



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 182

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-86609-6

Document de recherche

Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants

par Abdurrahman Aydemir

Division des études sur la famille et le travail
24-J Immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Toutes les opinions émises par l'auteur de ce document ne reflètent pas nécessairement celles de Statistique Canada.



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Effets des critères de sélection et des possibilités économiques sur les caractéristiques des immigrants

par

Abdurrahman Aydemir

N° 182

**11F0019 N° 182
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-86609-6**

Études sur la famille et le travail
et
Département d'économie
Université Western en Ontario

Ottawa (Ontario)
K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements :

Service national de renseignements : 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : linfostats@statcan.ca

octobre 2002

Je suis particulièrement reconnaissant aux membres de mon comité de thèse : les professeurs James B. Davies, Chris Robinson et Jeffrey Smith pour leurs conseils. J'aimerais spécialement remercier mon directeur, le professeur Chris Robinson, pour son soutien continu. Mes discussions avec Audra Bowlus, James Heckman, Kevin Lang, Costas Meghir et Todd Stinebrickner, les commentaires des séminaristes à l'Université Western en Ontario, l'Université McMaster, l'Université de Victoria et l'Université du Maine, de même que les commentaires d'un arbitre anonyme, ont été des sources d'inspiration pour ce qui suit. J'aimerais remercier la Division des études sur la famille et le travail Statistique Canada pour son soutien financier dans le cadre d'une allocation de recherche, de même que la Division des statistiques sociales, du logement et des familles pour leur soutien en données, en particulier Jane Badets, Peter Smith et Derrick Thomas.

Les opinions exprimées dans le présent document sont celles de l'auteur et n'engagent en rien Statistique Canada.

Also available in English

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Table des matières

<i>1. Introduction</i>	<i>1</i>
<i>2. Le modèle.....</i>	<i>4</i>
<i>2.1 Étape n° 1 - La décision de demander le statut d'immigrant (Demande d'immigration).....</i>	<i>4</i>
<i>2.2 Étape n° 2 - Le pays d'accueil procède à la sélection des requérants à partir du bassin (Examen de la demande).....</i>	<i>7</i>
<i>2.3 Estimation des paramètres d'après les deux étapes.....</i>	<i>7</i>
<i>2.4 Spécification des premier et deuxième indices de sélection.....</i>	<i>11</i>
<i>3. Les données.....</i>	<i>13</i>
<i>4. Estimation du modèle de forme réduite.....</i>	<i>17</i>
<i>4.1 Modèle de forme réduite à une étape.....</i>	<i>17</i>
<i>4.2 Estimation du modèle sous forme réduite dans le cas d'un processus d'immigration en deux étapes.....</i>	<i>19</i>
<i>4.3 Analyse de la politique au moyen du modèle sous forme réduite à deux étapes</i>	<i>23</i>
<i>5. Conclusion.....</i>	<i>24</i>
<i>Annexe 1 – Politique canadienne d'immigration.....</i>	<i>36</i>
<i>Bibliographie.....</i>	<i>39</i>

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



RÉSUMÉ

La migration internationale est le résultat à la fois du désir de migration d'une personne et du processus de sélection d'un pays d'accueil. Auparavant, les ouvrages spécialisés sur la question limitaient l'accent théorique au désir d'immigrer, et les documents empiriques portaient principalement sur les personnes ayant de fait immigré, alors que la migration découle de ces deux facteurs. L'objectif du présent document est de cerner les éléments de ce processus décisionnel en deux volets dans le cadre d'un modèle de migration à deux étapes. D'abord, les immigrants éventuels font une demande d'immigration au pays d'accueil, puis le pays d'accueil choisit les immigrants à partir du bassin de requérants. Les paramètres du modèle se rapportent directement aux outils d'intervention, tels que les points attribués à diverses caractéristiques. Compte tenu des estimations paramétriques du modèle, il est maintenant possible comme jamais auparavant d'effectuer une analyse générale de la politique d'immigration et une analyse des facteurs déterminant la décision des personnes de faire une demande d'immigration. À partir d'échantillons des migrants et des non-migrants, le modèle est évalué en ce qui concerne la migration en provenance de deux pays sources différents, soit les États-Unis et le Royaume-Uni. Pour ce qui est des migrants, nous nous appuyons sur un nouvel ensemble de données longitudinales, la Base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM). Grâce à cette base riche en information, qui reflète le suivi des immigrants au Canada sur une longue période et renferme des renseignements à la fois sur leur demande d'immigration et sur leur revenu subséquent, nous pouvons maintenant étudier un éventail élargi de questions. L'estimation du cadre à deux étapes nous fournit d'importants renseignements sur les répercussions des facteurs qui déterminent ces deux étapes. Par exemple, dans le cas des deux pays sources, les personnes les plus instruites sont plus susceptibles d'être observées comme migrants, fait observable à partir d'un probit simple. Cependant, la méthode à deux étapes montre que, contrairement aux personnes du Royaume-Uni, les personnes les plus instruites des États-Unis sont moins susceptibles de présenter une demande d'immigration, mais que compte tenu du stade de la politique, les migrants de fait sont plus instruits. Cela peut être attribuable aux personnes qui décident de retourner aux études dans les divers pays, élément qui devrait faire l'objet d'une étude ultérieurement. Par ailleurs, le processus de sélection du pays d'accueil influe considérablement sur les caractéristiques des immigrants. Nous pouvons en conclure que les paramètres déterminant le désir des personnes d'immigrer ne peuvent pas être adéquatement définis sans que nous tenions compte de l'incidence du processus de sélection appliqué par le pays d'accueil. Dans un tel contexte, il est possible d'approfondir l'étude de questions telles que les effets des changements du cadre stratégique sur la migration et les effets des politiques qui affectent indirectement sur la migration en faisant varier les taux de salaire net d'impôts.

Mots clés : immigration, autosélection, système de points d'appréciation, probit à deux dimensions, observabilité partielle

JEL: J61, J68

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



1 INTRODUCTION

Dans le cadre de l'étude de la migration internationale de la main-d'œuvre, il est intéressant d'examiner deux questions connexes du point de vue du pays d'accueil. Mentionnons d'abord l'incidence de l'immigration sur l'économie, puis l'établissement du nombre et de la composition des immigrants. La présente étude porte sur la deuxième question. Le but en est de comprendre les facteurs qui incitent des personnes à vouloir immigrer à l'étranger, soit le bassin des requérants, de même que l'incidence de la sélection des immigrants effectuée par le pays d'accueil et, du coup, l'incidence de la politique d'immigration sur les caractéristiques observées des immigrants.

La documentation sur la migration interne abonde. Il s'agit d'une migration non assujettie aux contraintes prévues par la politique d'immigration, car aucune limite ne circonscrit la migration à l'intérieur d'un pays. Toutefois, sur le plan international, le mouvement d'immigration se définit à la fois par la sélection des immigrants effectuée par le pays d'accueil et par la décision d'immigrer de certaines personnes. Il faut donc tenir compte de ces facteurs pour comprendre les éléments déterminants de la migration internationale.

Les pays d'accueil essaient de sélectionner au sein du bassin de requérants les immigrants hautement qualifiés qui possèdent des compétences très recherchées. Pour y parvenir, ils appliquent des politiques d'immigration qui visent à contrôler la répartition des compétences des nouveaux immigrants. Par exemple, conformément aux règlements canadiens actuels, les immigrants autres que les réfugiés sont classés selon les trois catégories d'admissibilité suivantes : la catégorie de la famille, la catégorie des immigrants indépendants et la catégorie des parents aidés. Les demandes des immigrants indépendants et des parents aidés sont évaluées d'après un « système de points d'appréciation ». Des points sont attribués aux requérants en fonction des caractéristiques personnelles que l'on suppose être liées à la capacité d'adaptation à court et à long terme à l'économie canadienne, comme les études, l'âge, l'expérience, de même que la demande à l'égard de la profession envisagée du requérant¹.

D'autres pays d'accueil majeurs, comme les États-Unis et l'Australie, disposent également de politiques visant à contrôler la répartition des compétences des immigrants. L'Australie possède un système de points d'appréciation qui ressemble à celui du Canada. Aux États-Unis, en l'absence d'un système de points, les employeurs essaient d'attirer des immigrants qualifiés en octroyant des visas spéciaux pour divers secteurs d'activité à l'égard desquels il y a une demande de travailleurs qualifiés. Le contrôle du nombre de migrants et de la répartition de leurs compétences fait l'objet d'un débat important au sein de l'Union européenne par suite de la hausse de la migration entre les pays membres et de celle en provenance de pays non membres.

Les politiques d'immigration des pays d'accueil, comme ceux dont il a été question plus haut, peuvent influencer considérablement sur l'immigration. Il est donc capital d'évaluer les répercussions des paramètres de ces politiques sur cette dernière.

¹ Vous trouverez à l'annexe 1 de plus amples renseignements sur la politique canadienne d'immigration et le système de points d'appréciation pour la période allant de 1986 à 1990.

Auparavant, on étudiait, sur le plan théorique, le désir d'immigration et, sur le plan empirique, les immigrants de fait ou l'incidence de la politique d'immigration. Autant les travaux théoriques² que les travaux empiriques³ sur les facteurs déterminants de la migration internationale ne tenaient pas compte des répercussions de la politique d'immigration du pays d'accueil sur l'immigration. Lucas (1985) a essayé d'évaluer l'incidence des signes particuliers des immigrants sur l'immigration. Borjas (1987) a élaboré un modèle d'autosélection fondé sur le modèle de Roy (1951) qui a été repris abondamment dans la documentation. Ce modèle permet d'évaluer l'incidence de l'inégalité des revenus dans les pays sources sur les compétences des migrants, ce qui contrôle les variables globales propres au pays source représentant les conditions politiques et économiques. À partir de Borjas (1987), les répercussions du modèle Roy mises à l'essai dans le cadre de diverses études ont donné des résultats conflictuels⁴.

Greenwood et McDowell (1991), de même que Cobb-Clark (1993), ont signalé que l'on n'avait pas tenu compte, dans la documentation, de la politique d'immigration. C'est pourquoi ils ont inclus des variables dans leurs équations sous forme réduite sur une base empirique dans le but d'évaluer les répercussions de la politique. D'après leurs constatations, il semble que la politique d'immigration ait considérablement influé sur les résultats observés.

Parallèlement, dans les études empiriques, on a voulu déterminer le degré d'incidence de la politique d'immigration sur les niveaux de compétences des migrants. Les études de l'efficacité de la politique ont été effectuées selon deux approches. Dans le cadre de la première approche (p. ex., Green et Green, 1995), on a limité l'étude à un seul pays d'accueil et on a défini des périodes visées par différentes politiques d'immigration. Les écarts quant au nombre d'immigrants et à leur composition sont attribués aux changements de politique. Bien que cette approche permette de contrôler les changements de l'origine nationale des immigrants au cours de différentes périodes, elle ne permet pas de cerner les répercussions des changements de politique sur les gens à partir des nouvelles mesures incitatives à l'immigration. La deuxième approche (p. ex., Borjas, 1993) vise l'étude des pays d'accueil qui ont des politiques différentes et qui attribuent les écarts dans les résultats aux différentes politiques d'immigration. Dans le cadre de cette approche, on s'appuie habituellement sur les données de recensements des pays. Ainsi, on mêle à tort des données sur des immigrants qui sont entrés dans des pays conformément à des politiques très différentes. En outre, comme les données de recensement ne renferment aucun renseignement sur la catégorie des immigrants, il est impossible de tirer des conclusions précises quant à certains volets de la politique d'immigration (p. ex., le système de points d'appréciation au Canada).

² Pour un examen des modèles théoriques d'immigration, consultez Bauer T. et K. F. Zimmerman (1995), Massey et coll. (1993, 1994).

³ Consultez Lucas (1985), O Grada (1986), Taylor (1986), Adams (1993). Il s'agit de l'immigration entre pays en développement (PED) et pays développés ou de l'immigration entre pays en développement.

⁴ Borjas (1987) et Borjas (1993) visaient l'immigration aux États-Unis de personnes originaires de divers pays sources. Ramos (1992), Ortiz (1986), Rivera-Batiz (1989), Gutierrez (1983), Sandis (1973), Hernandez-Alvarez (1967), Senior et Watkins (1975), Friedlander (1965), Melendez (1994) ont principalement étudié l'immigration entre Porto Rico et les États-Unis. Les études antérieures à celles de Borjas (1987) s'appuyaient surtout sur les ouvrages précédents traitant de l'exode des cerveaux. Comme les Portoricains et les Américains peuvent, par conséquent, se déplacer librement entre les deux « pays », la taille et la composition des mouvements d'immigration peuvent, en fait, être entièrement attribuables aux différences sociales et économiques entre les régions d'origine et les régions d'accueil.

Dans la présente étude, nous avons établi un cadre qui définit la migration à l'intérieur d'une procédure à deux étapes :

Étape (1) : **Demande d'immigration** : Les immigrants éventuels présentent une demande d'immigration à un pays d'accueil.

Étape (2) : **Examen de la demande** : Le pays d'accueil sélectionne des migrants à partir du bassin de requérants.

Les différences observées pour ce qui est des caractéristiques des mouvements d'immigration au fil du temps et d'un pays source à l'autre (niveaux de compétences, âge et répartition des professions) peuvent être attribuées aux diverses mesures incitatives offertes aux gens par les pays sources et les pays d'accueil qui influent sur leur désir d'immigrer ou peuvent découler de nouvelles règles de sélection appliquées par le pays d'accueil. Dans le cadre de la présente étude à deux étapes, nous pouvons cerner séparément les répercussions de ces facteurs sous-jacents. Ainsi, nous pouvons prédire l'incidence de nouvelles mesures incitatives ou de changements démographiques, comme une modification de la répartition par âge, sur les signes particuliers des requérants d'un pays source. À partir d'un bassin de requérants donné, nous pouvons également prévoir les répercussions des diverses règles en matière de sélection. Restreindre, comme auparavant, l'étude empirique aux migrants de fait, c'est-à-dire à ceux dont la demande d'immigration a été acceptée après examen, pose deux problèmes de taille. D'abord, cela nous empêche d'analyser les répercussions de la politique d'immigration sur l'immigration quand les changements de politique sont accompagnés de nouvelles mesures incitatives. Puis, en nous soustrayant à la structure à deux volets, nous ne pouvons pas définir les paramètres structuraux de l'étape de la demande et de l'étape de l'examen.

Dans la présente étude à deux étapes, nous pouvons évaluer, en appliquant la variable de la sélection/retours corrigés à diverses caractéristiques pour les migrants et les non-migrants, les « salaires d'opportunité », c'est-à-dire les salaires des migrants s'ils étaient restés dans leur pays et les salaires des non-migrants s'ils avaient immigré. Ainsi, nous pouvons estimer la sensibilité du désir de la personne d'immigrer par rapport au nombre de retours prévus. Nous pouvons également étudier les répercussions des politiques qui touchent indirectement sur la migration en faisant varier les taux de salaires nets d'impôts.

Nous évaluons le modèle en réunissant des échantillons de migrants et de non-migrants de sexe masculin, d'après les données de recensement du Royaume-Uni et des États-Unis à l'égard des non-migrants et un nouvel ensemble de données sur les migrants au Canada, soit la Base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM). Grâce à ces données, nous pouvons élargir la portée des études et ainsi obtenir des résultats plus concluants. La BDIM renferme des renseignements sur des caractéristiques telles que le niveau d'instruction des immigrants au moment de leur entrée au pays et leur revenu d'après leurs déclarations de revenu, ce qui nous permet d'avoir une meilleure estimation du revenu viager. En outre, nous pouvons cerner la catégorie d'admissibilité des immigrants. Les particularités du nouvel ensemble de données permettent un meilleur traitement des questions relatives à la sélection et de meilleures mesures des outils d'intervention. Auparavant, la documentation sur la migration portait principalement sur le mouvement d'immigration entre les pays en développement et les pays développés. Ce n'est que depuis récemment que l'on se penche sérieusement sur la migration entre pays développés. C'est

pourquoi il est devenu impérieux sur le plan théorique et politique d'estimer les paramètres sous-jacents aux décisions à la base de ce mouvement de la main-d'œuvre en augmentation constante. Les États-Unis et le Royaume-Uni représentent deux pays sources où le Canada allait chercher des travailleurs qualifiés. A cet effet nous disposons de données sur les non-migrants facilement et rapidement utilisables.

L'estimation du cadre à deux étapes nous éclaire considérablement sur les répercussions des facteurs sous-jacents aux deux étapes. Soulignons, par exemple, que les migrants de ces deux pays sources ont tendance à être très instruits, fait observable d'après un simple probit. Toutefois, la méthode à deux étapes nous indique que, contrairement aux immigrants du Royaume-Uni, les personnes les plus instruites aux États-Unis ont moins tendance à vouloir immigrer au Canada, mais que, compte tenu du stade de la politique, les migrants des États-Unis sont très scolarisés. Cela peut s'expliquer par le retour aux études observé dans les divers pays, sujet éventuel d'une future étude. Il semble également que le processus de sélection du pays d'accueil influe considérablement sur les caractéristiques des immigrants. Autrement dit, il est impossible de définir les paramètres sous-jacents au désir d'immigration des gens sans tenir compte de l'incidence du processus de sélection du pays d'accueil.

Dans la prochaine section, nous exposons les grandes lignes du modèle théorique de la présente étude. Il y est question d'estimation et d'une description du cadre économétrique. À la section 3, nous décrivons les caractéristiques pertinentes des données utilisées. La section 4 renferme les conclusions empiriques selon l'estimation sous forme réduite. La conclusion se trouve à la section 5.

2 LE MODÈLE

2.1 Étape n° 1 - La décision de demander le statut d'immigrant (*Demande d'immigration*)

Examinons le problème de choix auquel doit faire face la personne i située dans le pays source (*pays 2*) et prenons en considération qu'il y a migration au pays d'accueil (*pays 1*). Supposons, d'après la documentation existante, que la décision peut être représentée comme un problème d'optimisation de l'utilité au cours d'une vie et qu'on peut se servir d'équivalents monétaires. La personne va donc décider de faire une demande d'immigration si les gains prévus dépassent les coûts liés à la demande, C_{ai} . Par gains prévus, on entend la différence entre le revenu prévu s'il y a demande d'immigration et le revenu prévu en l'absence d'une demande en tenant compte des frais de déménagement. Si la personne décide de présenter une demande d'immigration, elle sera acceptée selon la probabilité P_i^a . Si la demande est acceptée, le migrant reçoit un flux de bénéfices dans le pays d'accueil, soit w_{1i} , et engage des dépenses liées au déménagement, C_{mi} . Si la demande est rejetée, le migrant reçoit un flux de bénéfices dans le pays source, soit w_{2i} . Par conséquent, le revenu prévu si la personne décide de présenter une demande d'immigration est le suivant :

$$P_i^a (w_{1i} - C_{mi}) + (1 - P_i^a) w_{2i}$$

Le revenu prévu si la personne décide de ne pas présenter de demande d'immigration correspond tout simplement à la valeur de w_{2i} . Alors les gains prévus associés à la demande d'immigration sont les suivants :

$$P_i^a (w_{1i} - C_{mi}) + (1 - P_i^a) w_{2i} - w_{2i}$$

Par conséquent, les immigrants éventuels décident de présenter une demande d'immigration si :

$$P_i^a (w_{1i} - C_{mi}) + (1 - P_i^a) w_{2i} - w_{2i} > C_{ai} \quad (1)$$

$$(1) \Rightarrow P_i^a (w_{1i} - w_{2i} - C_{mi}) > C_{ai} \quad (2)$$

Si $C_{ai} = 0$, le critère est ramené à :

$$(w_{1i} - w_{2i} - C_{mi}) > 0 \quad (3)$$

pour la valeur de P_i^a différente de zéro. Les dépenses liées à la demande d'immigration, C_{ai} , sont engagées au moment de la présentation de la demande. Il s'agit de coûts variables qui sont déterminés en fonction du nombre de personnes à charge et qui excluent notamment les frais de déménagement et les revenus abandonnés, qui sont compris dans la valeur de C_{mi} . La valeur de C_{ai} est habituellement peu élevée par rapport à la valeur du revenu viager (w) et est présumée équivaloir à zéro pour le reste de l'analyse⁵.

Ainsi, d'après l'équation (3), la probabilité qu'une personne présente une demande d'immigration dépend positivement du niveau de revenu permanent qu'elle s'attend à gagner dans le pays d'accueil et négativement de son niveau de revenu permanent dans le pays source et des frais de déménagement. Par frais de déménagement, on entend les frais de voyage, les revenus abandonnés du fait du déménagement, de même que les coûts psychologiques associés au déménagement. Les revenus et les coûts diffèrent d'une personne à l'autre puisque ceux-ci sont établis en fonction de signes particuliers, comme l'âge, le niveau d'instruction et le sexe.

Selon la documentation précédente, disons que⁶

⁵ L'hypothèse de $C_{ai} = 0$ ne tient aucunement compte des résultats de l'examen de la demande effectuée par le pays d'accueil. L'assouplissement de l'hypothèse d'indépendance n'est possible qu'en présence de renseignements supplémentaires sur les coûts et de changements apportés au modèle. La question reste à être étudiée.

⁶ Robinson et Tomes (1980) justifient l'hypothèse sur le plan théorique et empirique. Ils prétendent notamment que les dépenses liées à l'immigration sont proportionnelles au revenu permanent dans le pays source compte tenu d'investissements et/ou de fonds particuliers du pays source. La spécification linéaire $C_{mi} = c_{mi} w_{2i}$ découle de l'utilité de la forme fonctionnelle.

$$C_{mi} = c_{mi} w_{2i}$$

où $c_{mi} \geq 0$ et à partir de l'approximation $\ln(1+c) \approx c$ (pour les petites valeurs de c), reprenez le critère équivalent qui s'applique à la demande d'immigration comme suit :

$$\ln w_{1i} - \ln w_{2i} - c_{mi} > 0$$

Disons que la valeur actualisée du logarithme du revenu viager dans les deux pays est représentée par les fonctions linéaires suivantes :

$$\ln w_{1i} = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad (4.1)$$

$$\ln w_{2i} = X_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} \quad (4.2)$$

Et disons que

$$c_{mi} = X_{3i}\beta_3 + \varepsilon_{3i} \quad (4.3)$$

où les variables X sont observables et les variables ε sont latentes pour l'économétricien. Les coefficients β représentent les paramètres structuraux qui nous intéressent à l'étape de la demande d'immigration.

Puis, définissons l'indice suivant :

$$I_{1i}^* = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} - X_{2i}\beta_2 - \varepsilon_{2i} - X_{3i}\beta_3 - \varepsilon_{3i} \equiv W_i\pi + \varepsilon_i \quad (6)$$

de sorte que le critère qui s'applique à l'étape (1) soit $I_{1i}^* > 0$, or $\varepsilon_i > -W_i\pi$.

Il peut s'agir d'un indice structurel si les termes distincts $X_{1i}\beta_1$, $X_{2i}\beta_2$ et $X_{3i}\beta_3$ peuvent être mesurés et que les coefficients β peuvent être récupérés sous réserve de certaines conditions (dont il sera question ci-après). Autrement, nous devons nous appuyer sur l'indice sous forme réduite $I_{1i}^* \equiv W_i\pi + \varepsilon_i$ et évaluer la valeur de π ^{7,8}.

⁷ D'après la documentation antérieure sur la migration internationale, l'indice sous forme réduite $Y_i \equiv W_i\pi + \varepsilon_i$ équivaut à 1 si la personne immigré et à 0, dans les autres cas. Plus loin dans le texte, nous parlerons du « modèle sous forme réduite à une étape ».

⁸ Dans le présent document, la décision de présenter une demande d'immigration vise la personne plutôt que la famille puisque les données sur les migrants ne nous permettent pas d'identifier les familles.

2.2 Étape n° 2 - Le pays d'accueil procède à la sélection des requérants à partir du bassin (Examen de la demande)

Nous présumons que les pays d'accueil disposent de politiques d'immigration qui prévoient l'étape de l'examen, ce qui leur permet d'avoir un mécanisme de sélection d'immigrants à partir d'un bassin de requérants. Supposons que ce mécanisme peut être représenté par l'indice suivant :

$$I_{2i}^* = X_{4i}\beta_4 + \varepsilon_{4i} > 0 \quad (7)$$

où les variables X_{4i} constituent des caractéristiques observables de l'immigrant éventuel et tous les paramètres de politique mesurables et les valeurs de ε_{4i} sont latentes pour l'économétricien⁹.

Dans le système canadien de points d'appréciation, la personne ayant obtenu un nombre suffisant de points (le même pour tous les requérants de la même catégorie d'admissibilité) est admise au pays. Pour obtenir le nombre total de points d'une personne, il faut additionner les points attribués aux caractéristiques pertinentes. Par exemple, depuis 1990, une personne obtient six points si elle est âgée de 19 ans, huit points si elle a 20 ans et 10 points si elle est âgée de 21 à 44 ans. La variable ε_4 peut notamment varier selon les points additionnels que l'agent d'immigration accorde au requérant lors de l'évaluation.

L'hypothèse implicite dans le cas de la spécification ci-dessus de l'indice de sélection I_{2i}^* est que la valeur de ε_4 n'est pas en corrélation avec la valeur de X_4 . Si l'agent d'immigration a tendance à accorder un nombre supérieur de points aux « qualités personnelles » aux requérants qui se situent près de la valeur minimale dans le système de points d'appréciation, il peut y avoir une corrélation non nulle entre les valeurs de ε_4 et X_4 . Mais, comme il peut s'agir d'un tout autre scénario, il est impossible à priori de déterminer le signe de la corrélation éventuelle. Au moyen de l'échelle de cotation, la corrélation entre la valeur de ε_4 et les éléments individuels de X_4 , de même que le nombre total de points obtenus d'après la valeur de X_4 sont examinés. Résultat : aucune corrélation importante n'est relevée.

2.3 Estimation des paramètres d'après les deux étapes

Étant donné la formulation ci-dessus, nous pouvons envisager la personne et le pays d'accueil comme deux décideurs ($j = 1, 2$) devant faire un choix binaire $I_{ji} = 0, 1$. Disons que

$$I_{ji} = 1 \quad \text{if} \quad I_{ji}^* > 0 \\ = 0 \quad \text{autrement}$$

⁹ La spécification de l'indice de sélection est définie en fonction du contexte à l'étude. Au Canada, on peut évaluer approximativement le « système de points d'appréciation » au moyen d'un tel indice. Dans d'autres cas, en l'absence d'approximations raisonnables, on peut définir une structure à condition d'avoir suffisamment de renseignements sur le processus. Quand l'estimation des indices structureux est impossible, on peut recourir à un modèle sous forme réduite.

La décision de chaque personne correspond à un modèle de probit unidimensionnel (si nous présumons des valeurs de ε normales) et les deux décisions ensemble correspondent à un modèle de probit à deux dimensions. $I_{1i} = 1$ si la personne i présente une demande et $I_{2i} = 1$ si la demande de celle-ci i est acceptée.

On parle d'observabilité complète si l'on peut observer toutes les variables à l'égard de chaque personne, que celle-ci présente ou non une demande et que le pays d'accueil l'accepte ou non. Étant donné un échantillon aléatoire $(I_{1i}, I_{2i} \mid W_i, X_{4i})$, ($i = 1, 2, \dots, n$), si les conditions d'identification habituelles s'appliquent (p. ex., un des vecteurs $(W_i \text{ or } X_{4i})$ exclut au moins une variable exogène qui se trouve dans l'autre vecteur) et sont assujetties à une règle de normalisation dans chaque équation, les valeurs de π et β_4 sont déterminées (Heckman, 1976, 1978; Amemiya, 1978). Sous réserve de certaines conditions, nous pouvons estimer les paramètres structuraux qui s'appliquent à l'étape de la demande d'immigration.

Dans le cas qui nous concerne, les choix I_{1i} et I_{2i} ne peuvent pas être entièrement observés. Nous ignorons, par exemple, qui sont les requérants refusés. Tout ce que nous connaissons ce sont les personnes ayant de fait immigré (c'est-à-dire celles qui ont fait une demande et qui ont été admises) et celles qui ne l'ont pas fait. Il s'agit ici du cadre d'observabilité partielle de Poirier (1980). Selon Poirier, l'observabilité partielle peut être représentée par la variable aléatoire binaire simple

$$Z_i = I_{1i} * I_{2i} \quad i = 1, 2, \dots, n$$

$Z_i = 1$ iff $I_{1i} = I_{2i} = 1$, si la personne immigré, et zéro si elle ne le fait pas. Par conséquent, Z_i constitue la variable de migration observée, et la probabilité de migration est la probabilité conjointe suivante :

$$\Pr(I_{1i} = 1, I_{2i} = 1) = \Pr(I_{2i} = 1 \mid I_{1i} = 1) \Pr(I_{1i} = 1) = \Pr(Z_i = 1)$$

Par conséquent, la distribution de probabilités de Z équivaut à :

$$\begin{aligned} \Pr(Z_i = 1) &= \Pr(I_{1i} = 1 \text{ and } I_{2i} = 1) \equiv P_i^m \\ \Pr(Z_i = 0) &= \Pr(I_{1i} = 0 \text{ or } I_{2i} = 0) = 1 - \Pr(I_{1i} = 1 \text{ and } I_{2i} = 1) = 1 - P_i^m \end{aligned}$$

Étant donné un échantillon aléatoire d'observations à l'égard de Z , nous pouvons préciser le logarithme du rapport de vraisemblance pour l'échantillon en fonction d'hypothèses de distribution à l'égard des variables ε .

Supposons que chaque personne dans le pays source tire une réalisation de la paire $(\varepsilon, \varepsilon_4)$ de la distribution normale à deux variables $g(\varepsilon, \varepsilon_4, \rho)$, où ρ correspond à la corrélation entre ε et ε_4 .¹⁰

Étant donné un échantillon aléatoire d'observations $(Z_i | W_i, X_{4i}) (i=1,2,\dots,n)$, le logarithme du rapport de vraisemblance pour l'échantillon est le suivant¹¹ :

$$L(\pi, \beta_4, \rho) = \sum_{i=1}^n \{Z_i \ln G(W_i \pi, X_{4i} \beta_4; \rho) + (1 - Z_i) \ln [1 - G(W_i \pi, X_{4i} \beta_4; \rho)]\} \quad (8)$$

Disons que $\theta = [\pi', \beta_4', \rho]$, il faut estimer le vecteur de paramètre θ .

La fonction de vraisemblance présentée ci-dessus (8) présuppose un processus d'échantillonnage exogène où est prélevée de façon aléatoire une séquence de personnes à l'égard desquelles on observe les résultats conjoints (Z_i) de leur choix de présenter ou non une demande d'immigration et de la décision du pays d'accueil relativement à la demande, le cas échéant. En revanche, le processus d'échantillonnage fondé sur les choix est un processus où l'on prélève un certain nombre de variantes à l'égard desquelles on observe les caractéristiques des décideurs qui les sélectionnent (Manski et Lerman, 1977). Dans les échantillons fondés sur les choix, les estimations ML habituelles seront quelque peu biaisées. Manski et Lerman ont introduit un estimateur alternatif dans ces cas qui permet d'obtenir des estimateurs convergents : on modifie l'estimateur ML habituel en pondérant la contribution de chaque observation selon la fonction de vraisemblance. Si le résultat associé à l'observation n est la valeur alternative i , autrement dit migrant ou non-migrant, alors le poids imposé est $Q(i)/H(i)$, où $Q(i)$ correspond à la fraction des décideurs ayant pour résultat i et $H(i)$ constitue la fraction des décideurs pour l'échantillon fondé sur les choix. Pour appliquer cette méthode, l'analyste doit connaître les deux fractions.

L'échantillonnage fondé sur les choix est pertinent dans la présente étude en ce qui concerne les sous-populations des migrants et des non-migrants. Le modèle est évalué à partir des coefficients de pondération qui s'appliquent à l'échantillonnage fondé sur les choix¹².

¹⁰ Nous pouvons formuler diverses hypothèses concernant les composantes de ε et ε_4 que la personne connaît, mais que l'économétricien ignore. Par exemple, la variable ε_4 peut contenir certains signes particuliers que l'économétricien ignore, mais que le requérant connaît et qui sont pertinents pour le système de points d'appréciation en plus d'un élément subjectif de l'évaluation de l'agent d'immigration que le migrant éventuel ignore et qui ne lui sera révélé qu'à la fin du processus de demande d'immigration.

¹¹ Comparativement au cas où les choix sont pleinement observés, les estimations maximales du rapport de vraisemblance d'après l'équation présentée en (8) seront inefficaces (Poirier, 1980). Ajoutons qu'il y aura des problèmes d'identification, sujet qui sera abordé plus loin.

¹² Il faut en outre corriger les erreurs-types dans le cas de l'échantillonnage fondé sur les choix. Vous trouverez plus loin avec les estimations des paramètres, les erreurs types corrigées qui s'appliquent à l'échantillonnage fondé sur les choix.

Le coefficient de pondération à l'égard d'un migrant (a_i^m) est égal à la fraction des migrants d'un certain groupe (comme les hommes de 18 à 65 ans) au sein de la population d'un pays source par rapport à la fraction des migrants de l'échantillon (compte tenu des restrictions précédentes) ayant servi à l'estimation. Le coefficient de pondération qui s'applique à un non-migrant (a_i^{nm}) est calculé de la même façon. D'après les données, nous obtenons le nombre de migrants originaires d'un pays source au cours d'une période. Nous pouvons calculer les coefficients de pondération en fonction de la taille de la population du pays source. Ainsi, la fonction de vraisemblance calculée selon l'échantillonnage fondé sur les choix correspond à :

$$L(\pi, \beta_4, \rho) = \sum_{i=1}^n \{Z_i a_i^m \ln G(W_i \pi, X_{4i} \beta_4; \rho) + (1 - Z_i) a_i^{nm} \ln [1 - G(W_i \pi, X_{4i} \beta_4; \rho)]\} \quad (8')$$

Pour l'identification de π et β_4 , il faut qu'au moins une variable dans W ne soit pas dans X_4 ou vice versa (Poirier, 1980). L'estimation des valeurs π et β_4 est appelée « estimation sous forme réduite » dans le reste du texte.

L'estimation des paramètres à l'étape de la demande β_1, β_2 et β_3 , de même que β_4 est appelée « estimation structurelle ». On suggère d'employer une procédure d'estimation à trois étapes pour obtenir des estimations convergentes des variables β . Il s'agit d'un prolongement de la méthode à deux étapes de Heckman pour le prélèvement des échantillons. Les fonctions des gains ne peuvent être estimées pour l'ensemble des personnes qui habitaient dans le pays source. Pour les migrants, nous observons $\ln w_{1i}$ et pour les personnes qui demeurent dans le pays source, nous observons $\ln w_{2i}$. Pour l'estimation des équations des gains, il faut tenir compte du processus de sélection double. L'équation (4.1) est estimée à l'égard de l'échantillon des migrants :

$$\begin{aligned} E[\ln w_{1i} | Z_i = 1] &= E[\ln w_{1i} | I_{1i}^* > 0 \text{ et } I_{2i}^* > 0] \\ &= X_{1i} \beta_1 + E[\varepsilon_{1i} | I_{1i}^* > 0 \text{ et } I_{2i}^* > 0] \end{aligned} \quad (9)$$

L'équation (4.2), en revanche, doit être estimée pour l'échantillon des personnes qui demeurent dans le pays source :

$$E[\ln w_{2i} | Z_i = 0] = X_{2i} \beta_2 + E[\varepsilon_{2i} | Z_i = 0] \quad (10)$$

où

$$\begin{aligned} Z_i = 0 \text{ si } & (I_{1i}^* < 0 \text{ et } I_{2i}^* > 0) \text{ ou} \\ & (I_{1i}^* > 0 \text{ et } I_{2i}^* < 0) \text{ ou} \\ & (I_{1i}^* < 0 \text{ et } I_{2i}^* < 0) \end{aligned}$$

Pour obtenir des estimations de paramètres convergentes, il faut étendre la procédure à deux étapes

de Heckman (1979) s'appliquant à une seule règle de sélection à deux règles de sélection¹³.

Un tel cas d'observabilité partielle entraîne essentiellement deux conséquences. D'abord, les estimations du maximum de vraisemblance obtenues d'après l'équation (8'), en comparaison de celles obtenues dans le cas de choix entièrement observés, sont inefficaces. Nous ne pouvons pas évaluer l'importance de la perte d'efficacité sans nous rapporter à un ensemble particulier de données. Puis, il y a des problèmes d'identification comme il a été mentionné ci-dessus.

2.4 Spécification des premier et deuxième indices de sélection

Les fonctions des gains qui s'appliquent aux deux pays sont définies selon la formule du semi-logarithme proposée par Mincer (1974) :

$$\ln w_{ji} = X_{ji} \beta_j + \varepsilon_{ji}$$

où

$$X_{ji} = \{\text{études, diplôme, expérience, langue, formation}\}_i$$

et des termes d'ordre supérieur pour ce qui est de l'expérience. La variable de la langue est en général importante dans le contexte canadien. Il n'en est toutefois pas question dans la présente étude puisque l'accent est mis ici sur l'immigration en provenance des États-Unis et du Royaume-Uni au Canada à l'exclusion du Québec. Selon les données, les migrants des États-Unis et du Royaume-Uni qui parlent français ou qui sont bilingues se destinent presque toujours vers le Québec. Les autres migrants de ces mêmes pays qui sont envoyés ailleurs au Canada sont soit anglophones ou soit parlent très bien l'anglais. Comme nous ne disposons d'aucun renseignement au sujet de la formation dans les ensembles de données, cette variable est également omise.

Les variables ε_{1i} et ε_{2i} comprennent les aptitudes générales latentes et le capital latent propre au pays. On suppose que, pour l'ensemble des personnes qui habitaient au départ dans le pays source, les variables ε_{1i} et ε_{2i} ont des moyennes de zéro, des variances σ_{11} , σ_{22} et une covariance σ_{21} . Aucune contrainte n'est imposée au signe de σ_{21} . Si, d'après des compétences latentes, une personne très productive dans le pays source, le serait tout autant dans le pays d'accueil, $\sigma_{21} > 0$ (en considérant les compétences latentes comme des variables unidimensionnelles); une théorie de l'avantage comparé avec les compétences latentes multidimensionnelles permettrait d'obtenir $\sigma_{21} < 0$ (Robinson et Tomes, 1982). Comme les paramètres β_1 et β_2 n'ont pas à être égaux, les

¹³ Catsiapis et Robinson (1982) étendent la procédure de Heckman aux cas où s'appliquent des règles de sélection multiples lorsqu'ils présument l'observabilité complète des variables I_{1i}^* et I_{2i}^* . Nous obtenons des estimations des paramètres convergentes en ajoutant les termes correctifs à une régression selon la méthode classique des moindres carrés. Tunali (1986) aborde l'estimation selon diverses hypothèses d'observabilité. Sur demande, vous pouvez obtenir de l'auteur une annexe technique détaillant la méthode d'estimation proposée en trois étapes dans les cas d'observabilité partielle.

taux de retour qui s'appliquent à chaque caractéristique peuvent varier selon le pays. Par exemple, l'endroit où l'on a obtenu le plus haut grade ou la formation la plus spécialisée peut être important en matière d'immigration. Faute de renseignements sur la qualité des études faites dans les divers pays sources, les employeurs éventuels dans les pays sources et les pays d'accueil peuvent évaluer différemment le même nombre d'années d'études.

Le facteur de proportionnalité c_{mi} est obtenu par l'équation suivante : $c_{mi} = X_{3i}\beta_3 + \varepsilon_{3i}$ où

$$X_{3i} = \{\text{taille de la famille, langue, état matrimonial, études}\}_i$$

$$\varepsilon_{3i} = \{\text{éléments des coûts latents}\}_i$$

La variable ε_{3i} est présumée avoir une moyenne de zéro, une variance de σ_{33} et des covariances de σ_{23} , σ_{13} . On prétend que la présence d'enfants, compte tenu du changement d'école, etc., empêche certaines personnes d'immigrer. Par ailleurs, il est prouvé empiriquement que la présence d'un conjoint ou d'une conjointe augmente les dépenses liées à l'immigration (Mincer, 1978). On présume que plus les gens ont fait d'études et maîtrisent la langue du pays d'accueil moins les frais d'information et les frais de déménagement sont élevés puisqu'ils sont mieux renseignés et ont de meilleures possibilités d'emploi. Encore une fois, dans le cas des États-Unis et du Royaume-Uni, la variable de la langue est éliminée.

Étant donné les spécifications ci-dessus pour les variables X_{1i} , X_{2i} , X_{3i} et du remplacement de l'expérience par l'âge dans l'estimation sous forme réduite, W_i à l'équation (6) correspond à :

$$W_i = \{\text{études, diplôme, âge, taille de la famille, état matrimonial}\}_i$$

Le deuxième indice de sélection est représenté par :

$$I_{2i}^* = X_{4i}\beta_4 + \varepsilon_{4i}$$

où

$$X_{4i} = \{\text{études, âge, profession, diplôme}\}_i$$

$$\varepsilon_{4i} = \{\text{éléments latents affectant l'admission}\}_i$$

Les variables en X_{4i} correspondent aux caractéristiques évaluées dans le système de points d'appréciation. Les personnes les plus instruites obtiennent un nombre supérieur de points. De façon générale, les requérants qui occupent des postes de cols blancs (cadres et personnel administratif, professionnels, enseignants et détenteurs de postes connexes) obtiennent un nombre supérieur de points comparativement à ceux qui occupent des postes dans le domaine de la vente ou des postes de cols bleus. Les personnes qui ont un emploi réservé sont plus susceptibles que les autres d'être admises puisqu'on leur accorde des points additionnels. Il est présumé que la

probabilité d'avoir un emploi réservé dépend de la profession, de l'expérience et du diplôme de la personne. Les jeunes requérants obtiennent un nombre supérieur de points pour le facteur de l'âge, alors que les requérants plus âgés ayant relativement plus d'expérience obtiennent un nombre supérieur de points pour ce qui est de l'expérience. Un problème d'identification se pose si les points accordés à l'expérience, à l'âge et aux études sont saisis simultanément puisque l'expérience est calculée comme suit : âge (-) années d'études (-) 6.

Le facteur des « qualités personnelles », établi par l'agent d'immigration dans le cadre d'une entrevue, les facteurs influant sur l'emploi réservé qui ne peuvent pas être saisis d'après les caractéristiques dans X_4 , comme la motivation, d'autres facteurs, tels que l'état de santé, susceptibles d'empêcher l'entrée au pays d'un requérant, etc. contribuent au terme d'erreur dans le deuxième indice de sélection. La moyenne des points attribués aux qualités personnelles et à l'emploi réservé est saisie au terme d'intersection. Le reste de la composante d'erreur est présumé avoir une moyenne égale à zéro et une variance concurrente par rapport à la population du pays source.

3 LES DONNÉES

Le modèle de forme réduite est évalué à partir d'échantillons regroupés de migrants et de non-migrants des États-Unis et du Royaume-Uni.

Il faudrait idéalement observer, pour l'estimation du modèle, un échantillon dans le pays source au moment t_1 , échantillon qui serait par la suite observé à une date ultérieure t_2 afin de repérer les personnes qui ont immigré et celles qui ne l'ont pas fait (soit les personnes qui n'ont pas présenté de demande d'immigration au pays d'accueil ou qui en ont fait une qui a été rejetée). Il est impossible d'obtenir un tel échantillon, car les pays sources ne font pas le suivi des personnes qui quittent le pays et les pays d'accueil ne s'intéressent qu'aux personnes dont la demande d'immigration a été acceptée et non à celles dont la demande a été rejetée. Voilà une difficulté de taille à laquelle sont confrontés les chercheurs qui étudient la migration internationale.

Dans la présente étude, nous établissons que t_1 équivaut à 1986 et t_2 , à 1990. À partir des données canadiennes, nous obtenons un échantillon de personnes du pays source ayant présenté une demande d'immigration entre 1986 et la fin de 1990 qui a été acceptée par le pays d'accueil. Il s'agit là de l'échantillon des migrants. Les échantillons de non-migrants sont prélevés à partir du recensement des États-Unis de 1990 et du recensement du Royaume-Uni de 1991¹⁴.

¹⁴ Il risque d'y avoir un problème ici puisque dans les données de recensement, par exemple, dans le recensement des États-Unis de 1990, il se peut que des personnes ayant fait une demande d'immigration, disons en 1989, n'avaient pas pour autant immigré au moment du recensement parce que le processus n'était pas complété. Néanmoins, compte tenu du nombre peu élevé de personnes qui ont migré du pays source au Canada par rapport à la taille de la population du pays source, le nombre de telles personnes dans l'échantillon des non-migrants de même que le gauchissement de contamination sont négligeables.

Les échantillons des migrants et des non-migrants pour un pays source donné sont par la suite regroupés, ce qui donne lieu à l'échantillon fondé sur les choix que l'on utilise pour l'estimation du modèle. Puis, le modèle est évalué séparément pour les États-Unis et le Royaume-Uni.

Pour obtenir les échantillons d'immigrants utilisés dans l'estimation sous forme réduite, nous apparions les données des fiches d'établissement se trouvant dans le Système de données sur les immigrants ayant obtenu le droit d'établissement (SDIODE) et celles du dossier administratif sur les migrants, le Système de données sur les immigrants — Étranger (SDIE). Pour l'estimation du modèle structurel, nous nous appuyons sur les fiches des migrants de la Base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM) qui correspondent aux fiches des migrants du SDIODE appariées aux renseignements sur les salaires des dossiers d'impôt. Comme nous utilisons des ensembles de données en provenance de différents pays, plusieurs problèmes de leur disponibilité ou de leur comparabilité des données se posent. Il en est question ci-dessous.

Dans le SDIODE, chaque fiche d'établissement renferme des données démographiques (p. ex., âge, état matrimonial, dernière résidence permanente), des données du programme (catégorie d'immigrants, codes de programme spécial, code du demandeur principal) et des signes particuliers (profession envisagée, années d'études, niveau d'instruction, connaissance d'une langue officielle). Ces données sont consignées en date de la délivrance du visa d'établissement et sont disponibles à l'égard de tous les droits d'établissement au Canada.

La BDIM renferme à la fois des renseignements tirés des fiches d'établissement des immigrants et des renseignements consignés sur les déclarations de revenu des particuliers (T1). Dans les déclarations de revenu, nous trouvons des renseignements sur les revenus d'emploi, les prestations d'assurance-chômage, la rémunération des travailleurs indépendants et, depuis 1992, des données sur l'aide au revenu. À l'heure actuelle, la base de données vise la période de 1980 à 1995¹⁵.

Le SDIE fournit les points attribués aux demandeurs principaux à l'égard de chacune des caractéristiques évaluées dans le cadre du système de points d'appréciation. Nous y trouvons également d'autres renseignements d'ordre administratif tels que la date de réception de la demande et la date d'obtention du droit d'établissement.

Les BDIM, SDIODE et SDIE se distinguent par leur inclusion de la catégorie d'immigrants, des codes de programme spécial, des codes du demandeur principal, des points d'appréciation, de même que des données longitudinales sur les revenus. La catégorie d'immigrants détermine les critères de sélection qui s'appliquent à un immigrant. D'après les renseignements sur le demandeur principal, nous déterminons les personnes à évaluer et les personnes à charge. Les codes de programme spécial indiquent les cas admis selon des critères élargis. La caractéristique longitudinale de la BDIM permet d'obtenir plusieurs observations à l'égard des gains d'une

¹⁵ Il est à noter que les caractéristiques des immigrants contenues dans la BDIM ne correspondent pas exactement aux données de la population des immigrants admis puisque la population dans son ensemble, les immigrants et les non-immigrants, ne produit pas nécessairement de déclaration de revenu. Pour être inclus dans la BDIM, le migrant doit avoir produit au moins une déclaration de revenu à partir de la date de demande d'immigration. Selon une étude effectuée par Carpentier et Pinsonneault (1994), il semble que la BDIM soit représentative de la population qui produit une déclaration de revenu. Les caractéristiques moyennes dans la BDIM s'apparentent à celles que l'on trouve habituellement dans la population active.

personne (p. ex., jusqu'à 10 observations pour un migrant qui s'est établi en 1986). Par conséquent, nous pouvons mieux mesurer les revenus viagers.

La plupart des analyses de la migration ont été effectuées à partir de données de recensement. Ces données ne permettent pas d'identifier la catégorie d'admissibilité des immigrants ni de distinguer les demandeurs principaux des personnes à charge. Sans cette information, il est impossible de déterminer les personnes assujetties au système de points d'appréciation. Les critères d'admissibilité qui s'appliquent aux différentes catégories diffèrent considérablement. Par exemple, un migrant dans la catégorie de la famille est admis sous réserve d'avoir un membre de sa famille dans le pays et, du coup, une garantie de parrainage. Le système de points d'appréciation ne s'applique pas à cette catégorie. En revanche, un migrant indépendant qui constitue le demandeur principal doit être assujetti au système de points. Par ailleurs, les données du recensement sur les études, la profession, etc. sont des données valables au moment du recensement. Les renseignements supplémentaires de la BDIM, du SDIODE et du SDIE permettent d'effectuer une analyse détaillée et consciencieuse de la politique d'immigration et de la participation des immigrants au marché du travail. L'échantillon des migrants utilisé dans l'estimation sous forme réduite est composé d'immigrants de sexe masculin âgés de 18 à 65 ans dont la demande d'immigration a été reçue entre 1986 et 1990^{16,17}.

Les migrants des États-Unis sont ceux dont le pays de leur dernière résidence permanente est les États-Unis. Les migrants du Royaume-Uni sont ceux dont le pays de leur dernière résidence permanente est l'Angleterre, l'Écosse ou le Pays de Galles. Les migrants dont le dernier pays de résidence permanente est l'Irlande du Nord sont exclus de l'échantillon puisque le recensement du Royaume-Uni ne comprend pas les gens de l'Irlande du Nord. De plus, les échantillons des migrants se limitent aux travailleurs qualifiés admis dans la catégorie des immigrants indépendants, qui sont les demandeurs principaux. La catégorie des immigrants indépendants renferme les travailleurs qui demandent à être admis au Canada en fonction de leurs compétences. Les immigrants qui envisagent s'installer au Québec sont exclus. Sont également exclus les immigrants qui sont admis dans le cadre de programmes spéciaux ou ceux qui obtiennent le nombre de points voulu parce que l'agent d'immigration le leur a concédé. Il est question ci-après des justifications sous-tendant les restrictions d'exclusion. L'échantillon des migrants des États-Unis renferme donc 2 500 fiches et l'échantillon des migrants du Royaume-Uni, 5 718 fiches.

Au cours de la période visée par l'ensemble des données (1980-1995), plusieurs changements ont été apportés au système de points d'appréciation. Bien que les caractéristiques évaluées soient demeurées sensiblement les mêmes, les points leur étant attribués ont été modifiés. Au cours de la période s'échelonnant de 1980 à 1990, nous pouvons dire que les périodes de 1980 à 1981, de 1982 à 1985 et de 1986 à 1990 ont été des périodes au cours desquelles les critères de sélection sont

¹⁶ La migration des femmes n'est pas analysée dans la présente étude, car si elle l'était il faudrait ajouter un troisième facteur de sélection, vu qu'une fraction importante de femmes ne participent pas au marché du travail.

¹⁷ On s'inquiète du fait que les personnes âgées prennent peut-être moins part à la vie active et, par conséquent, ne sont pas représentatives des personnes qui immigreront pour des raisons économiques. Afin de vérifier la robustesse des résultats présentés plus loin dans le présent document et qui s'appliquent uniquement aux 18 à 65 ans, les modèles sont évalués à partir d'un échantillon des hommes âgés de 20 à 55 ans. Tous les résultats qualitatifs (non présentés) demeurent les mêmes.

demeurés les mêmes. Nous ne tenons pas compte de la période s'étalant de 1982 à 1985 puisque au cours de celle-ci les requérants devaient avoir un emploi réservé sinon leur demande d'immigration était automatiquement rejetée. Cette exigence a réduit considérablement le nombre de personnes admises au pays. Cette restriction a été abandonnée le 1^{er} janvier 1986. Le présent document porte sur la période allant de 1986 à 1990. Au cours de celle-ci, les critères de sélection n'ont pas été modifiés pour la catégorie des immigrants indépendants.

Le Québec dispose de ses propres critères de sélection qui diffèrent de ceux du reste du Canada. Les requérants qui envisagent de s'installer au Québec sont évalués par le Québec et doivent satisfaire aux exigences de cette province. C'est pourquoi les immigrants dont la destination est le Québec sont exclus de la présente étude.

Les immigrants qui entrent au pays dans le cadre de programmes spéciaux sont évalués selon des critères élargis. Les requérants de la catégorie des immigrants indépendants peuvent être acceptés même s'ils n'ont pas un nombre suffisant de points, en vertu du pouvoir discrétionnaire de l'agent d'immigration. Ce pouvoir discrétionnaire, qui est exercé très rarement, diffère de l'évaluation habituelle de l'agent d'immigration à l'endroit des qualités personnelles. Par programme spécial, nous entendons par exemple un programme dans le cadre duquel nous accepterions des immigrants d'un pays ayant été victime d'une catastrophe naturelle. Pour l'admission de tels immigrants, quelques-unes ou l'ensemble des caractéristiques visées en X_4 peuvent s'avérer non pertinentes. En outre, ces immigrants sont exclus de l'échantillon.

À partir du 1/100 du recensement des États-Unis, un échantillon aléatoire (1/60) est prélevé chez les hommes âgés de 18 à 65 ans uniquement. De même, à partir du 2/100 du recensement du Royaume-Uni, un échantillon aléatoire (1/16) est prélevé chez les hommes âgés de 18 à 65 ans. Ces échantillons visent les non-migrants, c'est-à-dire les personnes qui n'ont fait aucune demande d'immigration au Canada ou qui en ont présenté une qui a été rejetée. Il en découle un échantillon de non-migrants des États-Unis qui renferme 10 305 fiches et un échantillon des non-migrants du Royaume-Uni composé de 18 347 fiches. Les échantillons regroupés des migrants et des non-migrants renferment 12 805 et 24 065 fiches pour les États-Unis et le Royaume-Uni, respectivement.

Vous trouverez aux tableaux 1 et 2 les définitions des variables qui s'appliquent respectivement aux échantillons regroupés à l'égard des États-Unis et du Royaume-Uni. Les tableaux 3 et 4 présentent les statistiques descriptives qui s'appliquent aux migrants et aux non-migrants pour les deux pays sources.

Aux tableaux 3 et 4, nous voyons que les migrants sont composés de jeunes personnes instruites occupant des postes de cols blancs et qui sont plus susceptibles d'être mariés que les non-migrants. La différence principale entre les migrants des États-Unis et ceux du Royaume-Uni est que les migrants du Royaume-Uni sont bien plus jeunes.

4 ESTIMATION DU MODÈLE DE FORME RÉDUITE

4.1 Modèle de forme réduite à une étape

Nous commençons par évaluer un modèle de forme réduite sans tenir compte de l'étape 2. Il s'agit du « modèle sous forme réduite à une étape » défini comme suit :

$$Y_i = W_i\pi + \varepsilon_i$$

où la variable Y_i est égale à 1 si la personne est considérée comme un migrant et à 0, dans les autres cas. La variable W_i a la même valeur que le vecteur W_i dans le premier indice de sélection à l'équation (6) présentée à la section 2.1. Comme il a déjà été mentionné, il s'agit du modèle employé dans la documentation antérieure et d'un point de repère pour la comparaison des résultats obtenus d'après le modèle à deux étapes suggéré dans la présente étude et les résultats qui figurent dans la documentation.

Les tableaux 5 et 7 présentent les estimations du probit du modèle de forme réduite à une étape pour l'échantillon regroupé des migrants et des non-migrants en provenance des États-Unis et du Royaume-Uni, respectivement. Dans les premières colonnes figurent les estimations des paramètres; dans la troisième colonne, on a les effets marginaux¹⁸, chiffres ayant tous été corrigés en fonction de l'échantillonnage fondé sur les choix. Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses.

¹⁸ Les effets marginaux correspondent à $\frac{\partial E[Y]}{\partial \beta_i} \beta_i$. Les dérivées partielles concernant le vecteur des caractéristiques sont calculées aux moyennes des caractéristiques dans l'échantillon. Les variables indicateurs sont établies à leur proportion dans l'échantillon. Parce qu'il y a des variables indicateurs, les effets marginaux constituent des approximations de l'incidence des co-variables binaires sur la probabilité qu'une personne devienne un migrant.

Par ailleurs, soulignons que les effets marginaux représentés aux tableaux 5, 7, 9 et 12 doivent être interprétés selon le contexte suivant : vu l'incidence de l'immigration des hommes en provenance des États-Unis au cours de la période s'échelonnant de 1986 à 1990, la probabilité qu'un homme américain immigre au Canada en 1990 est de 4.15e-5. On a un chiffre semblable pour le Royaume-Uni, soit 3.91e-4.

Le coefficient de *yrssch* au tableau 5, de même que les coefficients sur *univ_np* et *postgra* au tableau 7 sont positifs, ce qui indique que les personnes ayant un niveau d'instruction élevé sont plus susceptibles que les autres d'immigrer¹⁹.

En supposant que le pays d'accueil n'influe nullement sur la sélection observée de migrants, nous pourrions prétendre que ces résultats dénotent que les personnes les plus instruites sont davantage incitées à immigrer que les autres. Cela semble indiquer une sélection positive parmi les membres des populations des pays sources qui suggère que les retours aux caractéristiques du capital humain sont plus élevés dans le pays d'accueil que dans les pays sources. Mais quand le pays d'accueil influe sur la sélection observée des migrants, il est impossible d'établir si la sélection positive en ce qui a trait aux études découle d'un nombre supérieur de retours aux études dans le pays d'accueil ou de la sélection effectuée par ce dernier des personnes les plus instruites au sein du bassin de requérants.

D'après les résultats, il semble également que plus on est âgé plus il est probable que l'on immigrer (jusqu'à 35 ans dans le cas des États-Unis, et 31 ans pour le Royaume-Uni, âge au-delà duquel la probabilité d'immigration est négative). Les personnes mariées sont plus susceptibles que les autres d'immigrer alors que plus on a de personnes à charge moins il est probable qu'on voudra immigrer. Il faut s'attendre à ce que le mariage ne favorise pas l'immigration vu que l'engagement limite la mobilité des gens comparativement aux personnes seules, veuves ou séparées. Cependant, Mincer (1978) souligne que les célibataires peuvent aussi vouloir rester à tout prix dans leur pays d'origine.

Les tableaux 6 et 8 présentent l'ajustement du modèle de forme réduite à une étape dans les cas des États-Unis et du Royaume-Uni²⁰. Le modèle qui s'applique aux États-Unis a un taux de prévision juste de 81,1 % (et de 59,8 % pour le Royaume-Uni) quant aux non-migrants et de 81,5 % (78,8 % pour le Royaume-Uni) dans le cas des migrants. Dans l'ensemble, le taux de prévision qui s'applique à l'échantillon regroupé non pondéré s'élève à 81,2 % (64,3 %). L'ajustement du modèle

¹⁹ Pour vérifier la robustesse des résultats concernant les variables des études, le modèle qui s'applique au cas des États-Unis a été estimé au moyen d'une spécification différente. On a créé une nouvelle variable *univ* équivalente à 1 si la personne possède un diplôme universitaire ou supérieur, 0 dans les autres cas. La variable *univ* a remplacé la variable *yrssch* pour saisir l'incidence des études. Le coefficient estimatif de la variable *univ* a un signe positif, ce qui laisse supposer que les personnes les plus instruites sont plus susceptibles que les autres de migrer, nonobstant la sélection effectuée par le pays d'accueil.

Un exercice similaire a permis de mieux comparer les résultats qui s'appliquent aux États-Unis et au Royaume-Uni. Le modèle pour le Royaume-Uni a été réévalué selon une spécification différente où l'on a établi une nouvelle variable *seced* équivalente à 1 si la personne possède un diplôme universitaire ou supérieur, remplaçant du coup les anciennes variables d'études *univ_np* et *postgra*; 0 dans les autres cas. Cette variable est comparable à la variable d'études *univ* dont on s'est servi pour la dernière spécification dans les cas des États-Unis où la variable *yrssch* est éliminée. Le coefficient estimatif de la variable *seced* est positif, ce qui laisse entendre que les personnes les plus instruites sont plus susceptibles que les autres de migrer.

²⁰ Afin d'estimer si une personne est un migrant ou non, la probabilité d'observer qu'une personne est un migrant est calculée à partir de la spécification de modèle et des estimations de paramètres, compte tenu des caractéristiques de la personne. Si la probabilité est supérieure à la proportion de migrants dans l'échantillon *pondéré*, alors la personne devrait être un migrant; sinon, un non-migrant. On obtient l'ajustement du modèle en croisant les probabilités prévues et les résultats réels (observés) dans l'échantillon.

est plus important dans le cas du Royaume-Uni que dans le cas des États-Unis, en raison probablement de la non-disponibilité de co-variables, comme le nombre d'années d'études.

4.2 Estimation du modèle sous forme réduite dans le cas d'un processus d'immigration en deux étapes

Les estimations d'après le modèle présenté dans la section ci-dessus ont été interprétées dans les divers ouvrages sur la question comme si le pays d'accueil n'influaient nullement sur les résultats d'immigration observés. Si les paramètres d'intérêt sont les facteurs qui déterminent la décision des personnes de migrer, alors l'estimation du modèle qui figure à la section 4.1 ne nous apporte aucune précision. En outre, le modèle à une étape ne nous permet pas d'analyser les effets de la politique d'immigration sur la migration.

Dans la présente section, le « modèle de forme réduite à deux étapes » est évalué en supposant que la distribution de ε_4 est la même dans la population des migrants que dans celle des non-migrants^{21,22}.

²¹ Comme il a été mentionné ci-dessus, l'évaluation subjective effectuée par l'agent d'immigration des « qualités personnelles » d'un migrant éventuel contribue à l'établissement de la variable ε_4 . On trouve dans le SDIE les points attribuables aux qualités personnelles des personnes interviewées. La normalité des points attribués aux qualités personnelles est évaluée au moyen de la variable aléatoire chi carré de Bowman et Shenton. L'hypothèse nulle de la normalité ne peut pas être rejetée à un niveau de 1 %. Les points ont une moyenne de 7,0 et un écart-type de 1,2. Le nombre de points attribués aux qualités personnelles (*pts_pers*) est présumé être égal à :

$pts_pers = \bar{pts_pers} + \varepsilon'$ où $\bar{pts_pers} = 7$ et la variable ε' est répartie comme étant un chiffre normal avec une moyenne de zéro et une variance concurrente à l'égard des populations de migrants et de non-migrants. Le terme d'erreur aléatoire ε' et les facteurs qui influent sur l'emploi réservé qui ne sont pas saisis dans le cadre du modèle déterminent conjointement la variable ε_4 , que l'on suppose avoir une distribution normale avec une moyenne de zéro et une variance convergente.

Nous étudions également l'hypothèse d'exogénéité implicite dans le modèle, c'est-à-dire l'exogénéité de *pts_pers* (ou ε'). Nous calculons les coefficients de corrélation entre *pts_pers* et les points attribués à d'autres caractéristiques (études, préparation professionnelle spécifique, expérience, âge, demande par profession, connaissance de l'anglais, connaissance du français, emploi réservé), de même que la corrélation entre *pts_pers* et le total des points attribués à toutes les autres caractéristiques (*pt_all*). Vous trouverez dans le tableau ci-dessous les résultats suivants :

	pt_edu	pt_svp	pt_exp	pt_age	pt_occd
pts_pers	-.27	-.27	-.02	-.03	-.04
	pt_eng	pt_fr	pt_arre	pt_all	-
pts_pers	.02	.05	-.06	-.2	-

L'hypothèse nulle d'une corrélation nulle ne peut pas être rejetée à un niveau de 5 % pour l'ensemble des paires de coefficients de corrélation dans le tableau ci-dessus. Nous avons également évalué la dépendance statistique entre *pts_pers* et les autres points énumérés dans le tableau ci-dessus. Nous calculons les statistiques D de Hoeffding qui s'appliquent à l'ensemble des paires et nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance.

Les coefficients du premier indice de sélection dans le cadre du modèle sous forme réduite à deux étapes indiquent l'incidence totale des variables exogènes sur la probabilité de faire une demande d'immigration, par l'entremise des différences de salaires entre le pays d'accueil et le pays source, de même que par l'entremise des frais de déménagement. Grâce aux coefficients du deuxième indice de sélection, on obtient l'incidence des variables exogènes sur la probabilité d'acceptation.

Au tableau 9, on présente les résultats de l'estimation du modèle sous forme réduite à deux étapes pour les États-Unis, pays source. Le résultat frappant, d'après le premier indice de sélection qui se rapportait à la décision de présenter une demande d'immigration, est que les personnes possédant un nombre supérieur d'années de scolarité sont moins susceptibles que les autres de présenter une demande d'immigration²³.

Voilà qui s'oppose au coefficient positif obtenu dans le modèle à une étape. Ce résultat signifie d'abord que les personnes les plus instruites ont de meilleurs revenus dans leur pays source que dans le pays d'accueil. Ainsi, les pays d'accueil ont grandement intérêt, s'ils veulent attirer des immigrants hautement qualifiés, à leur offrir des possibilités d'emploi intéressantes. Puis, notons que le requérant moyen au sein du bassin de demandeurs est moins instruit que la population du pays source. Cependant, le niveau d'instruction des migrants qui sont sélectionnés à partir de ce groupe dépend également du processus de sélection du pays d'accueil.

D'après les estimations des paramètres dans le premier indice de sélection, il semble aussi que plus le nombre de personnes à charge est élevé, plus les dépenses liées à l'immigration sont importantes, ce qui réduit la probabilité de faire une demande. Les personnes mariées sont plus susceptibles que

²² Les résultats obtenus à cet égard et dans les sous-sections précédentes sont assujettis aux hypothèses de répartition qui se rapportent aux termes d'erreur. Un des arbitres a suggéré d'utiliser les données de recensement afin de procéder à une estimation qui permettrait d'inclure une proportion élargie d'immigrants, ce qui permettrait de vérifier la sensibilité des résultats par rapport aux hypothèses de répartition. Cependant, comme il a déjà été mentionné, les données de recensement ne renferment aucun renseignement sur la catégorie d'immigrants, c'est-à-dire les immigrants indépendants, les réfugiés, etc.; par conséquent, il est impossible de savoir qui est réellement visé par le système de points. Le modèle pourrait être évalué à partir d'un nombre supérieur d'immigrants en portant sur une période élargie d'immigration (p. ex., une période s'échelonnant de 1980 à 1990, plutôt que de 1986 à 1990, comme dans le présent document). Il faut toutefois s'attendre à devoir faire un compromis entre le désir d'un nombre supérieur d'observations et les problèmes associés au fait d'avoir affaires à différentes politiques d'immigration en vigueur au cours d'une période prolongée. En outre, l'augmentation de la fraction des immigrants au cours d'une période prolongée sera très faible compte tenu des populations importantes dans les pays sources.

²³ Pour vérifier la robustesse des résultats concernant les variables des études, le modèle dans le cas des États-Unis a été estimé à partir de diverses spécifications liées aux études. Dans une des spécifications, une nouvelle variable *univ* a été créée, équivalent à 1 si la personne possède un diplôme universitaire ou supérieur; à zéro, dans les autres cas. La variable *univ* a remplacé la variable *yrssch* dans les deux indices de manière à ce que l'on puisse saisir l'incidence des études. Le coefficient estimatif de la variable *univ* a un signe négatif dans le premier indice de sélection et un signe positif dans le deuxième, ce qui nous permet de conclure que les personnes les plus instruites sont moins susceptibles que les autres de présenter une demande d'immigration. Dans une autre spécification, le modèle a inclus des points d'intersection distincts et des pentes distinctes pour les première aux douzième années, les treizième, seizième et les années d'études supplémentaires. Tous les résultats qualitatifs demeurent les mêmes.

les autres de vouloir migrer. Au début, l'âge croissant augmente la probabilité de présenter une demande et finit par en réduire la probabilité.

Le deuxième indice de sélection renvoie à l'examen des demandes effectuées par le pays d'accueil. Plus notre niveau d'instruction est élevé, plus notre probabilité d'être admis est élevée. Les personnes les plus instruites obtiennent un résultat supérieur de points dans le système de points d'appréciation. Le coefficient négatif de la variable *yrssch* dans le premier indice de sélection et le coefficient positif dans le deuxième indice de sélection dénotent que plus le niveau d'instruction des personnes est élevé moins elles sont susceptibles de faire une demande d'immigration, alors que d'après le système de points, on sélectionne les personnes les plus scolarisées parmi celles qui font une demande d'immigration. Le coefficient négatif à l'égard de l'âge indique que les personnes plus âgées sont moins susceptibles que les autres d'être admises. Cela est compatible avec la structure du système de points d'appréciation. Les personnes qui occupent des postes de cadres ou de direction, des postes administratifs, des postes de professionnels sont plus susceptibles que les autres d'être admises comparativement aux personnes dans la catégorie omise des emplois de cols bleus. Les personnes occupant des postes de cols blancs reçoivent dans le système de points un nombre supérieur de points à l'égard de la demande par profession et la préparation professionnelle spécifique (PPS). Les personnes occupant des postes de col blanc obtiennent un nombre supérieur de points au facteur de la demande par profession; de plus, elles sont plus susceptibles que les autres d'avoir un emploi réservé, ce qui augmente leur probabilité d'être admises. Le coefficient de corrélation estimatif ρ indique que les éléments latents agissant sur la demande d'immigration sont anti-corrélés avec la portion discrétionnaire du processus d'examen des demandes d'immigration. Par exemple, au cours des procédures d'examen des demandes, dans le cadre d'une entrevue, les requérants les plus motivés ont des chances d'obtenir un nombre supérieur de points à la catégorie « qualités personnelles », augmentant du coup leur chance d'être admises. Un coefficient de corrélation négatif dénote que les personnes les plus motivées sont les moins susceptibles de faire une demande. Cela est compatible avec le fait que les personnes les plus instruites sont moins susceptibles de présenter une demande et le fait que les personnes les plus instruites sont également susceptibles d'être les personnes ayant le plus de motivation.

L'ajustement du modèle est présenté au tableau 10. Le modèle a un taux de prévision juste de 83,9 % dans le cas des non-migrants et de 84,4 % pour les migrants. Dans l'ensemble, le taux de prévision pour l'échantillon regroupé non pondéré s'élève à 83,9 %. Le tableau 11 présente les statistiques descriptives qui s'appliquent aux variables d'après les résultats prévus du modèle à deux étapes. D'après la comparaison des tableaux 3 et 11, il semble que le modèle estimatif réussisse à répéter la sélectivité observée en matière d'immigration pour ce qui est des signes particuliers, tels que l'âge, le nombre d'années d'études et la répartition par profession, ...etc.

Le tableau 12 présente les résultats de l'estimation du modèle sous forme réduite à deux étapes pour le Royaume-Uni, pays source. Tout comme il en était des résultats présentés pour les États-Unis, le premier indice de sélection, qui établit la décision de présenter une demande d'immigration, montre que les personnes mariées sont plus susceptibles de faire une demande et que le fait d'avoir des personnes à charge réduit leur probabilité d'en présenter une. Les personnes veuves, divorcées ou séparées (*wdivsep*) sont moins susceptibles de présenter une demande que les personnes seules, ce

qui peut être attribuable aux coûts liés à la séparation d'avec les enfants. Au début, l'âge croissant augmente la probabilité de présenter une demande, puis finit par en réduire la probabilité²⁴.

Les résultats les plus surprenants en comparaison avec les résultats des États-Unis sont ceux qui se rapportent aux études. Les personnes du Royaume-Uni dont le niveau d'instruction est élevé, d'après les co-variables *univ* et *postgra*, sont plus susceptibles de faire une demande d'immigration²⁵, alors que les personnes aux États-Unis ayant un nombre supérieur d'années d'études étaient moins enclines à en présenter une. Cela peut s'expliquer par les différentes possibilités de revenu des personnes dont le niveau d'instruction est élevé dans ces pays sources comparativement au pays d'accueil. Les différentes conclusions à l'égard des États-Unis et du Royaume-Uni ont des répercussions considérables quant à la présélection. Par rapport aux populations des pays sources, les requérants du Royaume-Uni auront un niveau d'instruction plus élevé; tandis que ceux des États-Unis seront moins instruits. Ces différences entre requérants et population du pays source sont encore plus marquées si les possibilités de revenu diffèrent considérablement entre le pays source et le pays d'accueil. Par conséquent, le pays d'accueil peut avoir de la difficulté à attirer le nombre voulu de migrants hautement qualifiés en appliquant la même présélection pour tous les pays. Néanmoins, le fait d'appliquer un ensemble de règles adapté aux pays source peut soulever certaines préoccupations en matière d'équité.

Dans le deuxième indice de sélection, qui renvoie à l'étape de l'examen, les estimations des paramètres quant au Royaume-Uni montrent que les personnes âgées sont moins susceptibles d'être

²⁴ L'âge croissant augmente la probabilité de demande jusqu'à l'âge de 54 ans. Il s'agit d'un seuil nettement supérieur à celui de 31 estimé dans le cadre du modèle à une étape. Comme il a déjà été mentionné, les statistiques descriptives du tableau 4 indiquent que chez les migrants du Royaume-Uni la proportion de ceux possédant un diplôme universitaire ou supérieur est relativement plus élevée à celle des non-migrants; de plus, près de 50 % des migrants se retrouvent dans des postes de cols blancs. Le seuil élevé en ce qui concerne l'âge peut s'expliquer par le fait que ces personnes hautement scolarisées qui occupent des postes de cols blancs (qui sont très mobiles) soient attirées par des emplois très bien rémunérés au fur et à mesure que leur expérience augmente.

Si l'on compare l'âge moyen et son écart-type chez les migrants de fait et les migrants prévus d'après le modèle qui se trouve aux tableaux 4 et 14 respectivement, il semble que l'âge moyen chez les migrants de fait est de 33,35 ans et que l'écart-type est de 7,18 comparativement à l'âge moyen de 32,16 ans et à l'écart-type de 5,17 chez les migrants prévus en fonction du modèle. Les âges minimums et maximums (non indiqués dans les tableaux) chez les migrants de fait sont de 18 et 65 ans, comparativement à 19 et 55 ans, pour les migrants prévus d'après le modèle. D'après ces observations, on peut affirmer que le seuil élevé n'est pas susceptible d'être attribuable à une mauvaise évaluation des âges des migrants d'après le modèle.

²⁵ Pour vérifier la robustesse des résultats en ce qui a trait aux variables des études et pour mieux comparer les résultats entre les États-Unis et le Royaume-Uni, le modèle a été réévalué d'après une spécification différente. On a créé une nouvelle variable *seced* équivalent à 1 si la personne possède un diplôme universitaire ou supérieur, ce qui remplace les variables précédentes *univ_np* et *postgra* dans les deux indices de sélection. Cette variable est comparable à la variable des études dans la spécification qui s'applique aux États-Unis alors que l'incidence des études n'est observée que pour la variable *univ*. Les coefficients estimatifs de *seced* sont positifs dans les deux indices, ce qui dénote que les personnes les plus instruites sont plus susceptibles de présenter une demande d'immigration et d'être acceptées par le pays d'accueil.

acceptées, tandis que les personnes dont le niveau d'instruction est élevé et celles occupant des postes de cols blancs sont plus susceptibles d'être admises²⁶.

Le coefficient de corrélation important et positif ρ dénote que les composantes latentes agissant sur la demande d'immigration sont en corrélation positive avec la portion discrétionnaire des procédures d'examen des demandes. On peut en conclure que, si les personnes les plus motivées sont les plus susceptibles de présenter une demande d'immigration, elles sont donc plus susceptibles d'être acceptées à l'étape de l'examen. Il n'y a à priori aucune raison de croire que la variable ρ aura le même signe d'un pays source à l'autre puisqu'elle dépend, entre autres choses, de l'évaluation subjective des agents d'immigration et des éléments latents affectant la probabilité d'avoir un emploi réservé, qui peuvent toutes les deux varier d'un pays à l'autre.

L'ajustement du modèle est présenté au tableau 13. Le modèle a un taux de prédiction juste de 61,6 % dans le cas des non-migrants et de 77,2 % dans le cas des migrants. Dans l'ensemble, le taux de prédiction juste dans l'échantillon regroupé non pondéré s'élève à 65,3 %. Le pouvoir de prédiction plus faible à l'égard du Royaume-Uni par rapport aux États-Unis se reflète aussi en comparant les statistiques descriptives des variables d'après les résultats *prévus* découlant du modèle à deux étapes qui figurent au tableau 14 aux résultats observés dans les données présentées au tableau 4.

4.3 *Simulations au moyen du modèle sous forme réduite à deux étapes*

Par le passé, on attribuait la plupart des changements dans la répartition des compétences des migrants depuis les années 1960, tant aux États-Unis qu'au Canada, au nouveau mélange de migrants des pays sources (Borjas, 1993). Les migrants étaient moins instruits parce que les populations des nouveaux pays sources qui remplaçaient les anciens l'étaient moins. Compte tenu des estimations des variables π et β_4 , nous pouvons analyser les effets des différents niveaux d'instruction dans les pays sources sur les flux d'immigration conformément à une politique d'immigration fixe.

Supposons la présence de deux pays sources hypothétiques. Dans le premier pays source, les gens ont exactement le même profil que les Américains, à 1,5 année d'instruction de moins près. Dans le deuxième pays source, les gens possèdent 1,5 année d'instruction de plus que les Américains. Comment peut-on comparer le niveau d'instruction des migrants en provenance des États-Unis à celui des migrants du pays hypothétique au niveau d'instruction inférieur (LEAC) et du pays hypothétique au niveau d'instruction supérieur (HEAC)? Au tableau 15, vous trouverez le nombre d'années de scolarisation estimées pour les migrants et les non-migrants dans le LEAC et le HEAC, de même que les valeurs observées à l'égard des migrants et des non-migrants en provenance des États-Unis.

D'après cet exercice, deux résultats d'importance ressortent. D'abord, les migrants du LEAC sont plus instruits que les migrants des États-Unis et du HEAC si nous tenons compte du nombre d'années d'études. Le pays ayant le niveau d'instruction le plus bas produit les migrants les plus

²⁶ Étant donné l'accroissement des mesures incitatives à l'immigration jusqu'à 54 ans, comme le suggère le premier indice de sélection, et la moyenne d'âge de 33,35 ans chez les migrants, on est susceptible, à l'étape de l'examen, de rejeter de nombreux requérants âgés dans le cadre du système de points d'appréciation

qualifiés (pour ce qui est des études). Puis, le nombre de migrants en provenance des pays dont le niveau d'instruction est supérieur est relativement plus élevé par rapport à la population du pays source²⁷.

Par conséquent, changer le pays d'origine des migrants, soit le faire passer d'un pays source où les gens sont très scolarisés à un pays source où le niveau d'instruction est inférieur, n'entraîne pas nécessairement une chute du niveau d'instruction moyen des migrants dans la catégorie des travailleurs qualifiés. La baisse du niveau d'instruction dont il est question dans les ouvrages spécialisés peut être attribuable aux migrants des autres catégories, comme ceux de la catégorie de la famille ou de la catégorie des réfugiés, ou peut être le résultat de nouvelles mesures incitatives à l'immigration.

5 CONCLUSION

Dans la présente étude, nous définissons la migration selon un processus à deux étapes. Dans la première étape, les personnes décident de faire une demande d'immigration et dans la seconde, le pays d'accueil sélectionne les migrants d'après un bassin de requérants. Auparavant, les ouvrages spécialisés sur la question limitaient l'accent théorique au désir d'immigrer, et les documents empiriques portaient principalement sur les personnes ayant de fait immigré, alors que la migration découle de ces deux facteurs. Les paramètres dans le modèle à deux étapes sont directement liés aux outils d'intervention, tels que les points attribués à diverses caractéristiques. Compte tenu des estimations paramétriques du modèle, une analyse générale de la politique d'immigration et une analyse des politiques canadiennes pertinentes, de même que des facteurs déterminant la décision des personnes de présenter une demande d'immigration peuvent être effectués autrement.

Le modèle s'appuie sur les données de recensement des États-Unis et du Royaume-Uni à l'égard des non-migrants, de même que sur un nouvel ensemble de données d'immigrants au Canada, la Base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM). Grâce à cette base riche en données, qui reflète le suivi des immigrants au Canada sur une longue période et renferme des renseignements à la fois sur leur demande d'immigration et sur leur revenu subséquent, nous pouvons maintenant étudier un éventail élargi de questions. L'estimation du cadre à deux étapes nous fournit d'importants renseignements sur les répercussions des facteurs qui déterminent ces étapes. Par exemple, dans le cas des deux pays sources, les personnes les plus instruites sont plus susceptibles d'être observées comme migrants, fait observable à partir d'un probit simple. Cependant, la méthode à deux étapes montre que, contrairement aux personnes du Royaume-Uni, les personnes les plus instruites des États-Unis sont moins susceptibles de présenter une demande d'immigration, mais que compte tenu du stade de la politique, les migrants de fait sont plus instruits. Cela peut être attribuable aux personnes qui décident de retourner aux études dans les divers pays, élément qui devrait faire l'objet d'une étude ultérieurement. Par ailleurs, le processus de sélection du pays d'accueil influe considérablement sur les caractéristiques des immigrants. Nous pouvons en conclure que les paramètres déterminant le désir des personnes d'immigrer ne

²⁷ Soulignons que comme l'on utilise les estimations des paramètres s'appliquant aux États-Unis, on estime ou on prétend que les personnes qui retournent aux études dans les LEAC et HEAC comparativement au pays d'accueil sont les mêmes que dans le cas des personnes américaines qui immigreront au Canada.

peuvent pas être adéquatement définis sans que nous tenions compte de l'incidence du processus de sélection appliqué par le pays d'accueil.

Pour ce qui est de l'étape de la demande, nous donnons les grandes lignes de la structure conventionnelle qui s'appuie sur les variables des salaires. En appliquant la variable de la sélection/retours corrigés à diverses caractéristiques pour les migrants et les non-migrants, nous pouvons évaluer les « salaires d'opportunité », c'est-à-dire les salaires que les migrants auraient touchés s'ils étaient restés dans leur pays et le salaire que les non-migrants auraient touchés s'ils avaient immigré. Ce cadre permet d'aborder des questions telles que l'incidence des changements de la structure de la politique sur les résultats en terme d'immigration, les répercussions des politiques qui pèse indirectement sur l'immigration par l'entremise des répercussions sur les taux de salaires nets d'impôts. Dans les groupes de réflexion, on discute de l'incidence des impôts sur le désir des Américains d'immigrer au Canada. Par ailleurs, il y a des études théoriques dans les ouvrages spécialisés sur la taxation optimale qui tentent de cerner quelle est la taxation optimale envisageable dans le contexte de la mobilité des effectifs à l'échelle internationale (p. ex., Wilson, 1992). Ce cadre permet de simuler l'étendue de l'immigration attribuable aux impôts compte tenu de leur incidence sur les revenus permanents. Ces résultats peuvent être intéressants, en plus de la documentation sur la taxation optimale, dans le cadre d'études visant à évaluer sur une base théorique l'incidence des mouvements du facteur de mobilité à l'échelle internationale sur la répartition personnelle du revenu (p. ex., Davies et Wooton, 1992).

Tableau 1
Définitions des variables, pays source : États-Unis

Type de variable	Définition	Mnémonique
Migration	1: si la demande d'immigration a été reçue entre 1986 et 1990 et acceptée; 0 autrement	migr
Salaire	Logarithme naturel du salaire annuel (voir ci-dessous)	l_wage
Études	(Années d'études terminées)/10	yrssch
Âge	(Âge)/10 et son carré	age agesq
Expérience	Expérience sur le marché du travail = (Âge-Yrssch-6)/10; et son carré	exper expersq
État matrimonial	Marié : 1 : si marié ou en union libre; 0 : dans les autres cas (groupe de référence : personnes seules jamais mariées, veuves ou séparées)	married
Personnes à charge	Dep1 : si le nombre de personne à charge est égal à 1; 0 : autrement Dep2 : 1 :si le nombre de personnes à charge est égal à 2; 0 : autrement Dep3 : 1 : si le nombre de personnes à charge est égal à 3; 0 : autrement Depg3 : 1 : si le nombre de personnes à charge est supérieur à 3, 0 : autrement (groupe de référence : personnes n'ayant aucune personne à charge – voir les notes ci-dessous pour des détails)	dep1 dep2 dep3 depg3
Profession	Exec : 1 : s'il s'agit d'un gestionnaire, d'un administrateur ou d'un directeur; 0 : autrement Prof : 1 : s'il s'agit d'un professionnel, 0 : autrement Techn.: 1 : s'il s'agit d'un technicien ou d'une personne occupant un poste connexe; 0 : autrement Sales : 1 : s'il s'agit d'un employé dans les ventes.; 0 : autrement Service : 1 : s'il s'agit d'une profession dans le domaine des services; 0 : autrement Farm : 1 : s'il s'agit d'une profession dans les domaines de l'agriculture, de la foresterie et de la pêche; 0 : autrement (groupe de référence : autres professions de cols bleus)	exec prof techn sales service farm

Notes pour le tableau 1 : Les rémunérations se rapportant à ce qui suit :

- Non-migrants : le revenu tiré de traitements et le salaire en 1989 plus le revenu d'un travail indépendant selon le recensement des États-Unis de 1990.
- Migrants : le revenu découlant de traitements plus le revenu tiré d'un travail indépendant d'après les déclarations de revenu T1.
- Le nombre de personnes à charge est calculé comme suit :
 - Migrants : le nombre de visas éventuels à être délivrés à un demandeur principal et aux personnes à charge, à l'exclusion du demandeur principal et de son conjoint. Des visas sont délivrés au conjoint, aux enfants de moins de 18 ans qui n'ont jamais été mariés ou aux enfants de plus de 18 ans qui sont à la charge de leurs parents en raison notamment d'une maladie à long terme.
 - Non-migrants : le nombre de personnes dans la famille à l'exclusion des parents.

Tableau 2
Définitions des variables, pays source : Royaume-Uni

Type de variable	Définition	Mnémonique
Migration	1 : si la demande d'immigration a été reçue entre 1986 et 1989 et acceptée; 0 : autrement	migr
Diplôme	Univ : 1 : si la personne possède un diplôme universitaire sans détenir de diplôme d'études supérieures; 0 : autrement Postgra : 1 : si la personne possède un diplôme d'études de 2 ^{ème} ou 3 ^{ème} cycle universitaire; 0 : autrement (groupe de référence : personnes n'ayant pas poursuivi d'études universitaires)	univ_np postgra
Âge	(Age)/10 et son carré	age agesq
État matrimonial	Married : 1 : s'il s'agit d'une personne mariée ou d'un conjoint de fait; 0 : autrement Wdivsep : 1 : s'il s'agit d'une personne veuve ou séparées; 0 : autrement (groupe de référence : personnes seules ne s'étant jamais mariées)	married wdivsep
Personnes à charge	Dep1 : s'il y a des personnes à charge; 0 : autrement (de plus amples renseignements ci-dessous)	dep
Profession	Occwh1 : 1 : si la profession fait partie du groupe 1; 0 : autrement (voir ci-dessous la liste des professions du groupe 1)	occwh1

Notes pour le tableau 2 :

- Le nombre de personnes à charge est calculé comme suit :
 - Migrants : voir les notes concernant le tableau 1.
 - Non-migrants : le nombre d'enfants à charge dans le ménage. Par enfants à charge, on entend les personnes âgées de 0 à 15 ans au sein d'un ménage et les personnes âgées de 16 à 18 ans qui ne se sont jamais mariées et qui poursuivent des études à temps plein sans être actifs sur le plan économique.
- Le groupe professionnel n° 1 comprend les professions de cols blancs suivantes : les gestionnaires, les administrateurs et les détenteurs de postes connexes, les professionnels dans les domaines des sciences sociales et connexes, les professionnels dans le domaine religieux, le domaine de l'enseignement et les domaines connexes, les domaines de la médecine et de la santé.

Tableau 3
Statistiques descriptives, pays source : États-Unis

	Migrants		Non-migrants	
	<u>Moyenne</u>	<u>Écart-type</u>	<u>Moyenne</u>	<u>Écart-type</u>
age	3,79	0,81	4,02	1,25
yrssch	1,77	0,33	1,30	0,29
dep1	0,15	0,36	0,21	0,40
dep2	0,20	0,40	0,23	0,42
dep3	0,08	0,27	0,10	0,30
depg3	0,01	0,10	0,08	0,27
married	0,74	0,43	0,66	0,47
exec	0,35	0,47	0,18	0,38
prof	0,54	0,49	0,10	0,30
farm	0,004	0,06	0,040	0,19
sales	0,014	0,11	0,151	0,35
service	0,010	0,09	0,078	0,26
techn	0,018	0,13	0,034	0,18
N	2 500		10 305	

Nota : Pour les variables nominales, la valeur des moyennes consignées correspond à la proportion des personnes dans l'échantillon ayant cette caractéristique.

Tableau 4
Statistiques descriptives, pays source : Royaume-Uni

	Migrants		Non-migrants	
	<u>Moyenne</u>	<u>Écart-type</u>	<u>Moyenne</u>	<u>Écart-type</u>
age	3,335	0,718	3,865	1,266
univ_np	0,182	0,386	0,158	0,364
postgra	0,115	0,319	0,018	0,136
dep	0,527	0,499	0,392	0,488
married	0,726	0,445	0,630	0,482
wdivsep	0,041	0,199	0,069	0,254
occwht	0,493	0,500	0,328	0,469
N	5 718		18 347	

Nota : Pour les variables nominales, la valeur des moyennes consignées correspond à la proportion des personnes de l'échantillon ayant cette caractéristique.

Tableau 5
Modèle de forme réduite à une étape, pays source : États-Unis

	Coefficient		Effet marginal	
constant	-7,161	(0,14)		
age	0,726	(0,07)	2,0e-5	(1,9e-6)
agesq	-0,104	(0,01)	-2,9e-6	(2,5e-7)
yrssch	1,389	(0,04)	3,8e-5	(2,1e-6)
dep1	-0,222	(0,02)	-4,7e-6	(4,9e-7)
dep2	-0,248	(0,02)	-5,3e-6	(4,9e-7)
dep3	-0,232	(0,03)	-4,4e-6	(4,8e-7)
depg3	-0,609	(0,06)	-7,0e-6	(5,3e-7)
married	0,119	(0,02)	3,0e-6	(5,3e-7)
N	12805			

Nota : Les résultats des estimations proviennent d'un modèle de probit à une variable. Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses.

Tableau 6
Fréquences des résultats réels et prévus
Modèle à une étape, pays source : États-Unis

Résultats prévus

		0	1	Total
<u>Résultats réels</u>	0	8364	1941	10305
		0,811	0,188	1
		0,947	0,488	0,804
	1	464	2036	2500
		0,185	0,815	1
		0,0053	0,512	0,196
Total	8828	3977	12805	
	0,689	0,311	1	
	1	1	1	

Nota (tableau 6) : À la case **0**, il s'agit d'un non-migrant; à la case **1**, d'un migrant. Les éléments du tableau représentent les fréquences, de même que les pourcentages des rangées et des colonnes.

Tableau 7
**Modèle de forme réduite à une étape, pays source :
 Royaume-Uni**

	Coefficient		Effet marginal	
constant	-5,007	(0,08)		
age	1,071	(0,05)	7,4e-4	(2,4e-5)
agesq	-0,172	(0,01)	-1,2e-4	(3,1e-6)
dep	-0,028	(0,01)	-1,9e-5	(7,3e-6)
married	0,216	(0,01)	1,4e-4	(9,9e-6)
widvsep	0,053	(0,02)	4,0e-5	(2,0e-5)
univ_np	0,049	(0,01)	3,6e-5	(9,7e-6)
postgra	0,538	(0,02)	1,0e-3	(1,0e-4)
N	24,065			

Nota : Les résultats des estimations proviennent d'un modèle de probit à une variable. Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses

Tableau 8
**Fréquences des résultats réels et prévus
 Modèle à une étape, pays source : Royaume-Uni**

Résultats prévus

		0	1	Total
<u>Résultats réels</u>	0	10978	7369	18347
		0,598	0,402	1
		0,900	0,620	0,762
	1	1216	4502	5718
		0,212	0,788	1
		0,100	0,380	0,236
Total	12194	11871	24065	
	0,506	0,494	1	
	1	1	1	

Nota (tableau 8) : À la case **0**, il s'agit d'un non-migrant; à la case **1**, d'un migrant. Les éléments du tableau représentent les fréquences, de même que les pourcentages des rangées et des colonnes.

Tableau 9
Modèle de forme réduite à deux étapes, pays source : États-Unis

		Coefficient		Effet marginal	
Premier indice de sélection (Décision de présenter une demande)	constant	-3,28	(0,36)		
	age	3,16	(0,21)	4,8e-5	(4,5e-6)
	agesq	-0,37	(0,02)	-5,7e-6	(5,4e-7)
	yrssch	-0,41	(0,15)	-6,4e-6	(9,3e-7)
	dep1	-1,03	(0,08)	-1,5e-5	(1,4e-6)
	dep2	-1,11	(0,08)	-1,7e-5	(1,5e-6)
	dep3	-1,07	(0,09)	-1,6e-5	(1,5e-6)
	depg3	-2,04	(0,13)	-3,1e-5	(3,0e-6)
	married	0,58	(0,05)	9,0e-6	(8,7e-7)
		Coefficient		Effet marginal	
Deuxième indice de sélection (Examen de la demande)	constant	-4,94	(0,07)		
	age	-0,15	(0,01)	-8,6e-8	(8,5e-8)
	yrssch	1,06	(0,03)	5,9e-5	(4,0e-7)
	exec	0,36	(0,01)	2,0e-5	(1,3e-7)
	prof	0,34	(0,01)	1,8e-5	(1,4e-7)
	techn	-0,004	(0,02)	-2,4e-7	(1,9e-7)
	sales	-0,26	(0,02)	-1,4e-5	(2,1e-7)
	service	-0,07	(0,03)	-4,3e-6	(2,3e-7)
	farm	-0,06	(0,04)	-3,7e-6	(3,5e-7)
	Rho(ϵ, ϵ_4)	-0.56	(0.01)		
	N	12 805			

Nota: Les résultats des estimations proviennent d'un modèle de probit à deux dimensions avec observabilité partielle. Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses.

Tableau 10
**Fréquences des résultats réels et prévus, modèle à deux étapes,
pays source : États-Unis**

Résultats prévus

		0	1	Total
<u>Résultats réels</u>	0	8645	1660	10305
		0,838	0,162	1
		0,956	0,440	0,804
	1	391	2109	2500
		0,156	0,844	1
		0,044	0,560	0,196
	Total	9036	3769	12085
		0,705	0,295	1
		1	1	1

Nota (tableau 10) : À la case **0**, il s'agit d'un non-migrant, à la case **1**, d'un migrant. Les éléments du tableau représentent les fréquences, de même que les pourcentages des rangées et des colonnes.

Tableau 11
**Statistiques descriptives s'appliquant aux résultats prévus,
modèle à deux étapes, pays source : États-Unis**

	Migrants		Non-migrants	
	<u>Moyenne</u>	<u>Écart-type</u>	<u>Moyenne</u>	<u>Écart-type</u>
age	3,83	0,81	4,03	1,30
yrssch	1,77	0,26	1,24	0,25
dep1	0,16	0,37	0,21	0,41
dep2	0,21	0,41	0,23	0,42
dep3	0,09	0,28	0,10	0,30
depg3	0,01	0,10	0,09	0,28
married	0,75	0,42	0,64	0,47
exec	0,40	0,49	0,13	0,34
prof	0,54	0,49	0,04	0,20
farm	0,002	0,04	0,04	0,21
sales	0,003	0,05	0,17	0,38
service	0,004	0,06	0,09	0,28
techn	0,015	0,12	0,03	0,19
N	3 788		9 017	

Nota : Pour les variables nominales, la valeur des moyennes consignées correspond à la proportion des personnes dans l'échantillon ayant cette caractéristique.

Tableau 12

Modèle de forme réduite à deux étapes, pays source : Royaume-Uni

		Coefficient		Effet marginal	
Premier indice de sélection (Décision de présenter une demande)	constant	-7,81	(0,107)		
	age	2,94	(0,087)	5,8e-4	(4,9e-5)
	agesq	-0,27	(0,017)	-5,3e-5	(4,3e-6)
	dep	-0,54	(0,009)	-1,0e-4	(1,6e-5)
	married	0,85	(0,011)	1,7e-4	(2,6e-5)
	wdivsep	-0,07	(0,016)	-1,4e-5	(9,1e-6)
	univ_np	0,16	(0,011)	3,2e-5	(7,2e-6)
	postgra	0,86	(0,031)	1,7e-4	(3,0e-5)
		Coefficient		Effet marginal	
Deuxième indice de sélection (Examen de la demande)	constant	-1,89	(0,023)		
	age	-0,37	(0,004)	-6,1e-4	(8,6e-7)
	univ_np	-0,08	(0,003)	-1,3e-4	(1,5e-6)
	postgra	0,36	(0,004)	5,9e-4	(3,1e-6)
	occwht	0,15	(0,002)	2,5e-4	(9,4e-7)
Rho($\varepsilon, \varepsilon_4$)		0,37	(0,043)		
N		24 065			

Nota : Les résultats des estimations proviennent d'un modèle de probit à deux dimensions avec observabilité partielle. Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses.

Tableau 13
**Fréquences des résultats réels et prévus, modèle à deux étapes,
pays source : Royaume-Uni**

Résultats prévus

		0	1	Total
<u>Résultats réels</u>	0	11318	7029	18347
		0,616	0,384	1
		0,896	0,614	0,762
	1	1305	4413	5718
		0,228	0,772	1
		0,104	0,386	0,238
Total	12623	11442	24065	
	0,524	0,476	1	
	1	1	1	

Nota (tableau 13) : À la case **0**, il s'agit d'un non-migrant, à la case n° **1**, d'un migrant. Les éléments du tableau représentent les fréquences, de même que les pourcentages des rangées et des colonnes.

Tableau 14
**Statistiques descriptives s'appliquant aux résultats prévus,
modèle à deux étapes, pays source : Royaume-Uni**

	Migrants		Non-migrants	
	<u>Moyenne</u>	<u>Écart-type</u>	<u>Moyenne</u>	<u>Écart-type</u>
age	3,216	0,517	4,213	1,394
univ_np	0,198	0,398	0,132	0,339
postgra	0,084	0,278	0,003	0,054
dep	0,509	0,499	0,348	0,476
married	0,721	0,448	0,592	0,491
wdivsep	0,041	0,199	0,082	0,274
occwht	0,487	0,499	0,259	0,438
N	11,442		12,623	

Nota : Pour les variables nominales, la valeur des moyennes consignées correspond à la proportion des personnes de l'échantillon ayant cette caractéristique.

Tableau 15
**Niveau d’instruction des migrants en provenance de divers
pays sources (données prévues)**

		yrssch	
		migr	non-migr
HEAC	mean	1,72	1,22
	stddev	(0,27)	(0,25)
	N	4567	8238
US	mean	1,77	1,30
	stddev	(0,33)	(0,29)
	N	2500	10305
LEAC	mean	1,82	1,26
	stddev	(0,24)	(0,26)
	N	3135	9670

Notes : Les statistiques descriptives pour les États-Unis s’appliquent aux migrants et aux non-migrants observés dans les données. Pour le LEAC et le HEAC, on prévoit les migrants et les non-migrants en calculant la probabilité d’immigrer des personnes au moyen des estimations des paramètres d’après le modèle de forme réduite à deux étapes qui s’applique aux États-Unis, compte tenu de leurs caractéristiques. Si cette probabilité est supérieure à la proportion des migrants dans l’échantillon pondéré pour les États-Unis, la personne devrait être un migrant; autrement, il s’agirait d’un non-migrant.

Les habitants du LEAC possèdent moins de 1,5 année d’études que les personnes aux États-Unis tandis que les habitants du HEAC en ont 1,5 de plus.

ANNEXE 1 – POLITIQUE CANADIENNE D’IMMIGRATION

Le 2 octobre 1967, le Canada a adopté de nouveaux règlements en matière d’immigration, qui abolissaient les quotas imposés selon l’origine nationale. Au même titre que les changements introduits par la Loi sur l’immigration du 10 avril 1978, le nouveau système classifie les immigrants selon quatre catégories (Boyd, 1976, Green and Green 1995):

1. La catégorie des immigrants indépendants
2. La catégorie des réfugiés et des immigrants précisés pour des motifs d’ordre humanitaire
3. La catégorie des personnes à charge « parrainées », conjoint(e), fiancé(e), proches
4. La catégorie des « parents nommément désignés », qui s’applique dans la même veine aux proches parents

Aujourd’hui, le bassin des demandes d’immigration est divisé en deux : les demandes sans restriction numérique et les demandes avec restriction numérique. Dans le premier cas, il s’agit des demandes des parents parrainés (les parents à charge), de même que des demandes des réfugiés et des immigrants précisés pour des motifs d’ordre humanitaire dont il est question ci-dessus. Par immigrants restreints numériquement, on entend les deux autres catégories : les parents nommément désignés et les immigrants indépendants. Ces deux dernières catégories représentaient environ 50 % du nombre total d’immigrants admis en 1990. Plus de 50 % des immigrants dont le nombre est restreint sont composés d’immigrants provenant de la catégorie des immigrants indépendants.

Les demandes classées dans les catégories des immigrants indépendants et des parents nommément désignés sont assujetties au système de points d’appréciation dont il est question ci-dessous. Les caractéristiques du système de points visent à refléter les conditions du marché du travail (p. ex., la demande par profession) de même que les caractéristiques qui sont présumées être essentielles à l’adaptation à long terme des immigrants (p. ex., études).

Au moment de l’établissement du système de points, 50 points sur 100 constituaient le nombre minimal de points qu’il fallait obtenir pour être admis au Canada. Depuis le 1^{er} janvier 1986, le nombre minimal de points a été augmenté de manière à atteindre 70 (voir Reimers et Troper, 1992 pour de plus amples renseignements sur l’évolution de la politique canadienne d’immigration depuis 1945).

Le tableau suivant expose le système de points d’appréciation en vigueur au cours de la période s’échelonnant de 1986 à 1990 :

Système de points d'appréciation, 1986-1990

Catégorie	Points éventuels
Études	12
Préparation professionnelle spécifique	15
Expérience	8
Demande par profession	10
Emploi réservé/profession désignée	10
Âge	10
Connaissance du français et de l'anglais	15
Qualités personnelles	10
Facteur démographique	10 ²⁸
Total	105 ²⁹

Le nombre de points à être accordé à l'égard de chacun des facteurs du système de points d'appréciation, à l'exception des qualités personnelles, est déterminé conformément à un calendrier.

Citoyenneté et Immigration Canada dispose d'une liste des professions qui sont en demande au Canada. Cette liste provient de Développement des ressources humaines Canada. Au cours de la période s'échelonnant de 1986 à 1990, cette liste se fondait sur la Classification canadienne descriptive des professions au niveau à sept chiffres. En 1997, on a modifié la liste de manière à ce qu'elle s'appuie sur la Classification nationale des professions. Pour être admis, le demandeur éventuel doit exercer une profession qui se trouve sur la liste.

Les points accordés à la préparation professionnelle spécifique (PPS) varient selon la formation classique requise pour un rendement moyen. La valeur de la PPS est définie d'après une liste fondée sur la Classification canadienne descriptive des professions au niveau à sept chiffres.

D'après la sélection administrative, il est impossible d'évaluer les qualités personnelles, à l'égard desquelles on peut attribuer au maximum dix unités. Il s'agit là du seul facteur subjectif du système de points. L'agent des visas prendra des dispositions avec le demandeur pour une entrevue s'il considère que celui-ci peut satisfaire aux critères de sélection, en fonction des renseignements fournis et du nombre de points que le demandeur peut obtenir à l'égard des qualités personnelles. Si les renseignements fournis sur le formulaire de demande et la documentation d'accompagnement indiquent clairement que le demandeur accumulera un nombre suffisant de points lors de l'évaluation lui permettant d'obtenir la note de passage ou, si le demandeur ne réussit pas à accumuler le nombre suffisant de points et qu'il n'a aucune chance d'accumuler de points additionnels au cours de l'entrevue, le demandeur ne sera pas interviewé.

Conformément au guide de l'immigration, c'est le préposé à l'entrevue selon son jugement qui doit déterminer le nombre de points à accorder à un requérant. Pour ce faire, le préposé peut s'appuyer

²⁸ Le facteur démographique (ou les niveaux) est établi à 5 pour tout le monde au cours de la période d'études. L'établissement de différents niveaux vise à contrôler le nombre de personnes qui entrent au pays au cours d'une période.

²⁹ Si le facteur démographique est établi à cinq, le nombre maximal de points attribuables pour les caractéristiques énumérées est égal à 95. Si l'agent d'immigration décide d'exercer son pouvoir discrétionnaire, il peut accorder jusqu'à 10 points. Cela diffère des qualités personnelles. Dans ce cas, l'exercice du pouvoir discrétionnaire est très rare et personne dans notre échantillon n'a été admis au pays en vertu d'un tel pouvoir.

sur les qualités dont fait preuve le requérant (faculté d'adaptation, motivation, initiative, débrouillardise, ainsi que d'autres qualités tout aussi admirables). On peut également tenir compte de telles caractéristiques à l'égard des personnes à charge du demandeur.

Parce que les migrants indépendants font partie de la catégorie des immigrants dont le nombre est restreint, nous pouvons nous inquiéter de l'incidence des restrictions numériques sur l'échantillon des migrants acceptés. Prenons l'exemple de demandeurs hautement qualifiés qui, compte tenu des restrictions numériques, sont acceptés et d'autres demandeurs moins qualifiés rejetés qui autrement auraient été acceptés. Il s'agit là d'un exemple à retenir comme d'un autre élément du processus de sélection. Il faut toutefois souligner que les nombres minimaux ne s'appliquent pas précisément à un pays. Les seuils minimaux sont établis en fonction du nombre total de migrants admis. Ajoutons que le nombre de personnes acceptées au cours de n'importe quelle année de la période allant de 1979 à 1996 a différé du nombre prévu.

BIBLIOGRAPHIE

Abowd, J. M. and H. S. Farber (1982). "Job Queues and the Union Status of Workers"; *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 35, no. 3, 354-366.

Adams, R. H. Jr. (1993). "The Economic and Demographic Determinants of International Migration in Rural Egypt"; *The Journal of Development Studies*. Vol. 30, no. 1, 146-167.

Amemiya, T. (1978). "The Estimation of a Simultaneous Equation Generalized Probit Model"; *Econometrica*. Vol. 46, 1193-1205.

Bauer T. and K. F. Zimmerman (1995). "Modeling International Migration: Economic and Econometric Issues"; *University of Munich, WP*. No. 95-01.

Borjas, G. J. (1987). "Self-Selection and the Earnings of Immigrants"; *AER*. Vol. 77, no. 4, 531-551.

Borjas, G. J. (1993). "Immigration Policy, National Origin, and Immigrant Skills: A Comparison of Canada and the United States". In *Small Differences that Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*, edited by David Card and Richard Freeman. University of Chicago Press.

Boyd, M. (1976). "Immigration Policies and Trends: A Comparison of Canada and the United States"; *Demography*. Vol. 13, no. 1.

Canada (1961). Rapport définitif du Comité spécial d'enquête sur la main-d'oeuvre et l'emploi
Parlement. Sénat. Comité spécial d'enquête sur la main-d'oeuvre et l'emploi.

Carpentier, A. et G. Pinsonneault (1994). *Étude de représentativité des immigrants dans la Banque de données sur les immigrants (Projet BDIM)*, Direction des études et de la recherche, ministère des Affaires internationales, de l'immigration et des communautés culturelles, Québec, mars

Catsiapis, G. and C. Robinson (1982). "Sample Selection Bias with Multiple Selection Rules"; *Journal of Econometrics*. Vol. 18, 351-368.

Cobb-Clark, Deborah A. (1993). "Immigrant Selectivity and Wages: The Evidence for Women"; *AER*. Vol. 83, no. 4, 986-993.

Davies, J. B. and I. Wooton (1992). "Income Inequality and International Migration"; *Economic Journal*. 102 (413), 789-802.

Friedlander, S. L. (1965). *Labor Migration and Economic Growth: A Case Study of Puerto Rico*. Cambridge, MA, MIT Press.

- Green, Alan G. and David A. Green (1995). "Canadian Immigration Policy: The Effectiveness of the Point System and Other Instruments"; *Canadian Journal of Economics*. Vol. 28, no. 4b, 1006-1041.
- Greenwood, M. J. and J. M. McDowell (1991). "Differential Economic Opportunity, Transferability of Skills, and Immigration to the United States and Canada"; *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 73, no. 4, 612-623.
- Gutierrez, E. (1983). "The Transfer Economy of Puerto Rico: Toward an Urban Ghetto?". In *Time for Decision: The United States and Puerto Rico*, ed. J. Heine, London: North-South Publishing & Co.
- Heckman, J. J. (1976). "Simultaneous Equation Models with Continuous and Discrete Endogenous Variables and Structural Shifts". In: S. M. Goldfeld and R. E. Quandt, eds., *Studies in Nonlinear Estimation*, Ballinger, Cambridge, MA, 235-272.
- Heckman, J. J. (1978). "Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System", *Econometrica*. Vol. 46, 931-959.
- Heckman, J. J. (1979). "Sample Selectivity Bias as a Specification Error"; *Econometrica*. Vol. 47, 153-162.
- Hernandez-Alvarez, J. (1967). *Return Migration to Puerto Rico*. University of California Press.
- Heywood, J. S. and M. S. Mohanty (1990). "Race and Employment in the Federal Sector"; *Economics Letters*. Vol. 33, 179-183.
- Lucas, R. E. (1985). "Migration Amongst the Botswana"; *The Economic Journal*. Vol. 95, 358-382.
- Maddala, G. S. (1983). *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.
- Manski, C. F. and S. R. Lerman (1977). "The Estimation of Choice Probabilities from Choice Based Samples"; *Econometrica*. Vol. 45, no. 8, 1977-88.
- Massey D., J. Arango, G. Hugo, A. Kouaouci, A. Pellegrino, J. E. Taylor (1993). "Theories of International Migration: A Review and Appraisal"; *Population and Development Review*. Vol. 19, no. 3, 431-466.
- Massey D., J. Arango, G. Hugo, A. Kouaouci, A. Pellegrino, J. E. Taylor (1994). "An Evaluation of International Migration Theory: The North American Case"; *Population and Development Review*. Vol. 20, no. 4, 699-751.
- Melendez, E. (1994). "Puerto Rican Migration and Occupational Selectivity, 1982-1988"; *International Migration Review*. Vol. 28, Spring, p. 49-67.

Mincer, J. (1974). *Schooling Experience and Earnings*. NBER, Columbia University Press, New York.

Mincer, J. (1978). "Family Migration Decision"; *JPE*, Vol. 86, 749-773.

Mroz, T. (1987). "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions"; *Econometrica*. 55(4), 765-799.

Newey, W., J. Powell and J. Walker (1990). "Semiparametric Estimation of Selection Models: Some Empirical Results"; *AER, Papers and Proceedings*. 80(2), 324-328.

O Grada (1986). "Determinants of Irish Emigration: A Note"; *International Migration Review*. Vol. 20, no. 3, 651-656.

Ortiz, V. (1986). "Changes in the Characteristics of Puerto Rican Migrants from 1955 to 1980"; *International Migration Review*. 20 (3).

Poirier, D. J. (1980). "Partial Observability in Bivariate Probit Models"; *Journal of Econometrics*. Vol. 12, 209-217.

Ramos, F. A. (1992). "Out-Migration and Return Migration of Puerto Ricans". In *Immigration and the Work Force*, G. J. Borjas and R. B. Freeman (ed.). NBER Project Report, The University of Chicago Press.

Reimers, D. M. and H. Troper (1992). "Canadian and American Immigration Policy Since 1945". In *Immigration, Language and Ethnicity*, Chiswick, B. R. (ed.). The AEI Press, Washington, D.C.

Rivera-Batiz, F. (1989). "The Characteristics of Recent Puerto Rican Migrants"; *Migration World*. 17 (2).

Robinson C. and N. Tomes (1980). "Self-Selection and Interprovincial Migration in Canada"; *The University of Western Ontario, Research Report*. No. 8019.

Robinson, C. and N. Tomes (1982). "Self Selection and Interprovincial Migration in Canada"; *CJE*. Vol. 15, no. 3, 474-502.

Roy, A. D. (1951). "Some Thoughts on the Distribution of Earnings"; *Oxford Economic Papers*. 3, 135-146.

Sandis, E. (1973). "Characteristics of Puerto Rican Migrants to and from the United States". In *The Puerto Rican Experience*, ed. F. Cordasco. Toronto: Rowman and Littlefield.

Senior, C. and D. O. Watkins (1975). "Toward a Balance Sheet of Puerto Rican Migration". In *Status of Puerto Rico*, ed. F. Cordasco. New York: Arno Press.

Sjaastad, L. (1962). "The Costs and Returns of Human Migration"; *JPE* (Supplement). Vol. 70, 80-93.

Taylor, J. E. (1986). "Differential Migration, Networks, Information and Risk". In: *Research in Human Capital and Development: Migration, Human Capital and Development*. Vol. 4, 147-171.

Tunali, I. (1986). "A General Structure for Models of Double-Selection and an Application to a Joint Migration/Earnings Process with Remigration". In: Ronald E. Ehrenberg, ed., *Research in Labor Economics*. Vol. 8, Part B, 235-282.

Tunali I., J. R. Behrman, and B. L. Wolfe (1980). "Identification, Estimation and Prediction Under Double Selection"; *Paper Presented at the ASA Meetings*. Houston, Texas.

Wilson, J. D. (1992). "Optimal Income Taxation and International Personal Mobility"; *AER*. Vol. 82, no. 2, 191-96.

Zweimuller, J. (1992). "Survey non-response and biases in wage regressions"; *Economics*