principaux paramètres économiques<sup>33</sup>. Les paramètres des variables croisées sont présentés à la droite de la colonne et correspondent aux variables indiquées dans la colonne à l'extrémité gauche du tableau.

Trois des *chq* paramètres additionnels sont statistiquement significatifs. On constate, tout d'abord, que les natifs semblent être plus sensibles aux variations du salaire minimum. Ainsi, une hausse du salaire minimum se traduit par des séjours plus longs pour les deux groupes (paramètre du salaire minimum), mais davantage pour les natifs (paramètre salaire minimum x Né au Canada).

En contrepartie, les hausses de barèmes ont un effet moindre sur la durée de séjour des natifs. En effet, une hausse des barèmes se traduit par des séjours plus longs pour tous les prestataires, mais dans une moindre mesure pour les natifs. Enfin, les séjours des natifs semblent avoir été moins affectés par la réforme de 1989 que ceux des immigrants.

Contrairement aux spécifications précédentes, l'ajout de nouvelles variables a pour effet de changer considérablement le paramètre associé au lieu de naissance. En permettant à certaines variables de politique et de conjoncture d'avoir des effets différents sur les immigrants et les natifs, on trouve désormais que les natifs ont, *ceteris paribus*, des taux de survie plus faibles ou, de façon équivalente, des séjours à l'aide plus courts! Comment cela est-il possible?

En fait, il importe de bien comprendre la distinction entre une durée moyenne non conditionnelle (Tableaux 7 à 11) et l'analyse de régression. La durée de séjour à l'assistance-emploi est affectée par une foule de facteurs. La durée moyenne résulte de l'interaction de

---

<sup>33</sup> L'annexe B présente une analyse des variables dichotomiques et des variables croisées dans le cadre d'un modèle de régression. Le lecteur peu familier avec de telles variables aurait intérêt à consulter l'annexe pour bien comprendre les résultats des spécifications 7,8 et 9.

tous ces facteurs. L'analyse de régression permet de dégager la contribution de chaque facteur à la détermination de la durée moyenne. Les spécifications 1 à 6 imposent implicitement que les variables affectant la durée ont le même effet sur la durée des séjours des clientèles immigrantes et natives. En permettant plus de flexibilité, on permet aux déterminants de la durée de varier en fonction de la clientèle considérée.

Ce que montrent les résultats de la septième spécification c'est que la durée moyenne plus élevée des prestataires natifs est essentiellement due au fait que les fluctuations du salaire minimum et des barèmes les affectent davantage. Le paramètre associé au lieu de naissance prend alors l'interprétation suivante : *Toutes choses étant égales par ailleurs, les prestataires natifs auront des séjours à l'aide plus courts que les prestataires immigrants*. En revanche, les fluctuations observées dans les principales variables économiques au cours de la fenêtre d'observation de l'étude ont eu pour effet d'engendrer des séjours à l'aide plus longs pour la clientèle native.

#### *Modèle 8*

La robustesse du résultat de la spécification précédente peut être vérifiée en analysant les résultats de la huitième colonne. Cette spécification ajoute une série de variables dont le but est de vérifier si les immigrants et les natifs ont été affectés différemment par les deux principales récessions survenues au cours de la période d'analyse. Les paramètres des quatre variables indicatrices mesurent l'impact des récessions de 1981-1982 et de 1990-1993 sur les taux de sortie respectifs des immigrants et des natifs. Compte tenu que les variables *Récession* sont constituées de la valeur du taux de chômage en vigueur lors des années de récession et de la valeur nulle en dehors de ces années, leur interprétation exige donc de tenir compte de l'effet cumulatif des paramètres *Taux de chômage* et *Récession*.

En outre, l'impact des cycles économiques est déjà pris en compte par la variable continue du taux chômage. Or, le taux de chômage peut ne pas être un indicateur parfait du cycle. C'est pourquoi l'introduction des variables *Récession 81-82* et *Récession 90-93*, qui isolent l'impact du taux de chômage en vigueur durant ces périodes, est motivée par l'aptitude, pour ces variables, à capter des effets supplémentaires omis par la seule variable du taux de chômage.

L'introduction, au modèle 8, des variables supplémentaires *Récession 81-82* et *Récession 90-93* permet alors de déterminer s'il existe un effet commun à ces années au-delà l'effet du taux de chômage et des effets annuels. En conséquence, les variables *Récession* peuvent à leur tour capter d'autres effets non observés jusqu'à présent, mais potentiellement

importants. Ces effets sont souvent dénotés « effets de cohorte » dans la littérature. En supposant que le cycle économique est capté par les variables *Taux de chômage* et *Récession*, les variables dichotomiques annuelles sont susceptibles de capter d'autres effets possiblement non conjoncturels qui sont propres à chacune des années de la fenêtre d'observation.

Il est intéressant de noter, tout d'abord, que seule la récession de 1990-1993 semble avoir encore un impact sur les durées à l'aide des personnes seules. En se rappelant qu'une augmentation du taux de chômage accroît, de manière générale, la durée d'un épisode à l'assistance-emploi, il apparaît, par contre, que les conséquences spécifiques du chômage durant les années de récession de 1990 à 1993 ont eu tendance à en réduire l'impact de presque de moitié. Cet impact tend à être plus prononcé chez les immigrants que chez les natifs.

#### *Modèle 9*

La spécification la plus complète est présentée à la neuvième colonne. Elle est identique à celle de la colonne huit, mais ajoute une série de variables croisées entre le lieu de naissance et l'année de début de l'épisode. Le paramètre associé à la variable *Né au Canada* et les paramètres associés aux variables dichotomiques annuelles sont considérablement affectés par cet ajout. On constate, en effet, que le paramètre *Né au Canada* diminue considérablement. En revanche, les paramètres des variables annuelles montrent que la durée de séjour des natifs et des immigrants a fluctué différemment au cours des ans. Enfin, cette spécification change considérablement le résultat associé au salaire minimum. En effet, il semble que les variations du salaire minimum au cours des années aient peu d'effet sur la durée de séjour des immigrants. Les natifs, quant à eux, semblent y être très sensibles. Ainsi, une hausse du salaire minimum se traduit, pour eux, par une durée de séjour plus longue.

La pertinence d'ajouter progressivement des variables explicatives au modèle peut être testée à l'aide des tests de ratio de vraisemblance. Comme chaque spécification est emboîtée dans la spécification suivante, il suffit de comparer les valeurs des fonctions de vraisemblance pour déterminer si l'ajout des variables augmente la puissance du modèle<sup>34</sup>. On peut montrer que la statistique  $-2(\ln_1 - \ln_2)$  est une statistique  $\chi^2(k)$ , où  $\ln_1$  est la valeur du log de la vraisemblance du modèle ayant moins de variables explicatives,  $\ln_2$  la valeur du log de la

---

<sup>34</sup> Le test est valide seulement lorsque deux spécifications différentes comportent le même nombre d'observations. Or, il arrive que des variables aient des observations manquantes. Lorsque ces variables sont ajoutées à une spécification quelconque, le nombre d'observations utilisées dans les régressions diminue. Les tests présentés dans les tableaux sont calculés seulement lorsque le nombre d'observations dans les deux spécifications testées est identique ou très proche.

vraisemblance du modèle ayant plus de variables explicatives, et  $k$  la différence dans le nombre de variables explicatives. La dernière ligne du tableau montre que chaque modèle contribue à expliquer davantage la durée des séjours que le modèle précédent.

Les résultats économétriques portant sur les autres catégories de ménages sont présentés aux Tableaux 13-17. Comme ces tableaux sont structurés de la même manière que le Tableau 12, nous nous limitons à énumérer les résultats par souci de concision. En particulier, nous portons notre attention sur les modèles 6 et 9. Le modèle 6 est celui qui réunit l'ensemble des variables exogènes susceptibles d'expliquer la durée des séjours à l'assistance-emploi des prestataires. Quant au modèle 9, il reprend les mêmes variables explicatives, en plus d'ajouter l'effet des récessions économiques. De plus, ce modèle présente l'interaction des principales variables économiques par rapport au statut natif/immigrant des prestataires.

### **3.1.2 Couples sans enfants (Tableau 13)**

#### *Modèle 6*

Les résultats du modèle économétrique appliqué pour les couples sans enfants révèlent que l'effet de la variable *Né au Canada* influence de manière particulièrement importante la durée des séjours à l'assistance-emploi des prestataires qui vivent en couples sans enfants. Dans leur cas, les couples prestataires natifs ont des épisodes à l'assistance-emploi plus courts que les couples prestataires immigrants. Toutefois, plus les couples immigrants cumulent de mois de résidence au pays, moins ils ont tendance à demeurer longtemps à l'assistance-emploi. Ce comportement les rapproche donc de celui des couples natifs, permettant ainsi de confirmer leur assimilation économique. De plus, les demandeurs d'asile qui vivent en couples sans enfants connaissent des séjours moins longs que les autres prestataires en couples sans enfants.

Parmi les autres caractéristiques socio-démographiques, il y a les femmes dans les couples sans enfants qui ont tendance à avoir des séjours légèrement plus longs que les hommes dans la même situation. Le séjour disproportionné des femmes et des hommes vivant en couples sans enfants pourrait survenir à la suite d'une séparation (ou d'un décès du conjoint), occasionnant l'un des conjoints à demeurer plus longtemps prestataire. Les résultats démontrent donc que les femmes seraient plus enclines que les hommes à se retrouver dans une telle position.

Le modèle démontre aussi que les couples faiblement scolarisés (niveaux primaire et secondaire) présentent des épisodes plus longs que les couples les plus scolarisés (niveau universitaire). Par ailleurs, contre toute attente, la présence de contraintes sévères à l'emploi chez les couples sans enfants se manifeste par des séjours marginalement plus courts que chez les couples aptes au travail (sans contraintes ou avec contraintes temporaires). Enfin, l'effet de l'âge sur la durée des séjours tend à démontrer que plus l'âge est avancé, plus le séjour des couples sans enfants est de courte durée.

La contribution des facteurs se rapportant à la conjoncture et à l'administration publique agit généralement de manière non négligeable sur la durée des épisodes des couples sans enfants. Une détérioration du contexte économique (hausse du taux de chômage) tend à prolonger la durée de leurs séjours. Il en va de même pour une hausse des barèmes d'assistance-emploi. Mais ce sont surtout les hausses du salaire minimum qui génèrent l'impact le plus important sur la prolongation des épisodes des couples sans enfants. Seule la variable *Générosité de l'assurance-emploi* contribue à diminuer la durée des épisodes chez les couples sans enfants. Cela signifie donc qu'un resserrement des critères d'admissibilité du programme fédéral (une générosité moins grande) affecte à la hausse la durée de leurs épisodes. On suppose ainsi que les couples sans enfants accèdent plus rapidement à l'assistance-emploi et y demeurent plus longtemps, attendant de meilleures conditions d'emploi pour retourner sur le marché du travail.

Bien que la réforme de 1989 n'apparaît pas avoir exercé d'effet significatif sur la durée des épisodes des couples sans enfants, on constate tout de même que les épisodes ayant débuté entre 1991 et 1999 ont été plus courts en comparaison à ceux de l'année de référence 1987. En d'autres termes, une fois qu'ont agi les effets conjoncturels (taux de chômage) et administratifs (salaire minimum, barèmes et générosité de l'assurance-emploi), les effets annuels des années 90 sont intervenus pour écourter la durée des épisodes des couples sans enfants. Il en va de même pour les effets annuels survenus entre 1975 et 1984. Enfin, il y a un effet saisonnier qui affecte la durée des épisodes des couples sans enfants. Ainsi, le printemps et l'été contribuent à diminuer la durée des épisodes chez les couples sans enfants, puisque les épisodes débutés au cours de ces saisons sont plus courts que ceux de l'automne.

#### *Modèle 9*

Les résultats du modèle 9 font ressortir des effets, par rapport aux paramètres économiques et administratifs, qui ne vont pas toujours dans le même sens pour les couples sans enfants d'origine étrangère et d'origine canadienne. C'est le cas de l'impact d'une hausse du salaire minimum qui tend à écourter la durée des séjours des couples immigrants, mais qui exerce

l'effet contraire chez les couples natifs. C'est le cas également en ce qui concerne l'administration du programme d'assurance-emploi pour laquelle une plus grande générosité du régime favorise des épisodes plus longs chez les couples immigrants, mais plus courts chez les couples natifs.

Par ailleurs, une hausse du taux de chômage contribue à la fois à prolonger la durée des épisodes des couples immigrants et des couples natifs, mais l'effet est encore plus prononcé chez les natifs. Un bémol, toutefois, concerne l'effet sur les épisodes de la récession survenue au début des années 1990<sup>35</sup>. Étant constitué du taux de chômage en vigueur à cette époque, le paramètre *Récession 90-93* indique une tendance opposée et plus forte que le paramètre *Taux de chômage*. En combinant les valeurs des deux variables pour mesurer l'effet global du taux de chômage durant la période de récession, on s'aperçoit que le paramètre devient négatif pour les immigrants et pratiquement nul pour les natifs. Autrement dit, la récession économique survenue entre 1990 et 1993 a généré des épisodes plus courts chez les couples immigrants durant cette période, mais n'a eu que très peu d'effet chez les couples natifs.

### **3.1.3 Familles monoparentales (Tableaux 14 et 15)**

Étant donné que les facteurs explicatifs agissent sensiblement de la même manière relativement à la durée des épisodes des familles monoparentales avec un seul enfant et avec plusieurs enfants, nous présentons les résultats de l'analyse économétrique pour l'ensemble des familles monoparentales, en spécifiant, s'il y a lieu, les différences entre celles ayant un seul enfant de celles ayant deux enfants et plus.

#### *Modèle 6*

On constate, à prime abord, que les familles monoparentales d'origine canadienne tendent à avoir des séjours à l'assistance-emploi plus courts que leurs homologues d'origine étrangère. Les résultats du modèle économétrique tendent à démontrer, par ailleurs, que les familles immigrantes, du moins celles ayant un seul enfant, sont parvenues à une certaine assimilation économique, considérant que plus le nombre de mois de résidence au pays s'accroît chez les familles immigrantes, plus la durée de leurs épisodes à l'assistance-emploi tend à diminuer.

---

<sup>35</sup> Pour les couples sans enfants d'origine canadienne et d'origine étrangère, la récession économique ayant eu cours entre 1981 et 1982 n'a pas eu d'effet significatif sur la durée des nouveaux épisodes débutés durant cette période.

Parmi les autres caractéristiques socio-démographiques, il est démontré que les femmes chefs de famille monoparentale ont des séjours nettement plus longs que les hommes dans la même situation. De même, le fait d'avoir des contraintes sévères à l'emploi ou d'être faiblement scolarisées se traduisent, pour des familles monoparentales, par des séjours plus longs en comparaison aux familles aptes au travail ou plus scolarisées. Finalement, l'âge est un facteur qui influence la durée des épisodes des familles monoparentales : plus l'âge est avancé, plus le séjour tend à être court chez les familles avec un seul enfant et long chez les familles avec deux enfants et plus.

Les facteurs liés au contexte économique et aux changements administratifs incombent de la même manière chez les familles monoparentales que chez les autres types d'unité familiale déjà analysés. En effet, une hausse du taux de chômage, du salaire minimum ou des barèmes d'assistance-emploi favorisent une prolongation de la durée de leurs épisodes, alors qu'une plus grande générosité de l'assurance-emploi tend plutôt à en écourter leur durée.

Malgré l'absence d'effet associé à la réforme de l'aide sociale en 1989<sup>36</sup> chez les familles monoparentales, les effets annuels ont permis d'avoir des épisodes plus courts lorsqu'ils débutaient entre 1993 et 2000 comparativement à ceux de l'année 1987. De même, tous les épisodes ayant débuté entre 1975 et 1983 ont été également plus courts.

Le phénomène de saisonnalité affecte aussi les familles monoparentales. Dans leur cas, tout comme chez les autres types de ménages, les épisodes qui débutent au cours de l'été tendent, en général, à être plus courts que ceux de l'automne. Le printemps occasionne aussi des épisodes plus courts pour les familles avec un enfant, alors que la saison hivernale tend plutôt à prolonger les épisodes des familles avec deux enfants et plus.

#### *Modèle 9*

Les résultats de l'analyse différenciée démontrent que les familles monoparentales d'origine canadienne et d'origine étrangère sont identiquement sensibles aux effets d'une hausse du taux de chômage, occasionnant une prolongation de leur durée de présence à l'assistance-emploi. La récession survenue entre 1990 et 1993 n'est, de manière générale, pas contreenue à cette tendance chez les familles monoparentales. Les épisodes des familles monoparentales natives et immigrantes entrées à l'assistance-emploi durant ces années se sont avérés plus longs. Seule exception, les familles monoparentales immigrantes avec un enfant ont connu des épisodes plus courts durant les années de récession 1990 à 1993.

---

<sup>36</sup> Bien que les familles monoparentales n'aient pas été affectées par la hausse des barèmes décrétée en 1989, elles ont tout de même bénéficié de mesures de réinsertion en emploi qui leur étaient spécifiquement destinées.

Quant aux majorations du salaire minimum ou des barèmes d'assistance-emploi, elles prolongent la durée du séjour des familles monoparentales immigrantes, mais encore davantage pour les familles natives. Une meilleure générosité du programme d'assurance-emploi favorise la diminution de la durée d'un séjour à l'assistance-emploi chez les familles monoparentales, mais, finalement, seules les familles natives avec un enfant et les familles immigrantes avec deux enfants et plus y sont sensibles. Enfin, le fait de distinguer les effets de la réforme de l'aide sociale de 1989 entre familles immigrantes et familles natives a permis de mettre en lumière l'existence de l'effet de la réforme auprès des familles monoparentales immigrantes avec un seul enfant. Cet effet concourt à diminuer leurs épisodes débutés après 1989.

### **3.1.4 Couples avec enfants (Tableaux 16 et 17)**

#### *Modèle 6*

Tout comme pour les familles monoparentales, les prestataires vivant en couples avec un seul enfant ou avec deux enfants et plus sont touchés sensiblement de la même manière par les facteurs influençant la durée de leurs épisodes. Par conséquent, les résultats de l'analyse économétrique sont présentés globalement pour l'ensemble des couples avec enfants, en spécifiant, s'il y a lieu, les différences entre ceux ayant un seul enfant et ceux ayant deux enfants et plus.

Les résultats du modèle dévoilent, en premier lieu, que les couples natifs avec enfants effectuent des épisodes à l'assistance-emploi plus courts que les couples immigrants. Compte tenu que les couples immigrants ont tendance à écourter leurs séjours à mesure que leur nombre de mois de résidence au pays s'accumule, ceux-ci démontrent donc, eux aussi, une certaine assimilation économique.

Parmi les autres caractéristiques socio-démographiques associées aux prestataires vivant en couples avec enfants, il est établi que les femmes dans les couples séjournent un tant soit peu plus longtemps que les hommes. Comme il a été supposé précédemment, la différence observée entre hommes et femmes vivant en couples pourrait être consécutive à une séparation, impliquant que la femme demeure dépendante de l'assistance-emploi plus longtemps que l'homme.

De même, les couples avec enfants faiblement scolarisés ont des épisodes sensiblement plus longs que ceux ayant une scolarité supérieure. La présence de contraintes sévères à l'emploi exerce, chez les prestataires en couples avec enfants, un accroissement de leurs séjours à

l'assistance-emploi comparativement à ceux qui n'ont pas de telles contraintes. Enfin, l'âge demeure un facteur d'influence marginal sur la durée des épisodes pour tous les types de ménages, y compris pour les couples avec enfants. Dans certains cas, seuls les couples avec plusieurs enfants sont sensibles aux effets de l'âge, conduisant ces derniers à des épisodes plus longs à mesure qu'ils avancent en âge.

La contribution des variables associées aux fluctuations économiques et aux changements administratifs sur la durée des épisodes des prestataires en couples avec enfants s'apparente à celle des autres types de ménages. Ainsi, une augmentation du taux de chômage, du salaire minimum ou des barèmes d'assistance-emploi occasionnent des épisodes plus longs chez les couples avec enfants, alors qu'une plus grande générosité du programme d'assurance-emploi agit dans le sens opposé.

La réforme de l'aide sociale de 1989 n'aura pas eu d'effet sur la durée des séjours des couples avec enfants, mais les effets annuels survenus surtout au cours des années 1994 à 1999 ont entraîné des durées plus courtes pour des épisodes ayant débuté durant ces années en comparaison à ceux commencés en 1987. Il en va de même pour tous les épisodes des couples avec enfants débutés de 1975 à 1984. Enfin, l'effet des saisons contribue aussi à écourter la durée des séjours des couples avec enfants; lorsque les épisodes débutent au printemps ou à l'été, ils sont sensiblement plus courts que ceux de l'automne.

#### *Modèle 9*

L'analyse différenciée démontre qu'une hausse du taux de chômage demeure une circonstance entraînant la prolongation des séjours chez les couples avec enfants et les résultats indiquent, encore une fois, qu'elle agit avec la même intensité chez les natifs et chez les immigrants. Durant les années de récession des périodes 1981-1982 et 1990-1993, toutefois, les couples immigrants qui ont débuté des épisodes ont généralement connu des séjours plus courts<sup>37</sup>. De leur côté, les couples natifs ayant commencé des épisodes au cours des années de récession ont subi l'influence opposée, leurs durées se sont prolongées.

Par ailleurs, il apparaît, de manière générale, que seuls les couples natifs sont sensibles aux effets d'une hausse du salaire minimum ou d'une plus grande générosité du régime d'assurance-emploi. Dans le premier cas, la durée des épisodes s'accroît, alors que dans l'autre cas, elle s'écourte. Notons que la durée d'un séjour à l'assistance-emploi chez les

---

<sup>37</sup> Pour les couples immigrants avec deux enfants et plus, la récession de 1990-1993 a plutôt contribué à prolonger la durée des épisodes débutés durant cette période.

couples immigrants ayant deux enfants et plus semble aussi réagir à la variable *Générosité de l'assurance-emploi* mais, contrairement aux couples natifs, elle tend plutôt à se prolonger. Finalement, une hausse des barèmes d'assistance-emploi tend à prolonger la durée des épisodes des couples natifs et des couples immigrants, mais de façon plus marquée chez ces derniers.

## CONCLUSION

La comparaison entre la situation des populations immigrantes et natives du Québec sur des aspects relatifs aux conditions salariales et à la dynamique de présence à l'assistance-emploi fournit des informations importantes quant à l'intégration sociale et économique des immigrants.

Malgré une scolarité en croissance et qui demeure plus élevée chez les immigrants par rapport aux natifs, le niveau de revenu de la population immigrante n'a pas rattrapé, en 1996, celui de la population native. Les résultats pour les provinces de l'Ontario et la Colombie-Britannique confirment cette tendance.

Si les personnes immigrantes réclamant l'aide de dernier recours pour subvenir à leurs besoins présentent aussi une scolarité plus élevée que celle des prestataires natifs, elles ne persistent pas moins longtemps pour autant. Si on exclut les demandeurs d'asile qui ont des séjours beaucoup plus courts, on s'aperçoit que les prestataires immigrants enregistrent une durée moyenne légèrement plus élevée de leurs épisodes que celle des prestataires natifs. La participation au programme d'assistance-emploi montre toutefois une dynamique quelque peu différente entre les deux catégories de prestataires. Les natifs ont davantage tendance que les immigrants à débiter des épisodes qui se termineront à l'intérieur d'une période d'un an, mais ils sont, en revanche, proportionnellement plus nombreux à cumuler de très longs séjours.

Plusieurs facteurs associés aux caractéristiques individuelles vont contribuer à prolonger la durée des épisodes de l'ensemble des prestataires d'assistance-emploi, natifs et immigrants confondus. Un profil plus lourd, qui se décrit par une faible scolarité et par la présence de contraintes sévères, accentue la durée des épisodes. Les femmes prestataires tendent généralement à avoir des épisodes plus longs que les hommes prestataires, alors que les prestataires demandeurs d'asile qui n'ont pas d'enfants à charge auront des épisodes plus courts que les autres. La variable *Âge* exerce une influence sur la durée des épisodes, mais, dépendamment du type de ménages, l'effet contribue à en diminuer ou à en prolonger la durée, selon le cas.

Les facteurs traduisant des changements conjoncturels et administratifs survenus au cours des années influencent aussi les épisodes à l'assistance-emploi des prestataires et, dans certains cas, de manière différente chez les prestataires natifs et chez les prestataires

immigrants. Ainsi, les prestataires de toute origine n'échappent pas aux conséquences des hausses du chômage et des barèmes d'assistance-emploi qui concourent généralement à prolonger la durée des épisodes. Dans le cas du chômage, les prestataires natifs qui n'ont pas d'enfants y sont encore plus sensibles, alors qu'une hausse des barèmes influence généralement davantage les prestataires immigrants.

La récession économique de 1990-1993 a toutefois atténué, voire renversé pour les prestataires immigrants, les effets du chômage durant cette période économiquement difficile. Par conséquent, les prestataires immigrants entrés à l'assistance-emploi durant les années de récession 1990 à 1993 ont généralement connu des épisodes plus courts.

Les prestataires natifs tendent à avoir des épisodes plus longs en réaction à la majoration du salaire minimum, mais plus courts en regard d'une plus grande générosité du programme d'assurance-emploi. Les prestataires nés hors du Canada sont généralement moins ou pas du tout sensibles à ces facteurs.

Enfin, la réforme de l'aide sociale, survenue en 1989, aura eu un impact équivalent chez les prestataires natifs et chez les prestataires immigrants, mais uniquement pour les personnes seules et les familles monoparentales avec un seul enfant. Dans le cas des personnes seules, la réforme a contribué à accroître la durée de leurs épisodes ayant débuté à partir de cette date, alors que pour les familles monoparentales, c'est l'effet inverse qui a prévalu.

## BIBLIOGRAPHIE

- Baker, M. and D. Benjamin (1995), "The Receipt of Transfer Payments by Immigrants to Canada", *The Journal of Human Resources*, Fall Issue, 650-676.
- Bane, M.J. and D.T. Ellwood (1985), "Slipping Into and Out of Poverty: The Dynamics of Spells", *Journal of Human Resources*, pp. 1-23.
- Barrett, G.F. (2000) "The effect of educational attainment on welfare dependence: Evidence from Canada", *Journal of Public Economics*, 77, 209-232.
- Blau, F.D. (1984), "The Use of Transfer Payments by Immigrants", *Industrial and Labor Relation Review*, Vol. 37, No. 2, 222-239.
- Bloom, D.E., G. Grenier and M. Gunderson (1995), "The Changing Labour Market Position of Canadian Immigrants", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 28, No. 4, 987-1005.
- Borjas, G.J. , "The Economic Analysis of Immigration", Chapter 28, in Ashenfelter, O. and D. Card, Handbook of Labor Economics, Vol. 3A, 2000, North-Holland.
- 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. (1999), "Immigration and the Welfare Magnet", *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 4, 607-637.
- Borjas, G.J. (1994), "Immigration and Welfare, 1970-1990", *NBER WP. No. 4872*, 31 p.
- Borjas, G.J. (1994), "The Economics of Immigration", *Journal of Economics Literature*, Vol. XXXII, 1667-1717.
- Borjas, G.J. and L. Hilton (1995), "Immigration and the Welfare State: Immigration Participation in Means-Tested Entitlement Programs", *NBER WP. No. 5372*.
- Borjas, G.J. and S. J. Trejo (1992), "National Origin and Immigrant Welfare Reciprocity", *NBER WP. No. 4029*, 27 p.
- Borjas, G.J. and S. J. Trejo (1991), "Immigrant Participation in the Welfare System", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 44, No. 2, 195-211.
- David Card, "The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market," *Industrial Labor Relations Review*, vol. 43, no. 2, January 1990, p. 255.
- Dooley, M. and Stewart, J. "The Duration of Spells On Welfare and Off Welfare Among Lone Mothers in Ontario", *Canadian Public Policy*, 25, Supplement, November 1999: S47-S72.

- Droesbeke, J.-J., B. Fichet et P. Tasse (1989), Analyse Statistique des durées de vie : Modélisation des données censurées, Economica.
- Duclos, J.-Y., B. Fortin, G. Lacroix et H. Roberge (1996), « La dynamique de la participation à l'assistance-emploi au Québec : 1979-1993 », Rapport préparé pour le ministère de la Sécurité du revenu.
- Edin, Per-Anders, R.J. LaLonde and O. Aslund (2000), "Emigration of Immigrants and Measures of Immigrant Assimilation: Evidence from Sweden", *mimeo*, Uppsala University.
- Fortin, B., S. Drolet et G. Lacroix (2001), "Welfare Benefits, Minimum Wage Rate and the Duration of Welfare Spells: Evidence from a Natural Experiment in Canada", Miméo révisé, septembre 2001, Université Laval.
- Gasser, T. and H.G. Müller (1979), "Kernel Estimation of Regression Functions", in Smoothing Techniques for Curve Estimation, Lecture Notes in Mathematics 757, Berlin: Springer-Verlag, 23-68.
- Gill, R.D. (1980), "Censoring and Stochastic Integrals", *Mathematical Center Tracts*, Amsterdam: Mathematisch Centrum, 124.
- Green, A.G. and D.A. Green (1995), "Canadian Immigration Policy: The Effectiveness of the Point System and Other Instruments", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 28, No. 4, 1005-1041.
- Hansen, J. and M. Lofstrom (2000), "Immigrant Assimilation and Welfare Participation: Do Immigrants Assimilate Into or Out-of Welfare ?", *IZA Working Paper No. 100*.
- Hu, Wei-Yin (1997), "Elderly Immigrants on Welfare", *Journal of Human Resources*, Vol. XXXIII, No. 3.
- Institut de la statistique du Québec (2000), La situation démographique du Québec : bilan 2000, les régions métropolitaines. 293 pages.
- Klein, J.P. (1991), "Small-Sample Moments of Some Estimators of the Variance of the Kaplan-Meier and Nelson-Aalen Estimators", *Scandinavian Journal of Statistics*, 18, 333-340.
- Lawless, J.F. (1982), Statistical Models and Methods for Lifetime Data, J. Wiley and Sons, New-York.
- Lui-Gurr, Susanna (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.
- Meyer, B.D. (1990), "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica* 58, No. 4, 757-782.
- Riphahn, R.T. (1999), "Immigrant Participation in Social Assistance Programs: Evidence from German Guest Workers", *IZA Working Paper No. 15*

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

Simon, J. (1989), The Economic Consequences of Immigration, Basil Blackwell, Oxford.

Tanner, M.A., and W.H. Wong (1983), "The Estimation of Hazard Functions from Randomly Censored Data by the Kernel Method", *Annals of Statistics* 69, 241-248.

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



## ANNEXE A

### DERIVATION DES TAUX DE SORTIE, DES TAUX DE SURVIE ET DES DISTRIBUTIONS ASSOCIEES<sup>38</sup>

Le taux de sortie empirique est simplement estimé par le nombre d'épisodes se terminant au mois  $t$ ,  $N(t)$ , divisé par la population à risque au début du mois  $R(t)$ . Cette population à risque est elle-même définie comme le nombre d'épisodes en cours au début du mois  $t$  duquel on soustrait le nombre d'épisodes censurés à la fin de ce même mois. Formellement,  $I(t) = N(t) / R(t)$ . À partir du taux de sortie, on peut déduire deux distributions intéressantes :

#### 1. *Distribution attendue des épisodes*

Cette distribution permet de connaître la durée éventuelle de 100 épisodes tirés au hasard et commençant au même moment. Soit  $D(t)$  la fraction d'individus qui ont des épisodes de longueur exactement égale à  $t$  mois. Pour obtenir la fraction d'individus débutant un épisode qui durera éventuellement  $t$  mois, il suffit de multiplier la fraction des épisodes actifs après  $t-1$  mois par la probabilité conditionnelle de sortie au mois  $t$ . De façon récursive on obtient :

$$\begin{aligned} D(1) &= I(1) \\ D(2) &= I(2)D(1) \\ &\vdots \\ D(t) &= I(t) \left\{ 1 - \sum_{j=1}^{t-1} D(j) \right\} \end{aligned}$$

Le premier terme du membre de gauche de la dernière expression est simplement la probabilité conditionnelle de sortie à  $t$  mois. Le deuxième terme est la probabilité de survivre jusqu'à  $t-1$  mois.

---

<sup>38</sup> La dérivation détaillée des distributions est présentée dans Bane et Ellwood (1985).

## 2. Distribution instantanée des épisodes en cours au temps $t$

Cette distribution permet de déterminer la durée éventuelle de 100 épisodes en cours tirés au hasard. Pour calculer une telle distribution, il s'agit de reconnaître que les épisodes de longue durée s'accumulent naturellement dans la population et que la probabilité de tirer un épisode de longue durée est plus élevée que celle d'un épisode de courte durée. Par exemple, les individus qui ont commencé un épisode d'un an sont encore dans la population après un an, mais ceux qui ont commencé un épisode d'un an il y a deux ans, n'y sont plus. À l'inverse, les individus qui ont commencé un épisode de 10 ans il y a plus de 9 ans sont encore dans l'échantillon. En conséquence, même si le nombre d'individus commençant des épisodes de 1 et 10 ans étaient les mêmes à tout moment, les épisodes de longue durée constitueraient nécessairement une plus grande proportion des épisodes. Soit  $F(t)$  la proportion des épisodes à tout moment qui auront une durée de  $t$  mois. Cette distribution se calcule de la façon suivante :

$$F(t) = \frac{tD(t)}{\sum_{j=1}^{\infty} D(j)} .$$

Ces deux distributions sont utiles à la compréhension de la dynamique de la participation à l'aide.

## 3. Calcul des taux de survie et de la durée moyenne

Supposons que l'on dispose de  $n$  réalisations (observations) indépendantes de la variable de durée  $T$ , éventuellement censurées à droite. La censure est indiquée par la variable  $C$ , supposée indépendante de la durée  $T$ . Ainsi, une réalisation  $i$  ( $i=1, \dots, n$ ) correspond soit à la variable de durée elle-même, soit à la variable de censure, c'est-à-dire au total à une variable  $Y_i$  définie comme le minimum de  $T_i$  et  $C_i$  :

$$Y_i = \inf(T_i, C_i) .$$

L'estimateur Kaplan -Meier de la fonction de survie est formellement défini comme :

$$S(t) = \prod_{Y_i < t} \left( \frac{n - r_i}{n - r_i + 1} \right)^{d_i} . \quad (1)$$

Dans cette expression,  $r_i$  représente le rang de l'observation  $Y_i$  dans l'échantillon et  $d_i$  est une variable indicatrice prenant la valeur 1 si cette *énème* observation est censurée à droite (0 sinon). On peut montrer que cet estimateur de la fonction de survie correspond à l'estimateur de la fonction de vraisemblance (voir Lawless, 1982).

La durée moyenne, quant à elle, peut être calculée à partir des taux de survie. En effet, la relation entre ces deux statistiques est donnée par :

$$E(t) = \sum_{j=1}^{\infty} S(j) .$$

Selon cette expression, la durée attendue est simplement la somme des survies estimées par la méthode de Kaplan-Meier. L'opérateur de sommation considère les durées allant de 1 mois jusqu'à l'infini. Évidemment, il est impossible de calculer des taux de survie pour des durées supérieures à celles observées dans les données. Dans ce qui suit, nous allons supposer que  $S(t | t > t_{\max}) = S(t_{\max})$ , où  $t_{\max}$  est la plus longue durée observée dans les données. En d'autres mots, les probabilités de survie des durées potentielles supérieures à celles observées sont constantes et égales à celle de la plus longue période observée. Cette hypothèse a été proposée pour la première fois par Gill (1980). Klein (1991) a montré à l'aide d'expériences monte-carlo que cette hypothèse était la meilleure pour calculer des durées moyennes.

### ***Estimation des taux de sortie par la méthode du noyau***

Malheureusement, il n'existe pas d'estimateur du maximum de vraisemblance des taux de sortie, bien qu'un tel estimateur existe pour la fonction de survie. Au cours des dernières années, des percées méthodologiques ont permis de développer un estimateur « lisse » des taux de sortie basé sur l'estimateur du maximum de vraisemblance de la fonction de survie.

Le taux de sortie de l'assistance-emploi au mois  $t$  est formellement défini comme :

$$I(t) = \lim_{\Delta \downarrow 0} \frac{1}{\Delta} \Pr\{T \in [t, t + \Delta] | t \geq t\} .$$

La limite sur  $\Delta$  montre bien qu'il s'agit d'une probabilité instantanée qui est conditionnée sur la présence jusqu'au temps  $t$ . À l'aide des définitions usuelles des fonctions de densité  $f(t)$  et de répartition  $F(t)$ , on peut montrer que la fonction de hasard peut également être écrite de la façon suivante :

$$\mathbf{I}(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}, \quad (2)$$

où  $S(t) = 1 - F(t)$  est la fonction de survie définie précédemment. Les développements méthodologiques récents ont justement proposé plusieurs estimateurs de  $f(t)$  basés sur l'estimateur de  $S(t)$ . L'un des plus usuels est l'estimateur de Tanner et Wong (1983). Cet estimateur est défini comme :

$$f(t) = \frac{1}{h_n} \sum_{i=1}^n \frac{\mathbf{d}_i}{n - r_i + 1} S(Y_i) K\left(\frac{Y_i - t}{h_n}\right). \quad (3)$$

Les variables  $Y_i$ ,  $r_i$  et  $\mathbf{d}_i$  sont définies comme précédemment. La fonction  $K(\cdot)$  est un noyau qui permet de « lisser » la fonction de densité et  $h_n$  est une largeur de fenêtre exprimée en mois<sup>39</sup>. Les fonctions définies en (1) et (3) nous permettent d'obtenir un estimateur pour la fonction de hasard définie en (2).

---

<sup>39</sup> Dans l'application empirique, nous avons choisi un noyau de type Epanechnikov et la fenêtre du type « règle du pouce » (*rule of thumb*) associée à ce noyau. Nous avons également incorporé des termes d'ajustement aux extrémités, tels que suggérés par Gasser et Müller (1979).

## ANNEXE B

### INTERPRETATION DES MODELES INCLUANT DES VARIABLES CROISEES

Pour les fins de la présentation, nous utiliserons un modèle de régression linéaire standard. Les résultats présentés ci-après sont valides, *mutatis mutandis*, pour les modèles de durée utilisés dans ce rapport.

Les modèles de régression cherchent à expliquer les fluctuations dans une variable endogène  $Y_i$  en fonction des variations dans les variables exogènes  $X_i$  et d'un terme d'erreur  $e_i$  pour  $i=1, \dots, I$  individus. La spécification suivante postule que  $Y_i$  est une fonction (linéaire) d'un certain nombre de variables démographiques :

$$Y_i = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \text{Scolarité}_i + \mathbf{b}_2 \hat{\text{Age}}_i + \mathbf{b}_3 \text{Né au Canada}_i + e_i,$$

$$\text{où } \text{Né au Canada}_i = \begin{cases} 1, & \text{si l'individu } i \text{ est né au Canada} \\ 0, & \text{si l'individu } i \text{ est né à l'étranger} \end{cases}$$

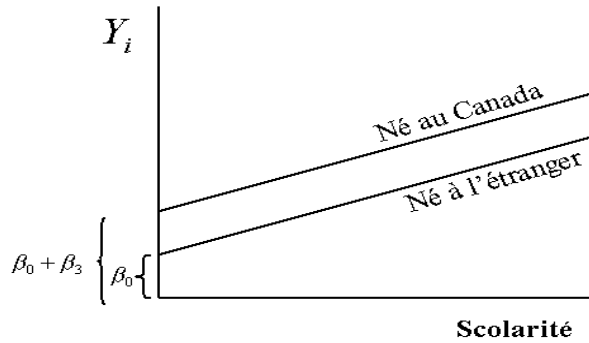
La variable dichotomique *Né au Canada* a pour effet de déplacer la relation pouvant exister entre  $Y_i$  et les autres variables explicatives. En effet, si l'individu  $i$  est né au Canada, la relation est

$$Y_i = (\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_3) + \mathbf{b}_1 \text{Scolarité}_i + \mathbf{b}_2 \hat{\text{Age}}_i + e_i,$$

alors que s'il est né à l'étranger, la relation est plutôt :

$$Y_i = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \text{Scolarité}_i + \mathbf{b}_2 \hat{\text{Age}}_i + e_i.$$

Le graphique ci-dessous montre en quoi la relation entre  $Y_i$  et la scolarité est affectée par la présence de la variable dichotomique en supposant  $b_3 > 0$  :



Le modèle précédent peut être modifié pour que la pente de la relation entre  $Y_i$  et la scolarité soit affectée par le lieu de naissance. En effet, il suffit d'écrire :

$$Y_i = b_0 + b_1 \text{Scolarité}_i + b_2 \hat{\text{Age}}_i + b_3 (\text{Né au Canada}_i \times \text{Scolarité}_i) + e_i.$$

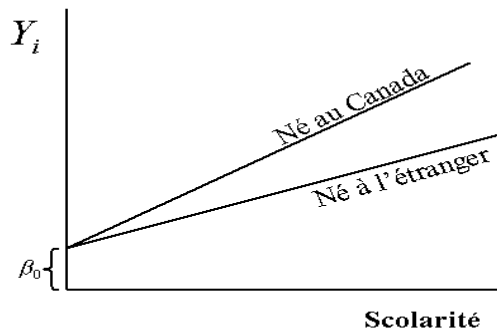
Ce modèle suppose que l'ordonnée à l'origine  $b_0$  est indépendante du lieu de naissance. En revanche, la pente de la relation entre  $Y_i$  et la scolarité dépend du lieu de naissance. En effet, si l'individu est né au Canada, la relation est :

$$Y_i = b_0 + (b_1 + b_3) \text{Scolarité}_i + b_2 \hat{\text{Age}}_i + e_i,$$

alors que s'il est né à l'étranger, la relation est plutôt :

$$Y_i = b_0 + b_1 \text{Scolarité}_i + b_2 \hat{\text{Age}}_i + e_i.$$

Ce modèle peut être illustré par le graphique cidessous, sous l'hypothèse que  $b_3 > 0$  :



Enfin, le modèle peut être réécrit pour permettre à la pente et à l'ordonnée à l'origine de dépendre du lieu de naissance :

$$Y_i = b_0 + b_1 \text{Scolarité}_i + b_2 \hat{\text{Age}}_i + b_3 \text{Né au Canada}_i + b_4 (\text{Né au Canada}_i \times \text{Scolarité}_i) + e_i .$$

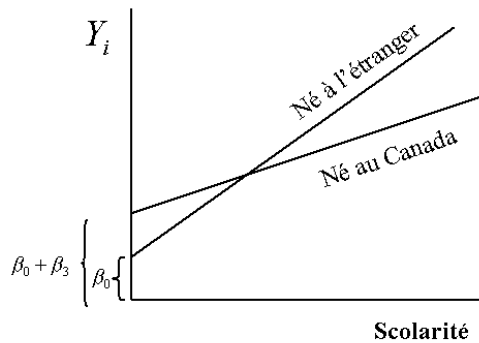
On voit bien que si l'individu est né au Canada, la relation est :

$$Y_i = (b_0 + b_3) + (b_1 + b_4) \text{Scolarité}_i + b_2 \hat{\text{Age}}_i + e_i ,$$

alors que s'il est né à l'étranger, la relation est :

$$Y_i = b_0 + b_1 + \text{Scolarité}_i + b_2 \hat{\text{Age}}_i + e_i$$

Le graphique ci-dessous illustre ce modèle. Plusieurs cas de figures sont possibles, selon que  $b_3$  et  $b_4$  sont positifs ou négatifs. Le graphique ci-dessous est construit sous l'hypothèse que  $b_3 > 0$  et  $b_4 < 0$ .



Dans le cadre du modèle portant sur la durée des séjours à l'assistance-emploi, chaque paramètre s'interprète comme l'effet marginal de la variable à laquelle il est associé sur le taux de survie à l'assistance-emploi (et donc indirectement sur la durée des séjours). Les spécifications 7, 8 et 9 comportent de nombreuses variables croisées avec le lieu de naissance. Pour bien comprendre les résultats de ces modèles, il importe d'en faire une analyse approfondie.

Écrivons le modèle de la spécification 9 dans une forme linéaire qui met en relation la durée (exprimée en log) et certaines variables explicatives d'intérêt <sup>40</sup> :

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{durée}) = & \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \text{ NC} + \mathbf{b}_2 \text{ Hiver} + \mathbf{b}_3 \text{ Printemps} + \mathbf{b}_4 \text{ Été} + \mathbf{b}_5 \text{ 1975} + \dots + \mathbf{b}_{29} \text{ 1999} + \\ & \mathbf{b}_{30} \text{ Contraintes} + \dots + \mathbf{b}_{44} \text{ Récession 90 - 93} + \mathbf{b}_{45} (\text{Taux de Chômage} \times \text{NC}) + \\ & \mathbf{b}_{46} (\text{Salaire Minimum} \times \text{NC}) + \dots + \mathbf{b}_{51} (\text{Récession 90 - 93} \times \text{NC}) + \mathbf{b}_{52} (\text{1975} \times \text{NC}) + \dots + \\ & \mathbf{b}_{76} (\text{1999} \times \text{NC}) + e \end{aligned}$$

<sup>40</sup> NC=Né au Canada.

Le paramètre  $\mathbf{b}_1$  s'interprète comme l'effet d'être né au Canada relativement à être né à l'étranger sur l'ordonnée à l'origine de la régression. En effet, l'ordonnée à l'origine propre aux individus nés à l'étranger est donnée par le paramètre  $\mathbf{b}_0$ , alors que celle propre aux individus nés au Canada est donnée par  $\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1$ . Par ailleurs, comme de nombreuses pentes sont affectées par le lieu de naissance, on ne doit pas se limiter à ces seuls paramètres pour étudier l'impact du lieu de naissance sur la durée des séjours à l'assistance-emploi. En effet, la relation entre la durée et les variables exogènes du modèle pour les individus nés au Canada est donnée par :

$$\text{Ln(durée)} = (\mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1) + \mathbf{b}_2 \text{ Hiver} + \mathbf{b}_3 \text{ Printemps} + \mathbf{b}_4 \text{ Été} + (\mathbf{b}_5 + \mathbf{b}_{52})1975 + \dots + (\mathbf{b}_{29} + \mathbf{b}_{76})1999 + \mathbf{b}_{30} \text{ Contraintes} + \dots + (\mathbf{b}_{44} + \mathbf{b}_{51}) \text{ Récession } 90 - 93 + (\mathbf{b}_{36} + \mathbf{b}_{45}) \text{ Taux de Chômage} + (\mathbf{b}_{37} + \mathbf{b}_{46}) \text{ Salaire Minimum} + e,$$

alors que pour les individus nés à l'étranger, la relation est plutôt :

$$\text{Ln(durée)} = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_2 \text{ Hiver} + \mathbf{b}_3 \text{ Printemps} + \mathbf{b}_4 \text{ Été} + \mathbf{b}_5 1975 + \dots + \mathbf{b}_{29} 1999 + \mathbf{b}_{30} \text{ Contraintes} + \dots + \mathbf{b}_{44} \text{ Récession } 90 - 93 + e.$$

L'impact du lieu de naissance sur la durée de séjour doit donc porter sur l'ensemble des paramètres associés à la variable *Né au Canada* et pas seulement sur la constante de la régression.



**Tableau 1**  
**Distribution de la scolarité, Immigrants et non-immigrants**  
**Québec, Ontario, Colombie-Britannique (1981, 1991, 1996)**

Scolarité	1981					
	Québec		Ontario		Colombie-Britannique	
	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM
Moins de 5 années	6,1 %	12,0 %	2,3 %	8,4 %	1,4 %	6,1 %
5-8 années	22,9 %	20,7 %	13,7 %	19,6 %	10,3 %	14,9 %
9-13 années	18,0 %	13,9 %	29,2 %	20,3 %	31,5 %	22,8 %
Secondaire complété	17,9 %	11,2 %	14,9 %	9,4 %	13,4 %	9,6 %
École de métiers	4,7 %	3,4 %	3,6 %	4,3 %	3,3 %	3,5 %
Postsecondaire, sans certificat	5,9 %	5,0 %	5,9 %	5,0 %	6,7 %	4,9 %
Postsecondaire, avec certificat	5,9 %	6,5 %	5,5 %	8,0 %	8,2 %	9,7 %
Postsecondaire, autre	7,0 %	5,1 %	8,7 %	8,0 %	7,7 %	8,0 %
Universitaire, sans certificat	1,4 %	3,4 %	3,2 %	2,8 %	4,6 %	3,8 %
Universitaire, avec certificat	3,8 %	5,6 %	3,8 %	4,6 %	5,1 %	6,2 %
Universitaire, avec diplôme	6,5 %	13,2 %	9,1 %	9,6 %	7,7 %	10,4 %
Salaire annuel moyen	14 166 \$	15 739 \$	16 270 \$	16 314 \$	17 460 \$	15 851 \$
Salaire annuel moyen conditionnel	23 703 \$	25 591 \$	24 377 \$	25 475 \$	26 007 \$	27 171 \$
Nombre d'observations	78 717	8 997	81 420	35 277	27 116	11 072
Scolarité	1991					
	Québec		Ontario		Colombie-Britannique	
	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM
Moins de 5 années	4,1 %	9,3 %	1,1 %	6,4 %	0,8 %	4,8 %
5-8 années	17,4 %	18,2 %	8,5 %	14,1 %	6,5 %	10,5 %
9-13 années	18,2 %	13,3 %	24,3 %	18,0 %	24,6 %	18,7 %
Secondaire complété	17,5 %	12,7 %	17,0 %	13,1 %	15,6 %	11,7 %
École de métiers	6,6 %	3,7 %	3,8 %	4,1 %	3,8 %	3,7 %
Postsecondaire, sans certificat	5,8 %	5,6 %	6,6 %	5,6 %	8,3 %	6,6 %
Postsecondaire, avec certificat	5,1 %	5,3 %	5,8 %	6,8 %	8,6 %	9,1 %
Postsecondaire, autre	8,8 %	6,0 %	11,7 %	9,5 %	10,8 %	10,2 %
Universitaire, sans certificat	1,5 %	3,1 %	3,6 %	3,4 %	4,8 %	4,1 %
Universitaire, avec certificat	5,3 %	6,5 %	4,2 %	5,0 %	5,7 %	6,4 %
Universitaire, avec diplôme	9,9 %	16,4 %	13,3 %	14,0 %	10,5 %	14,2 %
Salaire annuel moyen	16 149 \$	14 419 \$	20 244 \$	18 592 \$	18 191 \$	15 323 \$
Salaire annuel moyen conditionnel	25 143 \$	24 884 \$	28 814 \$	29 076 \$	26 738 \$	26 122 \$
Nombre d'observations	128 291	14 990	143 312	62 390	49 605	19 236
Scolarité	1996					
	Québec		Ontario		Colombie-Britannique	
	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM
Moins de 5 années	4,1 %	9,5 %	1,0 %	6,1 %	0,6 %	4,8 %
5-8 années	15,5 %	15,7 %	7,0 %	12,4 %	5,1 %	8,9 %
9-13 années	16,5 %	11,4 %	22,0 %	16,5 %	23,4 %	16,8 %
Secondaire complété	18,8 %	13,5 %	16,4 %	12,8 %	14,4 %	11,8 %
École de métiers	5,0 %	3,5 %	3,8 %	4,1 %	4,0 %	3,7 %
Postsecondaire, sans certificat	5,8 %	4,9 %	6,4 %	5,2 %	7,7 %	5,8 %
Postsecondaire, avec certificat	5,3 %	5,2 %	5,9 %	6,1 %	8,4 %	7,5 %
Postsecondaire, autre	10,5 %	8,1 %	14,6 %	11,8 %	13,3 %	11,8 %
Universitaire, sans certificat	0,9 %	2,1 %	2,5 %	2,2 %	3,0 %	2,7 %
Universitaire, avec certificat	6,0 %	8,2 %	5,3 %	6,3 %	7,6 %	8,3 %
Universitaire, avec diplôme	11,6 %	18,0 %	15,1 %	16,5 %	12,5 %	18,0 %
Salaire annuel moyen	16 001 \$	13 167 \$	19 966 \$	16 398 \$	18 886 \$	14 693 \$
Salaire annuel moyen conditionnel	26 182 \$	24 984 \$	30 506 \$	28 871 \$	29 047 \$	26 825 \$
Nombre d'observations	121 101	15 086	138 181	64 544	51 030	21 694

Source : Calcul de l'auteur à partir des fichiers de recensement à grande diffusion de 1981, 1991, 1996.

**Tableau 2**  
**Distribution de la scolarité, Immigrants et non-immigrants**  
**Québec, Ontario, Colombie-Britannique (1981, 1991, 1996)**  
**(Immigrants arrivés dans les dix années précédant le recensement)**

Scolarité	1981					
	Québec		Ontario		Colombie-Britannique	
	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM
Moins de 5 années	4,4 %	8,0 %	1,6 %	7,1 %	0,9 %	5,4 %
5-8 années	21,8 %	13,2 %	11,7 %	12,0 %	8,7 %	8,7 %
9-13 années	16,7 %	12,0 %	27,5 %	17,2 %	29,6 %	15,9 %
Secondaire complété	18,5 %	11,6 %	14,8 %	10,8 %	13,0 %	10,4 %
École de métiers	4,7 %	3,5 %	3,9 %	2,8 %	3,4 %	2,5 %
Postsecondaire, sans certificat	6,1 %	5,6 %	6,0 %	5,6 %	6,9 %	5,5 %
Postsecondaire, avec certificat	6,5 %	8,1 %	6,1 %	8,3 %	9,0 %	10,0 %
Postsecondaire, autre	7,9 %	6,6 %	9,8 %	10,9 %	8,7 %	9,8 %
Universitaire, sans certificat	1,5 %	4,5 %	3,6 %	3,7 %	5,1 %	5,0 %
Universitaire, avec certificat	4,3 %	8,5 %	4,3 %	6,2 %	5,7 %	9,2 %
Universitaire, avec diplôme	7,5 %	18,4 %	10,6 %	15,5 %	8,9 %	17,4 %
Salaire annuel moyen	16 677 \$	14 710 \$	19 450 \$	16 742 \$	20 579 \$	17 311 \$
Salaire annuel moyen conditionnel	24 980 \$	21 226 \$	25 978 \$	22 126 \$	27 711 \$	23 781 \$
Nombre d'observations	64 849	2 075	66 197	7 229	22 177	2 470
Scolarité	1991					
	Québec		Ontario		Colombie-Britannique	
	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM
Moins de 5 années	2,3 %	6,0 %	0,7 %	4,8 %	0,5 %	5,1 %
5-8 années	14,0 %	10,2 %	5,9 %	7,4 %	4,3 %	7,7 %
9-13 années	17,9 %	14,5 %	22,3 %	15,4 %	22,3 %	15,1 %
Secondaire complété	18,4 %	14,3 %	17,3 %	15,3 %	15,8 %	13,6 %
École de métiers	7,3 %	3,1 %	3,9 %	3,1 %	3,8 %	2,4 %
Postsecondaire, sans certificat	6,1 %	6,7 %	6,9 %	6,2 %	8,6 %	7,3 %
Postsecondaire, avec certificat	5,7 %	5,6 %	6,4 %	6,4 %	9,5 %	7,2 %
Postsecondaire, autre	9,9 %	7,0 %	13,2 %	10,3 %	12,0 %	10,5 %
Universitaire, sans certificat	1,5 %	4,3 %	3,9 %	4,5 %	5,2 %	5,2 %
Universitaire, avec certificat	5,9 %	8,0 %	4,5 %	6,4 %	6,3 %	6,7 %
Universitaire, avec diplôme	11,1 %	20,3 %	15,0 %	20,3 %	11,7 %	19,2 %
Salaire annuel moyen	18 790 \$	10 239 \$	23 815 \$	16 192 \$	21 709 \$	12 893 \$
Salaire annuel moyen conditionnel	25 780 \$	17 137 \$	29 831 \$	22 497 \$	27 904 \$	18 846 \$
Nombre d'observations	107 756	3 386	118 971	12 457	40 414	3 680
Scolarité	1996					
	Québec		Ontario		Colombie-Britannique	
	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM	N-IMM	IMM
Moins de 5 années	2,4 %	5,8 %	0,6 %	4,2 %	0,4 %	4,3 %
5-8 années	11,4 %	8,6 %	4,1 %	6,8 %	2,9 %	6,9 %
9-13 années	16,1 %	12,2 %	19,4 %	14,9 %	20,1 %	14,0 %
Secondaire complété	19,6 %	15,0 %	16,6 %	15,2 %	14,5 %	14,1 %
École de métiers	5,5 %	3,6 %	3,7 %	2,9 %	4,0 %	2,5 %
Postsecondaire, sans certificat	6,1 %	5,3 %	6,9 %	5,9 %	8,1 %	5,6 %
Postsecondaire, avec certificat	6,0 %	5,2 %	6,6 %	4,7 %	9,4 %	4,5 %
Postsecondaire, autre	11,9 %	8,8 %	16,5 %	12,1 %	15,0 %	11,3 %
Universitaire, sans certificat	0,9 %	3,3 %	2,7 %	2,7 %	3,2 %	2,6 %
Universitaire, avec certificat	6,8 %	9,8 %	5,8 %	8,1 %	8,3 %	9,5 %
Universitaire, avec diplôme	13,3 %	22,4 %	17,2 %	22,6 %	14,1 %	24,6 %
Salaire annuel moyen	18 940 \$	9 822 \$	23 770 \$	13 787 \$	22 777 \$	11 463 \$
Salaire annuel moyen conditionnel	26 778 \$	17 997 \$	31 498 \$	21 171 \$	30 410 \$	19 255 \$
Nombre d'observations	100 602	3 941	113 961	16 318	41 295	5 819

Source: Calcul de l'auteur à partir des fichiers de recensement à grande diffusion de 1981, 1991, 1996.

**Tableau 3**  
**Distribution des types de ménages, Immigrants et Natifs**

		Total Immigrants	Natifs
Personnes seules	Nombre	176 440	188 301
	(% colonne)	53,69	62,36
Couples sans enfants	Nombre	40 267	29 655
	(% colonne)	12,25	9,82
Familles monoparentales 1 enfant	Nombre	16 670	18 564
	(% colonne)	5,07	6,15
Familles monoparentales 2 enfants et plus	Nombre	12 654	11 626
	(% colonne)	3,85	3,85
Couples 1 enfant	Nombre	33 859	22 882
	(% colonne)	10,30	7,58
Couples 2 enfants et plus	Nombre	48 010	30 641
	(% colonne)	14,61	10,15
Conjoints d'étudiant	Nombre	716	286
	(% colonne)	0,22	0,09
Total Nombre		328 616	301 955
Total (% colonne)		100,00	100,00

**Tableau 4**  
**Distribution de la scolarité, immigrants et natifs**

		Immigrants reçus	Demandeurs d'asile	Total Immigrants	Natifs	Total
Primaire	Nombre	48 347	20 602	68 949	83 580	152 529
	(% colonne)	28,60	20,00	25,35	29,92	27,67
Secondaire	Nombre	77 200	50 082	127 282	165 948	293 230
	(% colonne)	45,67	48,63	46,79	59,41	53,19
Collégial	Nombre	16 719	14 283	31 002	17 954	48 956
	(% colonne)	9,89	13,87	11,40	6,43	8,88
Universitaire	Nombre	26 755	18 018	44 773	11 851	56 624
	(% colonne)	15,83	17,50	16,46	4,24	10,27
Inconnu	Nombre	23 974	32 636	56 610	22 622	79 232
	(% colonne)					
Total Nombre		192 995	135 621	328 616	301 955	630 571
Total (% colonne)		100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Note: Les pourcentages sont calculés en omettant les observations pour lesquelles la scolarité est inconnue

**Tableau 5**  
**Distribution par genre, immigrants et natifs**

		Immigrants reçus	Demandeurs d'asile	Total Immigrants	Natifs	Total
Femmes	Nombre	99 570	47 134	146 704	148 768	295 472
	(% colonne)	51,59	34,75	44,64	49,27	46,86
Hommes	Nombre	93 425	88 487	181 912	153 187	335 099
	(% colonne)	48,41	65,25	55,36	50,73	53,14
Total		192 995	135 621	328 616	301 955	630 571
Total (% colonne)		100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

**Tableau 6**  
**Pays d'origine des immigrants**

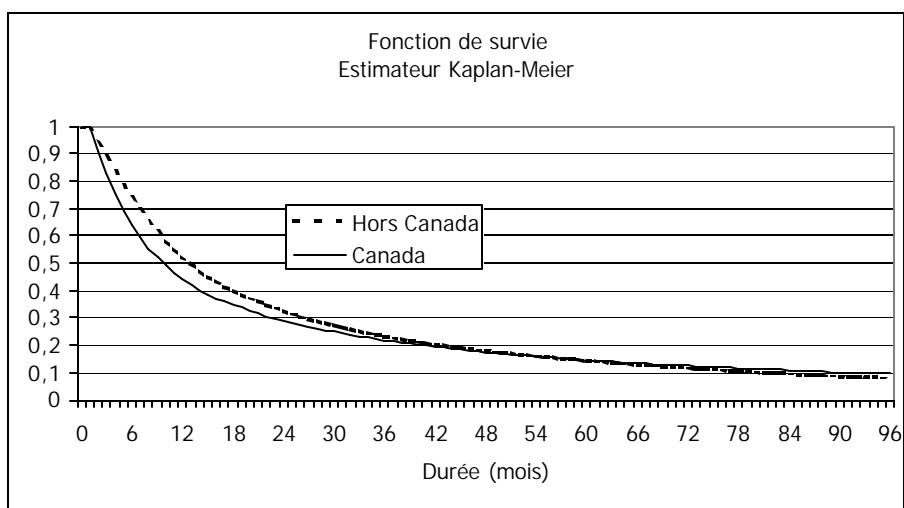
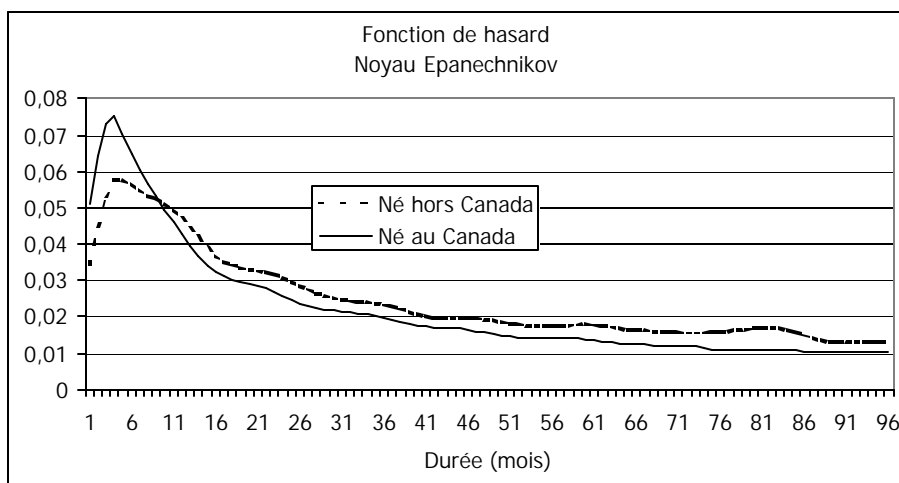
		<b>Immigrants reçus</b>	<b>Demandeurs d'asile</b>	<b>Total</b>
Mexique et Amérique Centrale	Nombre	6 773	14 021	20 794
	(% ligne)	32,57	67,43	100,00
	(% colonne)	4,84	11,89	8,06
Amérique du Sud	Nombre	7 958	10 232	18 190
	(% ligne)	43,75	56,25	100,00
	(% colonne)	5,69	8,67	7,05
Europe	Nombre	33 789	21 721	55 510
	(% ligne)	60,87	39,13	100,00
	(% colonne)	24,14	18,41	21,52
Afrique	Nombre	19 601	21 027	40 628
	(% ligne)	48,25	51,75	100,00
	(% colonne)	14,00	17,82	15,75
Océanie	Nombre	205	28	233
	(% ligne)	87,98	12,02	100,00
	(% colonne)	0,15	0,02	0,09
Inde	Nombre	1 435	5 497	6 932
	(% ligne)	20,70	79,30	100,00
	(% colonne)	1,03	4,66	2,69
Chine	Nombre	1 253	1 407	2 660
	(% ligne)	47,11	52,89	100,00
	(% colonne)	0,90	1,19	1,03
Russie	Nombre	529	2 019	2 548
	(% ligne)	20,76	79,24	100,00
	(% colonne)	0,38	1,71	0,99
Asie	Nombre	36 034	34 637	70 671
	(% ligne)	50,99	49,01	100,00
	(% colonne)	25,74	29,36	27,40
Autres pays	Nombre	1 019	1 043	2 062
	(% ligne)	49,42	50,58	100,00
	(% colonne)	0,73	0,88	0,80
États-Unis	Nombre	2 688	78	2 766
	(% ligne)	97,18	2,82	100,00
	(% colonne)	1,92	0,07	1,07
Caraïbes	Nombre	28 691	6 255	34 946
	(% ligne)	82,10	17,90	100,00
	(% colonne)	20,50	5,30	13,55
<i>Sous-total</i>	Nombre	139 975	117 965	257 940
	(% ligne)	54,27	45,73	100,00
	(% colonne)	100,00	100,00	100,00
Inconnu	Nombre	53 020	17 656	70 676
	(% ligne)	75,02	24,98	100,00
<b>Total</b>		<b>192 995</b>	<b>135 621</b>	<b>328 616</b>

Note: Les pourcentages sont calculés en omettant les observations pour lesquelles le pays de provenance est inconnu.

**Tableau 7**  
Distribution des épisodes à l'assistance-emploi

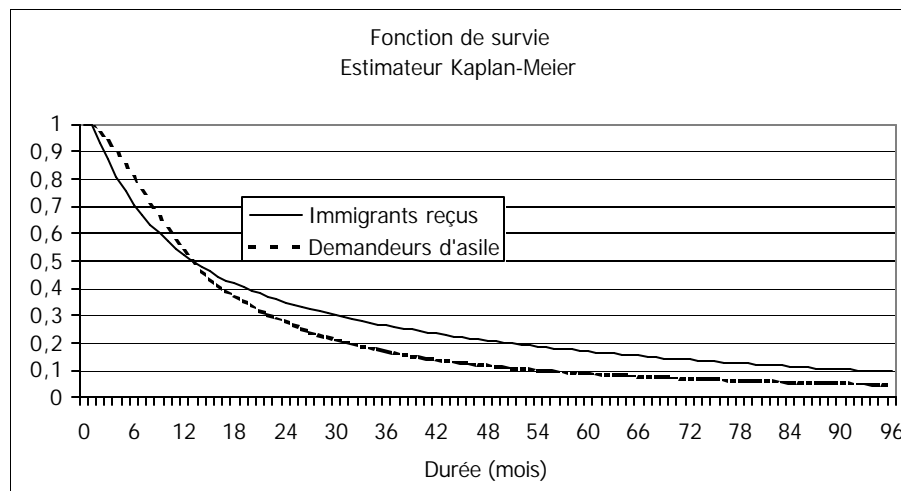
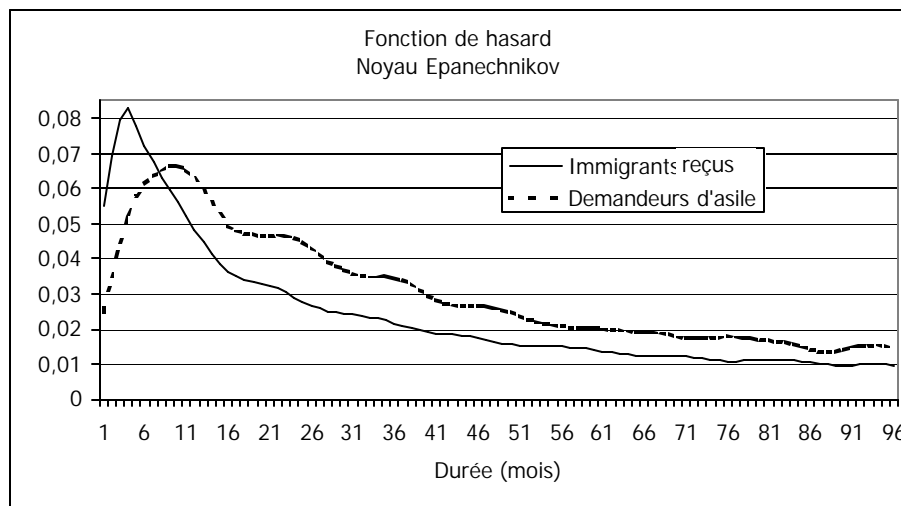
**LIEU DE NAISSANCE**

Durée	Personnes nées au Canada				Personnes nées hors du Canada			
	Taux survie	Taux sortie	D(t)	F(t)	Taux survie	Taux sortie	D(t)	F(t)
1-5	0,593	0,407	0,377	0,041	0,696	0,304	0,268	0,029
6-11	0,420	0,149	0,196	0,063	0,499	0,144	0,216	0,065
12-17	0,337	0,096	0,092	0,051	0,387	0,111	0,126	0,065
18-23	0,281	0,078	0,057	0,046	0,316	0,088	0,074	0,055
24-29	0,244	0,063	0,039	0,041	0,265	0,076	0,053	0,052
30-35	0,214	0,056	0,030	0,038	0,228	0,065	0,038	0,045
36-41	0,191	0,048	0,023	0,035	0,199	0,059	0,030	0,042
42-47	0,173	0,045	0,019	0,032	0,176	0,053	0,023	0,037
48-53	0,158	0,040	0,015	0,030	0,157	0,049	0,019	0,035
54-59	0,144	0,038	0,013	0,029	0,141	0,046	0,016	0,032
60-65	0,133	0,035	0,011	0,028	0,127	0,046	0,014	0,033
66-71	0,123	0,033	0,009	0,025	0,115	0,043	0,012	0,030
72-77	0,115	0,030	0,008	0,024	0,105	0,042	0,010	0,028
78-83	0,107	0,030	0,007	0,023	0,094	0,045	0,010	0,030
84-89	0,101	0,028	0,007	0,022	0,086	0,039	0,008	0,027
90-95	0,095	0,028	0,006	0,022	0,079	0,035	0,007	0,022
96+	0,023	0,594	0,091	0,451	0,012	0,775	0,077	0,371
Durée attendue: 33,16					Durée attendue: 31,58			



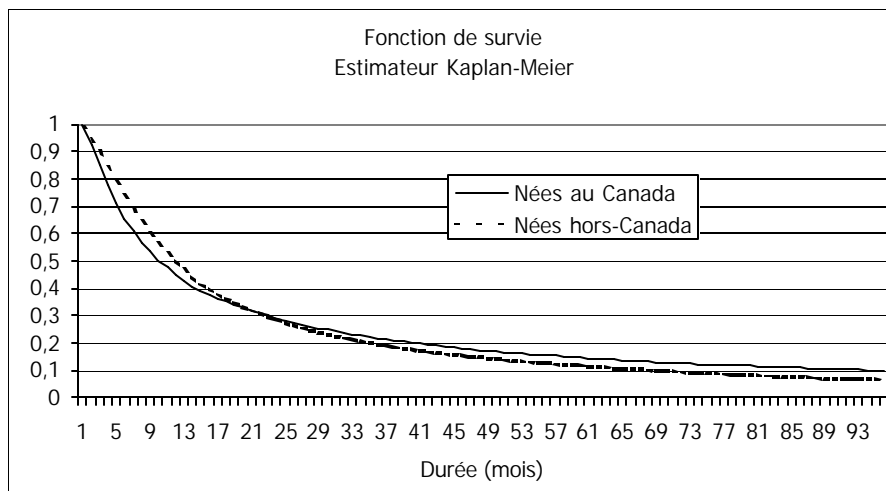
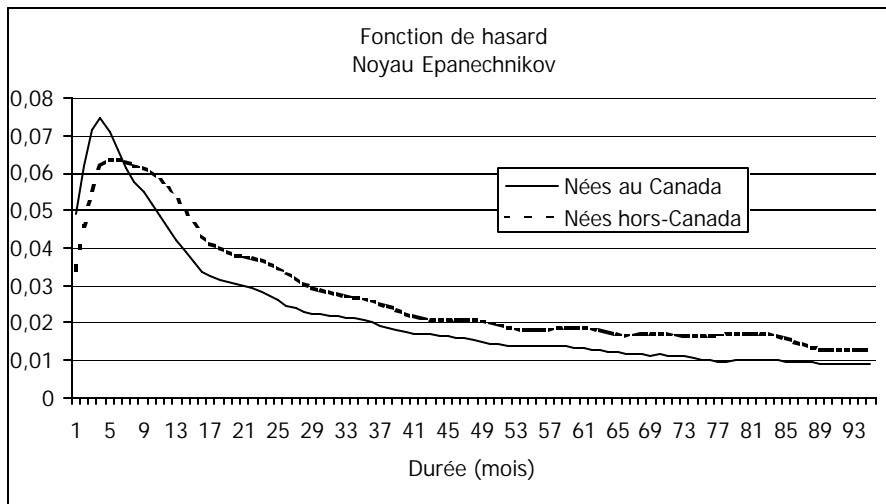
**Tableau 8**  
**Distribution des épisodes à l'assistance-emploi**  
**STATUT D'IMMIGRATION**

Durée	Demandeurs d'asile				Immigrants reçus			
	Taux survie	Taux sortie	D(t)	F(t)	Taux survie	Taux sortie	D(t)	F(t)
1-5	0,755	0,245	0,200	0,029	0,667	0,333	0,301	0,029
6-11	0,499	0,180	0,275	0,103	0,499	0,126	0,187	0,052
12-17	0,352	0,151	0,166	0,105	0,403	0,094	0,107	0,052
18-23	0,264	0,125	0,093	0,085	0,339	0,074	0,065	0,045
24-29	0,202	0,116	0,065	0,077	0,293	0,064	0,048	0,043
30-35	0,163	0,095	0,041	0,059	0,257	0,057	0,037	0,041
36-41	0,133	0,088	0,031	0,053	0,228	0,052	0,029	0,038
42-47	0,113	0,072	0,020	0,040	0,204	0,049	0,024	0,037
48-53	0,097	0,065	0,016	0,036	0,184	0,046	0,021	0,036
54-59	0,085	0,056	0,012	0,030	0,166	0,045	0,018	0,034
60-65	0,076	0,051	0,009	0,027	0,149	0,046	0,017	0,036
66-71	0,067	0,050	0,008	0,025	0,136	0,042	0,013	0,031
72-77	0,061	0,045	0,007	0,022	0,123	0,042	0,012	0,031
78-83	0,055	0,045	0,006	0,021	0,111	0,045	0,012	0,033
84-89	0,050	0,038	0,004	0,017	0,101	0,040	0,010	0,030
90-95	0,046	0,041	0,004	0,018	0,094	0,034	0,008	0,024
96+	0,005	0,908	0,043	0,252	0,015	0,769	0,091	0,408
Durée attendue: 25,64					Durée attendue: 34,47			



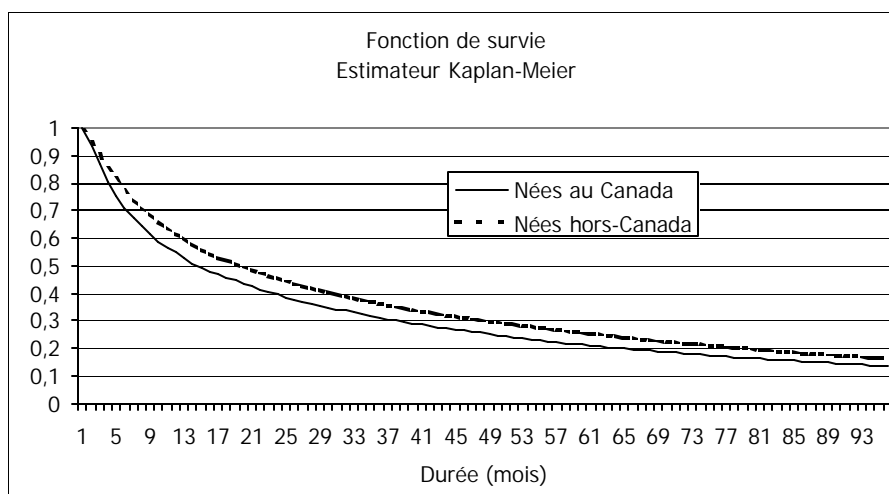
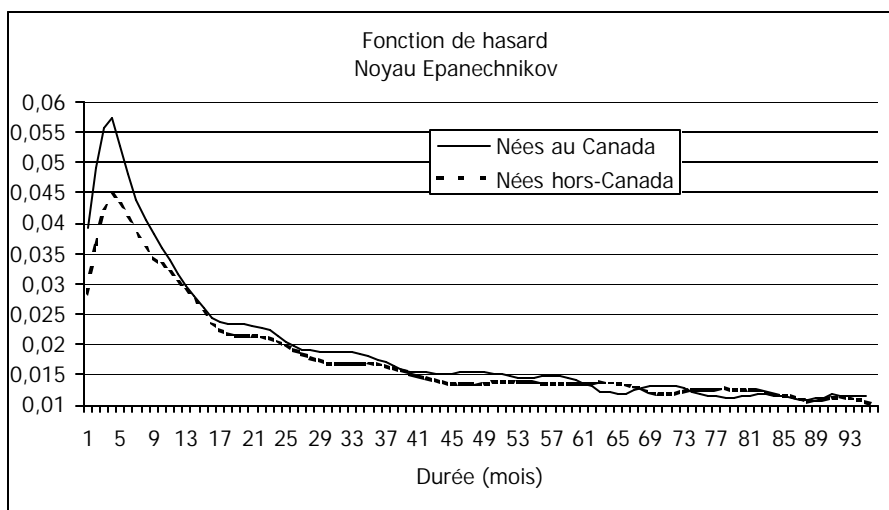
**Tableau 9**  
**Distribution des épisodes à l'assistance-emploi**  
**Personnes seules**

Durée	Nées au Canada				Nées Hors-Canada			
	Taux survie	Taux sortie	D(t)	F(t)	Taux survie	Taux sortie	D(t)	F(t)
1-5	0,609	0,391	0,358	0,041	0,691	0,309	0,267	0,034
6-11	0,427	0,154	0,206	0,067	0,470	0,168	0,245	0,085
12-17	0,338	0,102	0,099	0,056	0,347	0,132	0,138	0,082
18-23	0,280	0,082	0,060	0,048	0,274	0,102	0,076	0,065
24-29	0,241	0,065	0,041	0,043	0,224	0,088	0,053	0,059
30-35	0,211	0,057	0,030	0,039	0,189	0,073	0,036	0,049
36-41	0,189	0,049	0,023	0,035	0,163	0,064	0,027	0,043
42-47	0,171	0,044	0,018	0,032	0,143	0,055	0,019	0,036
48-53	0,156	0,039	0,015	0,029	0,127	0,053	0,016	0,035
54-59	0,144	0,036	0,012	0,028	0,114	0,048	0,013	0,031
60-65	0,133	0,034	0,011	0,027	0,102	0,049	0,012	0,031
66-71	0,124	0,030	0,009	0,024	0,092	0,045	0,010	0,028
72-77	0,116	0,028	0,008	0,023	0,083	0,044	0,009	0,027
78-83	0,109	0,027	0,007	0,021	0,075	0,046	0,008	0,027
84-89	0,103	0,026	0,006	0,021	0,068	0,039	0,007	0,024
90-95	0,097	0,024	0,005	0,020	0,063	0,034	0,005	0,020
96+	0,029	0,510	0,093	0,446	0,012	0,701	0,060	0,322
Durée attendue: 34,52					Durée attendue: 27,83			



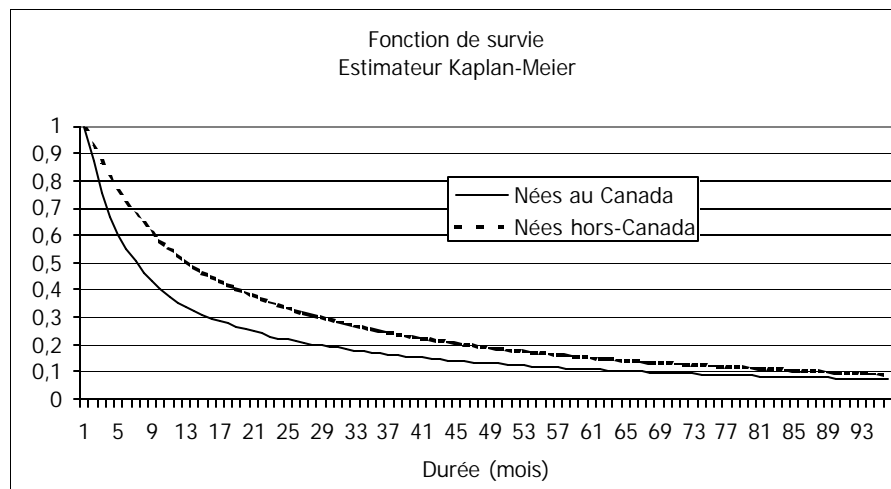
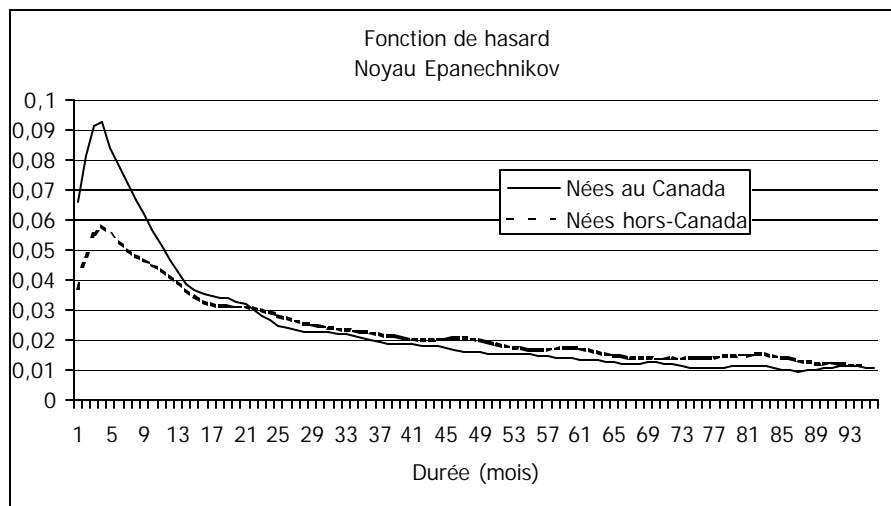
**Tableau 10**  
**Distribution des épisodes à l'assistance-emploi**  
**Familles monoparentales 2 enfants et plus**

Durée	Nées au Canada				Nées Hors-Canada			
	Taux survie	Taux sortie	D(t)	F(t)	Taux survie	Taux sortie	D(t)	F(t)
1-5	0,673	0,327	0,297	0,024	0,743	0,257	0,228	0,016
6-11	0,527	0,106	0,165	0,038	0,598	0,094	0,161	0,032
12-17	0,445	0,073	0,091	0,036	0,507	0,072	0,100	0,034
18-23	0,385	0,063	0,061	0,036	0,444	0,058	0,064	0,032
24-29	0,342	0,052	0,046	0,034	0,395	0,050	0,051	0,032
30-35	0,305	0,049	0,037	0,034	0,357	0,045	0,039	0,031
36-41	0,276	0,043	0,030	0,033	0,324	0,042	0,034	0,031
42-47	0,252	0,041	0,024	0,030	0,298	0,035	0,027	0,028
48-53	0,229	0,040	0,023	0,033	0,274	0,037	0,024	0,029
54-59	0,209	0,040	0,019	0,031	0,253	0,035	0,021	0,029
60-65	0,193	0,034	0,016	0,029	0,232	0,036	0,020	0,030
66-71	0,179	0,034	0,014	0,028	0,216	0,032	0,018	0,029
72-77	0,166	0,032	0,013	0,027	0,199	0,034	0,016	0,029
78-83	0,155	0,031	0,011	0,026	0,184	0,034	0,015	0,028
84-89	0,144	0,030	0,010	0,025	0,172	0,030	0,013	0,027
90-95	0,135	0,030	0,010	0,027	0,161	0,030	0,012	0,026
96+	0,025	0,699	0,132	0,510	0,026	0,830	0,158	0,536
Durée attendue: 43,57					Durée attendue: 51,07			



**Tableau 11**  
**Distribution des épisodes à l'assistance-emploi**  
**Couples 2 enfants et plus**

Durée	Nées au Canada				Nées Hors-Canada			
	Taux survie	Taux sortie	D(t)	F(t)	Taux survie	Taux sortie	D(t)	F(t)
1-5	0,504	0,496	0,473	0,058	0,678	0,322	0,290	0,028
6-11	0,336	0,176	0,193	0,076	0,505	0,128	0,191	0,054
12-17	0,266	0,102	0,076	0,053	0,404	0,096	0,112	0,055
18-23	0,217	0,089	0,050	0,050	0,334	0,083	0,072	0,050
24-29	0,188	0,063	0,029	0,038	0,282	0,073	0,054	0,049
30-35	0,163	0,060	0,024	0,037	0,243	0,064	0,040	0,045
36-41	0,146	0,050	0,018	0,033	0,213	0,058	0,031	0,041
42-47	0,130	0,048	0,015	0,032	0,188	0,055	0,025	0,038
48-53	0,119	0,041	0,011	0,028	0,167	0,050	0,022	0,037
54-59	0,108	0,040	0,010	0,028	0,150	0,046	0,016	0,031
60-65	0,100	0,036	0,008	0,025	0,136	0,042	0,015	0,032
66-71	0,092	0,033	0,007	0,023	0,125	0,039	0,011	0,026
72-77	0,086	0,030	0,006	0,022	0,114	0,038	0,010	0,026
78-83	0,080	0,032	0,006	0,022	0,104	0,040	0,010	0,028
84-89	0,076	0,026	0,005	0,019	0,096	0,036	0,009	0,026
90-95	0,070	0,031	0,005	0,021	0,089	0,032	0,007	0,022
96+	0,013	0,704	0,066	0,435	0,013	0,823	0,086	0,414
Durée attendue: 25,58					Durée attendue: 33,46			





**Tableau 12**  
**Résultats d'estimation, Personnes seules**

Variable	Spécifications <sup>1</sup>									
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7	Modèle 8	Modèle 9	
							Variables croisées	Variables croisées	Variables croisées	
Constante	5,003 *	5,086 *	4,896 *	3,994 *	-0,671 *	-0,672 *	-0,358 *	-0,389 *	1,971 *	
Né au Canada	0,014 *	0,013 *	0,037 *	0,019 *	0,032 *	0,033 *	-0,310 *	-0,317 *	-2,875 *	
Hiver		0,104 *	0,087 *	0,120 *	-0,014 *	-0,014 *	-0,014 *	-0,017 *	-0,019 *	
Printemps		-0,153 *	-0,152 *	-0,179 *	-0,170 *	-0,171 *	-0,171 *	-0,176 *	-0,180 *	
Été		-0,236 *	-0,235 *	-0,258 *	-0,180 *	-0,180 *	-0,180 *	-0,184 *	-0,188 *	
1975			-0,201 *	-0,555 *	-1,402 *	-1,405 *	-1,410 *	-1,382 *	-0,761 *	-0,682 *
1976			-0,002	-0,333 *	-1,419 *	-1,421 *	-1,428 *	-1,392 *	-0,531 *	-0,944 *
1977			-0,026 *	-0,307 *	-1,614 *	-1,617 *	-1,624 *	-1,602 *	-0,465 *	-1,233 *
1978			0,009	-0,149 *	-1,550 *	-1,552 *	-1,560 *	-1,545 *	-0,458 *	-1,185 *
1979			0,109 *	0,014	-1,115 *	-1,116 *	-1,123 *	-1,101 *	-0,057	-1,135 *
1980			0,086 *	0,014	-0,909 *	-0,910 *	-0,916 *	-0,900 *	0,043	-1,022 *
1981			0,100 *	0,040 *	-0,668 *	-0,670 *	-0,675 *	-0,710 *	0,575	-1,377 *
1982			0,321 *	0,294 *	-0,475 *	-0,479 *	-0,482 *	-0,567 *	0,650	-1,301 *
1983			0,169 *	0,170 *	-0,416 *	-0,420 *	-0,422 *	-0,450 *	-0,088 **	-0,395 *
1984			0,161 *	0,164 *	-0,185 *	-0,188 *	-0,189 *	-0,212 *	0,047	-0,283 *
1985			0,165 *	0,168 *	0,061 *	0,058 *	0,057 *	0,041 *	0,089 *	-0,057
1986			0,036 *	0,041 *	0,099 *	0,098 *	0,097 *	0,089 *	0,033	0,058 **
1988			0,058 *	0,049 *	0,042 *	0,042 *	0,043 *	0,050 *	0,318 *	-0,308 *
1989			0,155 *	0,139 *	0,072 *	0,073 *	0,073 *	0,076 *	0,115 *	-0,041
1990			0,229 *	0,220 *	-0,161 *	-0,162 *	-0,163 *	0,352 *	0,981 *	-0,744 *
1991			0,331 *	0,329 *	-0,227 *	-0,229 *	-0,231 *	0,358 *	1,116 *	-0,897 *
1992			0,388 *	0,396 *	-0,305 *	-0,306 *	-0,309 *	0,304 *	1,174 *	-1,023 *
1993			0,311 *	0,324 *	-0,445 *	-0,447 *	-0,449 *	0,189 *	1,107 *	-1,079 *
1994			0,199 *	0,213 *	-0,661 *	-0,664 *	-0,664 *	-0,684 *	-0,078	-0,675 *
1995			0,207 *	-0,271 *	-1,132 *	-1,136 *	-1,135 *	-1,157 *	-0,603 *	-0,606 *
1996			0,176 *	0,169 *	-0,821 *	-0,822 *	-0,818 *	-0,826 *	-0,090	-0,808 *
1997			0,140 *	0,193 *	-0,791 *	-0,791 *	-0,785 *	-0,789 *	0,042	-0,917 *
1998			0,057 *	0,090 *	-0,791 *	-0,793 *	-0,787 *	-0,781 *	0,027	-0,890 *
1999			0,138 *	0,140 *	-0,623 *	-0,625 *	-0,620 *	-0,605 *	0,153 *	-0,835 *
2000			0,631 *	0,628 *	0,059 **	0,058 **	0,062 **	0,080 *	0,737 *	-0,717 *
Contraintes sévères				0,623 *	0,438 *	0,439 *	0,442 *	0,442 *	0,441 *	
Sexe (Femmes=1)				0,173 *	0,195 *	0,194 *	0,194 *	0,194 *	0,194 *	
Scolarité - 0				0,394 *	0,408 *	0,410 *	0,411 *	0,411 *	0,411 *	
Scolarité - 1				0,226 *	0,249 *	0,250	0,252 *	0,251 *	0,252 *	
Scolarité - 2				-0,015 **	0,004	0,005	0,005	0,005	0,006	
Âge				0,007	-0,004 *	-0,005 *	-0,005 *	-0,005 *	-0,004 *	
Taux de chômage					0,113 *	0,113 *	0,112 *	0,001	0,119 *	0,003
Salaires minimum					0,605 *	0,604 *	0,537 *	0,073 *	0,506 *	0,096 *
Barèmes					0,161 *	0,161 *	0,175 *	-0,015 *	0,178 *	-0,018 *
Générosité de l'AE					-0,119 *	-0,119 *	-0,111 *	-0,008	-0,073 *	-0,049 *
Réforme (=1 si après 1989)					0,091 *	0,091 *	0,116 *	-0,029 **	0,202 *	-0,118 *
Mois de résidence Can/1000						0,127 *	0,108	0,114 *	0,145 *	
Demandeur d'asile						-0,041 *	-0,059	-0,051 *	-0,039 *	
Récession 81-82								0,009	-0,005 *	0,054
Récession 90-93								-0,058 *	0,009 *	-0,096 *
Log-vraisemblance	-1649817,0	-1646141,6	-1643152,2	-1458757,0	-1450566,2	-1446913,7	-1446869,2	-1446793,8	-1446614,0	
Nombre d'observations	7323829	7323829	7323829	6510538	6510535	6495146	6495146	6495146	6495146	
Test de ratio de vraisemblance		7350,8	5978,7	+	16381,6	+	89,1	150,7	359,7	

<sup>1</sup> Chaque spécification compte plus de 52 paramètres dans le hasard de base. Ces paramètres sont toujours globalement significatifs à 5 % sur la base d'un test de Wald.

Notes : \* Indique un seuil de significativité de 5% ; \*\* Indique un seuil de significativité de 10% ;

+ Indique que le test de ratio de vraisemblance ne peut être calculé en raison d'une différence trop importante dans le nombre d'observations entre deux modèles.

**Tableau 13**  
**Résultats d'estimation, Couples sans enfants**

Variable	Spécifications <sup>1</sup>									
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7		Modèle 8	Modèle 9
							Variables croisées		Variables croisées	Variables croisées
Constante	4,627 *	4,700 *	4,574 *	4,056 *	0,113	0,198	-0,357		-0,481 **	3,644 *
Né au Canada	-0,142 *	-0,144 *	-0,103 *	-0,126 *	-0,131 *	-0,225 *	0,365 *		0,334 **	-4,167 *
Hiver		0,064 *	0,040 *	0,075 *	0,002	0,003	0,002		0,019	0,015
Printemps		-0,166 *	-0,169 *	-0,179 *	-0,144 *	-0,144 *	-0,145 *		-0,136 *	-0,143 *
Été		-0,183 *	-0,183 *	-0,194 *	-0,133 *	-0,133 *	-0,133 *		-0,130 *	-0,138 *
1975			-0,551 *	-0,630 *	-1,102 *	-1,104 *	-1,107 *		-1,157 *	0,032 -1,305 *
1976			-0,370 *	-0,452 *	-1,218 *	-1,220 *	-1,231 *		-1,300 *	0,396 -1,859 *
1977			-0,312 *	-0,388 *	-1,354 *	-1,356 *	-1,367 *		-1,433 *	0,487 -2,094 *
1978			-0,230 *	-0,269 *	-1,409 *	-1,411 *	-1,428 *		-1,494 *	0,481 -2,156 *
1979			-0,121 *	-0,140 *	-1,100 *	-1,103 *	-1,122 *		-1,183 *	0,639 * -1,989 *
1980			-0,146 *	-0,163 *	-0,942 *	-0,944 *	-0,959 *		-1,009 *	0,420 * -1,563 *
1981			-0,059 *	-0,076 *	-0,648 *	-0,652 *	-0,662 *		-1,613 *	0,180 -1,955 *
1982			0,145 *	0,142 *	-0,434 *	-0,437 *	-0,440 *		-1,674 *	-0,157 -1,655
1983			0,036	0,042 **	-0,403 *	-0,405 *	-0,405 *		-0,407 *	0,082 -0,536 *
1984			0,065 *	0,063 *	-0,185 *	-0,187 *	-0,187 *		-0,185 *	0,123 -0,338 *
1985			0,125 *	0,124 *	0,078 *	0,076 *	0,076 *		0,083 *	0,070 0,012
1986			0,053 *	0,052 *	0,117 *	0,115 *	0,116 *		0,123 *	-0,007 0,141 **
1988			0,036	0,030	0,007	0,005	0,006		0,003	0,266 * -0,301 *
1989			0,114 *	0,098 *	0,050	0,048	0,049		0,044	0,198 * -0,176 *
1990			0,106 *	0,088 *	-0,079	-0,078	-0,082 **		0,404 *	1,028 * -0,739 *
1991			0,206 *	0,196 *	-0,119 *	-0,116 *	-0,118 *		0,456 *	1,179 * -0,859 *
1992			0,206 *	0,199 *	-0,229 *	-0,224 *	-0,228 *		0,369 *	1,235 * -1,020 *
1993			0,161 *	0,160 *	-0,307 *	-0,308 *	-0,315 *		0,308 **	1,261 * -1,118 *
1994			0,053 *	0,056 *	-0,561 *	-0,562 *	-0,562 *		-0,579 *	0,195 -0,868 *
1995			0,044 **	-0,449 *	-1,094 *	-1,097 *	-1,089 *		-1,114 *	-0,371 * -0,823 *
1996			0,036	0,022	-0,771 *	-0,771 *	-0,755 *		-0,782 *	0,231 -1,114 *
1997			-0,070 *	0,022	-0,771 *	-0,776 *	-0,759 *		-0,791 *	0,271 -1,160 *
1998			-0,082 *	-0,009	-0,731 *	-0,737 *	-0,717 *		-0,752 *	0,364 * -1,228 *
1999			-0,009	0,025	-0,620 *	-0,626 *	-0,606 *		-0,643 *	0,425 * -1,179 *
2000			0,521 *	0,497 *	-0,034	-0,042	-0,023		-0,069	0,878 * -1,034 *
Contraintes sévères				0,014	-0,034 *	-0,034 *	-0,033 *		-0,033 *	-0,033 *
Sexe (Femmes=1)				0,452 *	0,018 *	0,017 *	0,017 *		0,017 *	0,017 *
Scolarité - 0				0,255 *	0,285 *	0,293 *	0,286 *		0,285 *	0,287 *
Scolarité - 1				0,197 *	0,231 *	0,240 *	0,231 *		0,231 *	0,233 *
Scolarité - 2				-0,062 *	-0,040	-0,034	-0,040		-0,041	-0,038
Âge				0,006 *	-0,002 *	-0,002 *	-0,002 *		-0,002 *	-0,002 *
Taux de chômage					0,095 *	0,095 *	0,093 * 0,001		0,085 * 0,007	0,063 * 0,031 *
Salaire minimum				0,503 *	0,504 *	0,482 *	0,031		0,488 * 0,560 *	-0,298 * 0,913 *
Barèmes				0,110 *	0,110 *	0,145 *	-0,039 *		0,147 * -0,041 *	0,142 * -0,035 *
Générosité de l'AE				-0,190 *	-0,191 *	-0,053 **	-0,154 *		-0,014 -0,200 *	0,094 * -0,319 *
Réforme (=1 si après 1989)				0,029	0,029	0,127 *	-0,112 *		0,234 * -0,227 *	0,129 -0,105
Mois de résidence Can/1000					-0,444 *	-0,497 *			-0,488	-0,476 *
Demandeur d'asile					-0,136 *	-0,110 *			-0,100 *	-0,093 *
Récession 81-82									0,101 * -0,015 *	0,039 0,053
Récession 90-93									-0,056 * 0,010 *	-0,092 * 0,054
Log-vraisemblance	-279264,7	-278854,9	-277935,4	-244214,9	-243179,1	-242582,1	-242528,3		-242497,9	-242443,3
Nombre d'observations	1231090	1231090	1231090	1079854	1079851	1077727	1077727		1077727	1077727
Test de ratio de vraisemblance		819,6	1839,0	+	2071,7	+	107,7		60,9	109,1

<sup>1</sup> Chaque spécification compte plus de 52 paramètres dans le hasard de base. Ces paramètres sont toujours globalement significatifs à 5 % sur la base d'un test de Wald.

Notes : \* Indique un seuil de significativité de 5% ; \*\* Indique un seuil de significativité de 10% ;

+ Indique que le test de ratio de vraisemblance ne peut être calculé en raison d'une différence trop importante dans le nombre d'observations entre deux modèles.

**Tableau 14**  
**Résultats d'estimation, Familles monoparentales 1 enfant**

Variable	Spécifications <sup>1</sup>											
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7	Modèle 8	Modèle 9			
							Variables croisées	Variables croisées	Variables croisées			
Constante	4,772 *	4,825 *	4,742 *	4,390 *	-2,012 *	-2,002 *	-1,126 *	-1,267 *	0,689			
Né au Canada	0,025 **	0,025 **	-0,020	-0,088 *	-0,083 *	-0,123 *	-1,079 *	-1,008 *	-3,158 *			
Hiver		0,094 *	0,100 *	0,128 *	0,002	0,002	0,001	0,005	0,003			
Printemps		-0,949 *	-0,043 *	-0,079 *	-0,055 *	-0,056 *	-0,056 *	-0,056 *	-0,058 *			
Été		-0,225 *	-0,220 *	-0,230 *	-0,141 *	-0,141 *	-0,142 *	-0,143 *	-0,145 *			
1975			-0,041	-0,334 *	-1,505 *	-1,510 *	-1,516 *	-1,507 *	-1,187 *	-0,353		
1976			0,016	-0,276 *	-1,839 *	-1,845 *	-1,854 *	-1,843 *	-1,219 *	-0,686		
1977			0,062 **	-0,221 *	-2,049 *	-2,055 *	-2,063 *	-2,065 *	-1,218 *	-0,925 *		
1978			0,130 *	0,005	-1,955 *	-1,962 *	-1,969 *	-1,976 *	-0,857 *	-1,216 *		
1979			0,203 *	0,160 *	-1,459 *	-1,466 *	-1,472 *	-1,472 *	-0,610 **	-0,942 *		
1980			0,243 *	0,201 *	-1,120 *	-1,127 *	-1,132 *	-1,135 *	-0,428	-0,771 *		
1981			0,193 *	0,153 *	-0,861 *	-0,865 *	-0,867 *	-1,245 *	-0,274	-1,058		
1982			0,441 *	0,414 *	-0,568 *	-0,572 *	-0,573 *	-1,100 *	-0,430	-0,732		
1983			0,371 *	0,355 *	-0,374 *	-0,375 *	-0,375 *	-0,399 *	-0,207	-0,209		
1984			0,297 *	0,287 *	-0,141 *	-0,143 *	-0,143 *	-0,161 *	-0,121	-0,044		
1985			0,297 *	0,292 *	0,180 *	0,180 *	0,180 *	0,170 *	0,088	0,088		
1986			0,049 **	0,049 **	0,129 *	0,128 *	0,128 *	0,124 *	0,154	-0,033		
1988			-0,034	-0,031	-0,048 **	-0,049 **	-0,049 **	-0,045	0,159 **	-0,225 *		
1989			0,001	0,001	0,002	0,002	0,002	0,002	0,272 *	-0,297 *		
1990			0,188 *	0,186 *	0,120 *	0,122 *	0,122 *	0,662 *	1,965 *	-1,465 *		
1991			0,313 *	0,316 *	0,125 *	0,127 *	0,126 *	0,744 *	2,245 *	-1,685 *		
1992			0,330 *	0,343 *	-0,064	-0,063	-0,065	0,579 *	2,167 *	-1,782 *		
1993			0,336 *	0,360 *	-0,127 *	-0,128 *	-0,130 *	0,541 *	2,163 *	-1,820 *		
1994			0,209 *	0,244 *	-0,465 *	-0,470 *	-0,471 *	-0,495 *	0,241	-0,809 *		
1995			0,166 *	-0,300 *	-1,043 *	-1,045 *	-1,047 *	-1,077 *	-0,250	-0,908 *		
1996			0,075 *	0,121 *	-0,887 *	-0,891 *	-0,890 *	-0,911 *	-0,059	-0,930 *		
1997			-0,188 *	-0,063 *	-1,045 *	-1,051 *	-1,049 *	-1,068 *	-0,008	-1,167 *		
1998			-0,324 *	-0,223 *	-0,988 *	-0,992 *	-0,990 *	-1,002 *	-0,083	-1,003 *		
1999			-0,266 *	-0,195 *	-0,805 *	-0,808 *	-0,806 *	-0,811 *	-0,015	-0,859 *		
2000			0,182 *	0,221 *	-0,200 *	-0,204 *	-0,203 *	-0,210 *	0,551	-0,818 *		
Contraintes sévères				0,440 *	0,374 *	0,378 *	0,377 *	0,377 *	0,377 *	0,377 *		
Sexe (Femmes=1)				0,213 *	0,206 *	0,206 *	0,206 *	0,206 *	0,207 *	0,207 *		
Scolarité - 0				0,603 *	0,595 *	0,594 *	0,594 *	0,594 *	0,595 *	0,595 *		
Scolarité - 1				0,360 *	0,364 *	0,364 *	0,368 *	0,369 *	0,370 *	0,370 *		
Scolarité - 2				-0,029	-0,027	-0,027	-0,025	-0,024	-0,024	-0,024		
Âge				-0,005 *	-0,004 *	-0,004 *	-0,004 *	-0,004 *	-0,004 *	-0,004 *		
Taux de chômage					0,123 *	0,123 *	0,142 *	-0,020 **	0,152 *	-0,024 *	0,131 *	-0,002
Salaire minimum					0,822 *	0,826 *	0,679 *	0,158 *	0,663 *	0,178 *	0,285 **	0,591 *
Barèmes					0,114 *	0,115 *	0,108 *	0,007	0,107 *	0,008	0,080 **	0,040 **
Générosité de l'AE					-0,188 *	-0,188 *	-0,250 *	0,067 *	-0,201 *	0,012	-0,043	-0,160 *
Réforme (=1 si après 1989)					-0,064	-0,063	-0,055	-0,009	0,047	-0,114 **	-0,237 **	0,201
Mois de résidence Can/1000						-0,200 **	-0,272 *		-0,261 *		-0,257 *	
Demandeur d'asile						-0,065	-0,121 *		-0,114 *		-0,126 *	
Récession 81-82								0,028	0,009		0,002	0,042
Récession 90-93								-0,066 *	0,014 *		-0,150 *	0,110 *
Log-vraisemblance	-244089,1	-243691,1	-242475,3	-212609,4	-212186,3	-211570,2	-211540,1	-211524,1	-211492,6			
Nombre d'observations	1412846	1412846	1412846	1256676	1256676	1253360	1253360	1253360	1253360			
Test de ratio de vraisemblance		796,0	2431,4	+	846,2	+	60,1	32,1	62,9			

<sup>1</sup> Chaque spécification compte plus de 52 paramètres dans le hasard de base. Ces paramètres sont toujours globalement significatifs à 5 % sur la base d'un test de Wald.

Notes : \* Indique un seuil de significativité de 5% ; \*\* Indique un seuil de significativité de 10% ;

+ Indique que le test de ratio de vraisemblance ne peut être calculé en raison d'une différence trop importante dans le nombre d'observations entre deux modèles.

**Tableau 15**  
**Résultats d'estimation, Familles monoparentales 2 enfant et plus**

Variable	Spécifications <sup>1</sup>									
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7	Modèle 8	Modèle 9	
							Variables croisées	Variables croisées	Variables croisées	
Constante	4,817 *	4,847 *	4,773 *	4,248 *	-2,005 *	-1,976 *	-1,324 *	-1,524 *	-0,926	
Né au Canada	-0,011	-0,011	-0,084 *	-0,097 *	-0,094 *	-0,119 *	-0,881 *	-0,829 *	-1,496	
Hiver		0,101 *	0,107 *	0,120 *	0,051 *	0,051 *	0,049 *	0,067 *	0,067 *	
Printemps		-0,015	-0,008	-0,043 *	0,009	0,008	0,006	0,017	0,016	
Été		-0,184 *	-0,179 *	-0,199 *	-0,114 *	-0,113 *	-0,115 *	-0,109 *	-0,109 *	
1975			-0,034	-0,308 *	-1,537 *	-1,529 *	-1,537 *	-1,603 *	-1,515 *	-0,091
1976			0,181 *	-0,093 *	-1,770 *	-1,762 *	-1,776 *	-1,865 *	-1,860 *	-0,004
1977			0,210 *	-0,061	-1,988 *	-1,981 *	-1,993 *	-2,075 *	-1,828 *	-0,263
1978			0,210 *	0,084 *	-2,005 *	-1,997 *	-2,013 *	-2,092 *	-1,938 *	-0,164
1979			0,249 *	0,205 *	-1,567 *	-1,561 *	-1,577 *	-1,653 *	-1,569 *	-0,088
1980			0,212 *	0,174 *	-1,261 *	-1,257 *	-1,267 *	-1,326 *	-1,307 *	-0,018
1981			0,179 *	0,148 *	-0,942 *	-0,937 *	-0,941 *	-1,963 *	-1,406 *	-0,597
1982			0,446 *	0,421 *	-0,498 *	-0,495 *	-0,492 *	-1,812 *	-0,828	-1,060
1983			0,388 *	0,372 *	-0,269 *	-0,266 *	-0,262 *	-0,255 *	-0,421 *	0,184
1984			0,369 *	0,358 *	0,017	0,018 *	0,021	0,030	-0,074	0,117
1985			0,345 *	0,336 *	0,299 *	0,300 *	0,302 *	0,315 *	0,236 *	0,090
1986			0,047	0,040	0,156 *	0,156 *	0,157 *	0,168 *	-0,008	0,197 **
1988			-0,024	-0,020	-0,062 **	-0,061 **	-0,061 **	-0,066 **	-0,092	0,028
1989			0,073 *	0,074 *	0,023	0,025	0,026	0,020	-0,012	0,034
1990			0,181 *	0,185 *	0,002	0,003	0,001	0,253	0,745	-0,576
1991			0,292 *	0,302 *	-0,021	-0,022	-0,026	0,277	0,757	-0,560
1992			0,443 *	0,456 *	-0,019	-0,022	-0,026	0,290	0,876	-0,684
1993			0,348 *	0,364 *	-0,169 *	-0,166 *	-0,171 *	0,159	0,859	-0,817
1994			0,306 *	0,327 *	-0,488 *	-0,489 *	-0,492 *	-0,503 *	-0,289	-0,252
1995			0,189 *	-0,255 *	-1,154 *	-1,153 *	-1,155 *	-1,175 *	-1,197 *	0,034
1996			0,081 *	0,152 *	-1,050 *	-1,043 *	-1,038 *	-1,066 *	-0,892 *	-0,201
1997			-0,220 *	-0,116 *	-1,328 *	-1,328 *	-1,318 *	-1,354 *	-1,161 *	-0,225
1998			-0,406 *	-0,320 *	-1,349 *	-1,349 *	-1,333 *	-1,375 *	-1,221 *	-0,173
1999			-0,367 *	-0,297 *	-1,198 *	-1,196 *	-1,178 *	-1,224 *	-1,089 *	-0,149
2000			0,193 *	0,287 *	-0,474 *	-0,466 *	-0,446 *	-0,501 *	-0,500 *	0,026
Contraintes sévères				0,437 *	0,401 *	0,404 *	0,402 *	0,403 *	0,403 *	
Sexe (Femmes=1)				0,205 *	0,204 *	0,205 *	0,206 *	0,206 *	0,206 *	
Scolarité - 0				0,523 *	0,519 *	0,515 *	0,512 *	0,512 *	0,511 *	
Scolarité - 1				0,255 *	0,259 *	0,258 *	0,260 *	0,260 *	0,260 *	
Scolarité - 2				-0,002	-0,001	-0,005	-0,004	-0,004	-0,004	
Âge				0,002	0,002 *	0,002 *	0,002 *	0,002 *	0,002 *	
Taux de chômage					0,101 *	0,101 *	0,122 *	-0,024	0,119 *	-0,026 *
Salaire minimum					0,895 *	0,893 *	0,752 *	15,909 *	0,775 *	0,175 *
Barèmes					0,072 *	0,072 *	0,053 *	0,026 **	0,053 *	0,025
Générosité de l'AE					-0,232 *	-0,232 *	-0,192 *	-0,045 *	-0,158 *	-0,087 *
Réforme (=1 si après 1989)					0,001	0,004	0,072	-0,079	0,146 **	-0,160 *
Mois de résidence Can/1000						-0,170	-0,211 **	-0,206	-0,211 **	
Demandeur d'asile						0,028	-0,016	-0,012	-0,014	
Récession 81-82								0,089 *	0,005	0,027
Récession 90-93								-0,034 *	0,010 *	-0,073 **
Log-vraisemblance	-164802,9	-164590,6	-163416,2	-141799,6	-141520,5	-140943,3	-140916,2	-140905,7	-140892,7	
Nombre d'observations	934873	934873	934873	828960	828958	825722	825722	825722	825722	
Test de ratio de vraisemblance		424,7	2348,7	+	558,3	+	54,1	21,1	25,9	

<sup>1</sup> Chaque spécification compte plus de 52 paramètres dans le hasard de base. Ces paramètres sont toujours globalement significatifs à 5 % sur la base d'un test de Wald.

Notes : \* Indique un seuil de significativité de 5% ; \*\* Indique un seuil de significativité de 10% ;

+ Indique que le test de ratio de vraisemblance ne peut être calculé en raison d'une différence trop importante dans le nombre d'observations entre deux modèles.

**Tableau 16**  
**Résultats d'estimation, Couples 1 enfant**

Variable	Spécifications <sup>1</sup>									
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7		Modèle 8	Modèle 9
							Variables croisées		Variables croisées	Variables croisées
Constante	5,088 *	5,168 *	4,980 *	4,338 *	0,785 *	0,786 *	0,402		0,413	2,198 *
Né au Canada	-0,151 *	-0,153 *	-0,115 *	-0,121 *	-0,115 *	-0,142 *	0,346		0,367 **	-1,567 **
Hiver		0,107 *	0,092 *	0,133 *	-0,011	-0,011	-0,009		-0,024	-0,025
Printemps		-0,176 *	-0,177 *	-0,199 *	-0,207 *	-0,206 *	-0,206 *		-0,218 *	-0,221 *
Été		-0,249 *	-0,248 *	-0,261 *	-0,204 *	-0,203 *	-0,203 *		-0,210 *	-0,214 *
1975			-0,597 *	-0,742 *	-1,037 *	-1,041 *	-1,070 *		-0,999 *	-0,197 -0,875 *
1976			-0,429 *	-0,577 *	-1,034 *	-1,039 *	-1,066 *		-0,973 *	-0,174 -0,882 *
1977			-0,308 *	-0,457 *	-1,146 *	-1,152 *	-1,175 *		-1,104 *	-0,338 -0,848 *
1978			-0,188 *	-0,259 *	-1,095 *	-1,102 *	-1,123 *		-1,064 *	-0,119 -1,040 *
1979			-0,035	-0,070 *	-0,690 *	-0,696 *	-0,719 *		-0,652 *	0,269 -1,011 *
1980			-0,007	-0,039	-0,556 *	-0,562 *	-0,583 *		-0,532 *	0,204 -0,812 *
1981			0,011	-0,023	-0,427 *	-0,432 *	-0,452 *		0,049	2,559 * -2,685 *
1982			0,324 *	0,310 *	-0,305 *	-0,311 *	-0,323 *		0,270	3,598 * -3,541 *
1983			0,180 *	0,174 *	-0,363 *	-0,366 *	-0,373 *		-0,416 *	-0,063 -0,390 *
1984			0,194 *	0,187 *	-0,161 *	-0,164 *	-0,170 *		-0,206 *	0,009 -0,241 *
1985			0,215 *	0,208 *	0,048	0,045	0,039		0,009	0,058 -0,059
1986			0,097 *	0,094 *	0,083 *	0,082 *	0,078 *		0,062 *	0,104 -0,052
1988			0,029	0,031	0,057 *	0,056 **	0,056 **		0,070 *	0,320 * -0,293 *
1989			0,065 *	0,069 *	0,084 *	0,083 *	0,083 *		0,091 *	0,150 ** -0,069
1990			0,185 *	0,193 *	0,139 *	0,137 *	0,131 *		0,704 *	2,001 * -1,612 *
1991			0,347 *	0,362 *	0,126 *	0,125 *	0,116 *		0,763 *	2,240 * -1,835 *
1992			0,365 *	0,384 *	0,032	0,031	0,023		0,697 *	2,323 * -2,013 *
1993			0,336 *	0,359 *	-0,051	-0,055	-0,067		0,633 *	2,375 * -2,156 *
1994			0,192 *	0,218 *	-0,240 *	-0,245 *	-0,254 *		-0,279 *	0,364 * -0,741 *
1995			0,109 *	-0,441 *	-0,878 *	-0,881 *	-0,894 *		-0,914 *	-0,304 ** -0,695 *
1996			0,155 *	0,169 *	-0,375 *	-0,382 *	-0,390 *		-0,388 *	0,461 * -0,979 *
1997			-0,073 *	0,033	-0,468 *	-0,472 *	-0,481 *		-0,468 *	0,321 ** -0,886 *
1998			-0,180 *	-0,121 *	-0,469 *	-0,475 *	-0,484 *		-0,452 *	0,402 * -0,981 *
1999			-0,055 **	-0,039	-0,254 *	-0,259 *	-0,267 *		-0,220 *	0,620 * -0,967 *
2000			0,275 *	0,217 *	0,164 **	0,157 **	0,149		0,206 *	0,978 * -0,879 *
Contraintes sévères				0,187 *	0,161 *	0,161 *	0,167		0,167 *	0,168 *
Sexe (Femmes=1)				0,080 *	0,081 *	0,080 *	0,080 *		0,080 *	0,080 *
Scolarité - 0				0,351 *	0,349 *	0,351 *	0,367 *		0,366 *	0,369 *
Scolarité - 1				0,214 *	0,219 *	0,222 *	0,238 *		0,237 *	0,239 *
Scolarité - 2				0,018 *	0,019	0,021	0,035		0,035	0,036
Âge				0,007 *	0,007 *	0,007	0,007		0,007 *	0,007 *
Taux de chômage					0,117 *	0,117 *	0,126 * 0,001		0,139 * -0,009	0,121 * 0,010
Salaire minimum					0,326 *	0,329 *	0,303 * 0,033		0,241 * 0,065 *	-0,124 0,465 *
Barèmes					0,079 *	0,079 *	0,110 * -0,043 *		0,112 * -0,046 *	0,116 * -0,052 *
Générosité de l'AE					-0,116 *	-0,116 *	-0,105 * -0,010		-0,045 -0,072 *	0,033 -0,159 *
Réforme (=1 si après 1989)					0,008	0,008	0,202 * -0,228 *		0,329 * -0,365 *	0,084 -0,073
Mois de résidence Can/1000						-0,205 *	-0,236 *		-0,221 *	-0,195 *
Demandeur d'asile						-0,021	-0,041		-0,034	-0,011
Récession 81-82									-0,047 * 0,003	-0,246 * 0,213 *
Récession 90-93									-0,069 * 0,015 *	-0,160 * 0,131 *
Log-vraisemblance	-237059,4	-236443,6	-235005,9	-207362,8	-207103,3	-206663,5	-206625,4		-206607,4	-206565,2
Nombre d'observations	1023042	1023042	1023042	902672	902665	900630	900630		900630	900630
Test de ratio de vraisemblance		1231,7	2875,3	+	519,0	+	76,1		36,0	84,4

<sup>1</sup> Chaque spécification compte plus de 52 paramètres dans le hasard de base. Ces paramètres sont toujours globalement significatifs à 5 % sur la base d'un test de Wald.

Notes : \* Indique un seuil de significativité de 5% ; \*\* Indique un seuil de significativité de 10% ;

+ Indique que le test de ratio de vraisemblance ne peut être calculé en raison d'une différence trop importante dans le nombre d'observations entre deux modèles.

**Tableau 17**  
**Résultats d'estimation, Couples 2 enfants et plus**

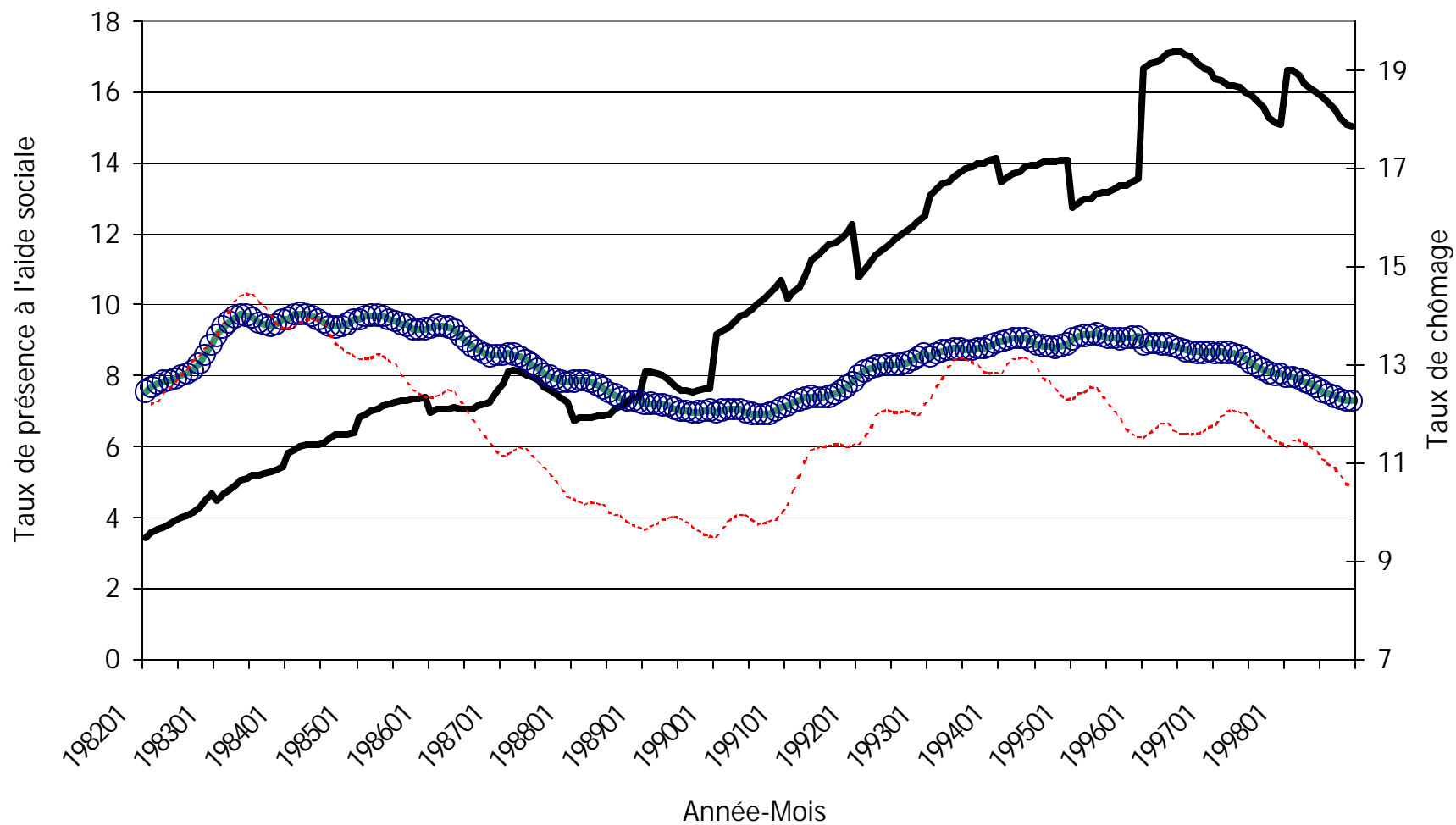
Variable	Spécifications <sup>1</sup>										
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7		Modèle 8		Modèle 9
							Variables croisées		Variables croisées		Variables croisées
Constante	5,189 *	5,264 *	5,105 *	4,465 *	0,855 *	0,899 *	0,832 *		0,816 *		2,210 *
Né au Canada	-0,234 *	-0,236 *	-0,194 *	-0,156 *	-0,151 *	-0,204 *	0,001		0,017		-1,464 *
Hiver		0,132 *	0,115 *	0,150 *	-0,011	-0,010	-0,007		-0,012		-0,014
Printemps		-0,172 *	-0,170 *	-0,188 *	-0,208 *	-0,208 *	-0,207 *		-0,212 *		-0,216 *
Été		-0,266 *	-0,262 *	-0,272 *	-0,215 *	-0,216 *	-0,216 *		-0,219 *		-0,224 *
1975			-0,557 *	-0,712 *	-1,087 *	-1,082 *	-1,107 *		-1,081 *		-0,464 ** -0,674 *
1976			-0,340 *	-0,500 *	-1,016 *	-1,010 *	-1,029 *		-0,994 *		-0,272 -0,799 *
1977			-0,298 *	-0,453 *	-1,213 *	-1,208 *	-1,219 *		-1,194 *		-0,611 * -0,648 *
1978			-0,201 *	-0,285 *	-1,174 *	-1,170 *	-1,177 *		-1,157 *		-0,311 -0,925 *
1979			-0,061 *	-0,115 *	-0,754 *	-0,751 *	-0,765 *		-0,740 *		0,010 -0,830 *
1980			0,005	-0,043 **	-0,580 *	-0,578 *	-0,592 *		-0,574 *		-0,013 -0,622 *
1981			0,021	-0,022	-0,452 *	-0,451 *	-0,465 *		-0,311 **		1,825 * -2,343 *
1982			0,268 *	0,242 *	-0,432 *	-0,431 *	-0,441 *		-0,266		2,292 * -2,788 *
1983			0,195 *	0,182 *	-0,411 *	-0,409 *	-0,413 *		-0,433 *		-0,527 * 0,113
1984			0,138 *	0,128 *	-0,265 *	-0,264 *	-0,267 *		-0,283 *		-0,377 * 0,113
1985			0,152 *	0,145 *	-0,049 *	-0,048 **	-0,051 *		-0,064 *		-0,273 * 0,237 *
1986			0,053 *	0,048 *	0,024	0,024	0,021		0,014		-0,172 * 0,212 *
1988			-0,021	-0,017	0,024	0,023	0,026		0,032		0,157 * -0,148 *
1989			0,020	0,028	0,058 *	0,058 *	0,060 *		0,063 *		0,210 * -0,179 *
1990			0,176 *	0,190 *	0,117 *	0,115 *	0,113 *		0,439 *		1,147 * -0,843 *
1991			0,318 *	0,337 *	0,070	0,068	0,061		0,433 *		1,205 * -0,920 *
1992			0,368 *	0,388 *	0,004	0,002	-0,003		0,385 *		1,259 * -1,042 *
1993			0,356 *	0,379 *	-0,081 **	-0,082 **	-0,087 **		0,316 *		1,206 * -1,061 *
1994			0,210 *	0,232 *	-0,255 *	-0,257 *	-0,257 *		-0,268 *		0,138 -0,477 *
1995			0,099 *	-0,422 *	-0,883 *	-0,885 *	-0,886 *		-0,896 *		-0,567 * -0,362 *
1996			0,112 *	0,144 *	-0,434 *	-0,436 *	-0,431 *		-0,432 *		0,331 * -0,909 *
1997			-0,121 *	-0,032	-0,559 *	-0,561 *	-0,556 *		-0,552 *		0,186 -0,857 *
1998			-0,255 *	-0,214 *	-0,559 *	-0,561 *	-0,559 *		-0,546 *		0,340 * -1,068 *
1999			-0,129 *	-0,120 *	-0,313 *	-0,318 *	-0,316 *		-0,296 *		0,522 * -0,958 *
2000			0,406 *	0,408 *	0,399 *	0,391 *	0,388 *		0,412 *		1,179 * -0,885 *
Contraintes sévères				0,297 *	0,282 *	0,281 *	0,287 *		0,287 *		0,289 *
Sexe (Femmes=1)				0,049 *	0,048 *	0,047 *	0,047 *		0,047 *		0,047 *
Scolarité - 0				0,288 *	0,285 *	0,293 *	0,306 *		0,305 *		0,307 *
Scolarité - 1				0,148 *	0,153 *	0,162 *	0,178 *		0,177 *		0,180 *
Scolarité - 2				0,005	0,007	0,015	0,027		0,027		0,030
Âge				0,010 *	0,010 *	0,010 *	0,010 *		0,010 *		0,010 *
Taux de chômage					0,124 *	0,124 *	0,121 * 0,002		0,127 * 0,003		0,147 * -0,021
Salaires minimum					0,341 *	0,340 *	0,267 * 0,085 *		0,243 * 0,095 *		-0,137 0,515 *
Barèmes					0,060 *	0,060 *	0,097 * -0,055 *		0,098 * -0,057 *		0,111 * -0,076 *
Générosité de l'AE					-0,083 *	-0,083 *	-0,069 * -0,012		-0,040 -0,043 *		0,080 * -0,176 *
Réforme (=1 si après 1989)					0,012	0,016	0,192 * -0,216 *		0,252 * -0,283 *		0,004 0,032
Mois de résidence Can/1000						-0,377 *	-0,433 *		-0,426 *		-0,407 *
Demandeur d'asile						-0,037	-0,083 *		-0,079 *		-0,091 *
Récession 81-82									-0,014 0,000		-0,184 * 0,187 *
Récession 90-93									-0,038 * 0,007 *		-0,085 * 0,062 *
Log-vraisemblance	-393697,0	-392462,3	-389976,4	-346474,1	-346048,7	-345006,5	-344928,5		-344920,8		-344848,7
Nombre d'observations	1623020	1623020	1623020	1437814	1437814	1433542	1433542		1433542		1433542
Test de ratio de vraisemblance		2469,4	4971,9	+	850,9	+	156,0		15,2		144,3

<sup>1</sup> Chaque spécification compte plus de 52 paramètres dans le hasard de base. Ces paramètres sont toujours globalement significatifs à 5 % sur la base d'un test de Wald.

Notes : \* Indique un seuil de significativité de 5% ; \*\* Indique un seuil de significativité de 10% ;

+ Indique que le test de ratio de vraisemblance ne peut être calculé en raison d'une différence trop importante dans le nombre d'observations entre deux modèles.

**Graphique 1**  
**Taux de chômage et Taux de présence à l'aide sociale**  
**Personnes nées au Canada et hors du Canada**



○ Personnes nées au Canada   
 — Personnes nées hors-Canada   
 - - - Taux de chômage

