



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 247

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-79720-5

Document de recherche

**Direction des études analytiques
documents de recherche**

Effet intergénérationnel de la sélection et de l'assimilation des immigrants sur les résultats en matière de santé des enfants

par Nina Ahmed

Division des études sur la famille et le travail
24-F, immeuble R.- H.- Coats, Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

Effet intergénérationnel de la sélection et de l'assimilation des immigrants sur les résultats en matière de santé des enfants

par Nina Ahmed

**11F0019 N° 247
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-79720-5**

Université Dalhousie
et
Division des études sur la famille et le travail

Statistique Canada
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Comment obtenir d'autres renseignements:
Service national de renseignements: 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Avril 2005

Je tiens à remercier M. Lars Osberg, M^{me} Shelley Phipps et M^{me} Lori Curtis de leurs commentaires et suggestions fort utiles. Ces travaux de recherche ont été financés par une allocation de recherche doctorale de Statistique Canada. Le présent document représente les vues de l'auteur et ne reflète pas forcément les opinions de Statistique Canada.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'industrie, 2005

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit, en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux, et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, de l'issue, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

Also available in English

Table des matières

1.	Introduction.....	3
2.	Objet.....	5
3.	Hypothèses au sujet de la nature de la sélection des immigrants et de leurs enfants	6
4.	Examen des études antérieures	8
5.	Données, échantillon, variables et méthodologie	9
6.	Résultats des régressions logit ordonnées et discussion	19
7.	Résumé et conclusions.....	28
	Annexe 1 – Revenu et inégalité	40
	Annexe 2 – Statistiques descriptives.....	41
	Annexe 3 – État de santé des enfants dans certains pays d’origine	43
	Annexe 4 – Estimations logit ordonnées des résultats en matière de santé.....	44
	Bibliographie.....	45

Résumé

Dans la présente étude, nous procédons à trois comparaisons fondées sur les données recueillies au deuxième cycle (1996-1997) de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) au Canada. En premier lieu, nous comparons les résultats sur le plan de la santé des enfants des personnes nées au Canada (canadiennes de naissance ou CDN) et ceux du groupe d'immigrants en général. Nous examinons également les différences entre les trois sous-groupes d'immigrants, soit ceux des immigrants américains, européens et asiatiques. En deuxième lieu, nous vérifions l'hypothèse selon laquelle, à niveau de ressources égal, les enfants de n'importe quel groupe d'immigrants au Canada ont de meilleurs résultats en matière de santé. En troisième lieu, nous examinons l'association entre la durée de résidence des immigrants de divers groupes et les résultats en matière de santé de leurs enfants. Une famille immigrante est une famille dans laquelle au moins l'un des parents, soit le père ou la mère, est né à l'étranger. Les résultats en matière de santé sont mesurés selon l'évaluation de l'état de santé de l'enfant par la PCM (personne qui connaît le mieux l'enfant). Nos estimations se fondent sur des modèles logit ordonnés. Les enfants sélectionnés aux fins d'analyse sont âgés de 4 à 13 ans.

Selon les données de l'ELNEJ, les résultats en matière de santé des enfants des familles immigrantes en général sont semblables à ceux du groupe CDN. Toutefois, les résultats en matière de santé des groupes des immigrants asiatiques sont légèrement inférieurs tandis que ceux du groupe d'immigrants américains sont nettement supérieurs. Mis à part le groupe d'immigrants américains, selon certaines indications, à niveau de ressources égal, l'état de santé des enfants de tout autre groupe d'immigrants serait moins bon. Selon les résultats de la décomposition, les résultats en matière de santé nettement meilleurs du groupe d'immigrants américains sont attribuables à un niveau supérieur de ressources observables et non observables, tandis que les résultats moins bons du groupe d'immigrants asiatiques sont attribuables à un niveau inférieur de ressources observables et non observables. Par contre, les résultats en matière de santé du groupe d'immigrants européens sont meilleurs que ceux du groupe CDN lorsqu'on tient compte de la variation des ressources et moins bons lorsqu'on tient compte de la variation des coefficients de productivité. Enfin, selon certaines preuves statistiques, si les résultats en matière de santé des enfants de familles immigrantes sont initialement moins bons, ils s'améliorent à mesure que se prolonge la durée de résidence des parents immigrants. Les conclusions de l'étude indiquent que, de façon générale, les résultats actuels en matière de santé des enfants des familles immigrantes ne sont pas une source de grave inquiétude. Toutefois, il y aurait peut-être lieu de s'inquiéter de ceux du groupe d'immigrants asiatiques.

Mots clés : Résultats en matière de santé des enfants, enfants d'immigrants, canadien de naissance

JEL : I10, J13, J15

1. Introduction

Le Canada est un pays colonisé et bâti dans une large mesure par les immigrants et leurs enfants. Les répercussions sociales et économiques de l'immigration sont déterminées non seulement par les caractéristiques des immigrants eux-mêmes mais par celles de leurs descendants. Or, les recherches sur l'immigration abondent mais les études économiques comparatives portant sur les résultats en matière de développement des enfants de familles immigrantes au Canada sont presque inexistantes¹. Un grand nombre d'ouvrages sur l'immigration traitent de l'assimilation des immigrants sur le plan économique (meilleurs résultats sur le marché du travail plus la durée de résidence dans le pays hôte est longue) et l'auto-sélection des immigrants (meilleurs résultats sur le marché du travail des immigrants comparativement aux personnes nées au pays)². Le but principal de la présente étude est d'examiner la relation entre les résultats sur le plan de la santé des enfants et l'assimilation ainsi que la sélection des immigrants au Canada.

La santé est le plus souhaitable de tous les résultats sur le plan du développement de l'enfant puisqu'il est lié à tous les autres résultats. La maladie empêche la réalisation du potentiel économique et impose un fardeau économique tant à l'enfant qu'à la société. Comme la santé de l'enfant est à la base de sa prospérité et de son succès sur le plan socio-économique, les recherches sur l'état de santé des familles immigrantes au Canada fourniraient des renseignements utiles aux fins de l'élaboration de programmes et de politiques de développement de l'enfant. Comment l'état de santé des enfants de familles immigrantes se compare-t-il à celui de leurs homologues? Les enfants de familles immigrantes imposent-ils un fardeau supplémentaire à la société canadienne? Dans l'affirmative, est-ce en raison de ressources plus limitées? Les résultats en matière de santé des enfants d'immigrants varient-ils au sein de la population des immigrants? Ces résultats diffèrent-ils selon la durée de résidence des parents au Canada? Les réponses à ces questions montreront s'il y a un écart entre les résultats des enfants des familles canadiennes de naissance (CDN) et des familles immigrantes et, dans l'affirmative, la raison de cet écart.

Les résultats en matière de santé des enfants dépendent des ressources dont ils disposent et des possibilités qui s'offrent à eux. Selon les renseignements disponibles sur la population des immigrants, les familles immigrantes ont généralement un niveau plus élevé de ressources observables, ce qui a une incidence sur les résultats en matière de développement de l'enfant. Par exemple, les familles immigrantes ont un niveau plus élevé de revenu moyen du ménage, de scolarité et de prestige de la profession; en revanche, leur taux de chômage, de dépendance à l'égard de l'aide sociale et de divorce est plus faible³. Les immigrants subissent un examen médical, de sorte qu'ils sont généralement en bonne santé. Selon ces renseignements, les enfants des familles immigrantes sont plus susceptibles d'avoir de meilleurs résultats en matière de santé que les enfants des personnes nées au Canada (familles CDN) et qu'ils sont moins susceptibles d'imposer un fardeau supplémentaire aux services de soins de santé. Par contre, l'espérance de vie moyenne dans les pays du Tiers-monde est plus faible⁴, ce qui peut avoir un effet négatif sur l'état de santé des enfants au Canada puisque le nombre d'immigrants en provenance de ces pays s'accroît. En outre, les ressources varient selon l'origine nationale. Par exemple, Dudley et Poston (1994) montrent qu'aux États-Unis, les immigrants en provenance des pays de l'Europe de l'Ouest ont un revenu et un niveau de scolarité supérieurs à la moyenne, tandis que les immigrants des pays d'Amérique latine ont un revenu et un niveau de scolarité inférieurs à la moyenne. Portes (1996) montre

-
1. À la connaissance de l'auteur, Worswick (2001) est la première étude économique des résultats en matière d'éducation des enfants d'immigrants au Canada.
 2. Chiswick (1978) et Borjas (1985, 1987, 1991) présentent d'importants modèles de l'assimilation et de l'auto-sélection des immigrants.
 3. Voir, par exemple, Rappak et Thomas (1997), Lin (1997), McDonald et Worswick (1997), De Silva (1997) et le tableau A2.1.
 4. Le tableau A3 présente des renseignements sur les résultats en matière de santé de certains pays asiatiques comparativement au Canada, aux États-Unis et aux pays d'Europe.

que les Asiatiques de l'Inde et les Taïwanais sont les deux groupes au niveau de scolarité le plus élevé et les Mexicains et les Salvadoriens, les deux groupes au niveau d'instruction le plus faible dans la société américaine. D'après ces renseignements, les résultats en matière de santé des enfants des divers groupes d'immigrants varieront probablement à cause de la variation des ressources observables des parents entre les différents groupes. Selon Dunn et Dyck (2000), les immigrants provenant des pays où l'état de santé est moins bon peuvent être une source de préoccupation pour ce qui est de leur recours aux services de soins de santé à l'avenir. Des recherches sur les résultats en matière de santé comparatifs des enfants de divers groupes d'immigrants au Canada seraient utiles pour évaluer le succès des politiques d'immigration qui ont mis l'accent sur les compétences⁵ et qui ont privilégié comme sources d'immigration les régions moins développées aux dépens des pays d'origine traditionnels⁶.

Les recherches sur l'assimilation sur le plan économique⁷ montrent que les résultats moyens sur le marché du travail des familles immigrantes sont généralement plus faibles mais que ces familles ultérieurement rattrapent ou même dépassent les familles nées au pays après un certain nombre d'années de résidence dans le pays hôte (10 à 15 ans environ). Toutefois, les taux d'assimilation des immigrants de différentes origines nationales varient selon la similarité entre le pays d'origine et le marché de travail du pays hôte. McDonald et Worswick (1999) fournissent des preuves d'assimilation positive d'immigrants provenant de pays anglophones mais non de ceux provenant de pays non anglophones. Borjas (1985, 1987, 1991) montre qu'aux États-Unis, la rapidité d'assimilation diffère selon l'origine nationale et selon la cohorte. Par exemple, les immigrants provenant de pays très industrialisés s'assimilent rapidement comparativement à ceux provenant de pays du Tiers-monde. Il montre également que les cohortes récentes s'assimilent plus lentement que les cohortes précédentes, quel que soit le pays d'origine.

L'assimilation des parents immigrants sur le marché du travail est susceptible d'influer sur les résultats en matière de développement de l'enfant. Si les immigrants s'assimilent rapidement et si les parents transmettent leurs ressources à leurs enfants, les familles immigrantes rattrapent les familles CDN sur le plan des résultats en matière de développement de l'enfant, lorsque ces résultats étaient inférieurs initialement. Par contre, si les parents immigrants ne s'assimilent pas, leurs résultats inférieurs sont

-
5. En 1962, le gouvernement fédéral a remplacé sa politique d'immigration discriminatoire fondée sur l'origine nationale par une politique de sélection des immigrants en fonction d'un ensemble précis de critères. Puis, en 1967, il a adopté le système de points selon lequel les autorités de l'immigration peuvent sélectionner les immigrants objectivement selon la demande de diverses compétences et professions dans l'économie canadienne. Des points sont accordés pour les facteurs suivants : âge, scolarité, formation, expérience, qualités personnelles, demande dans la profession, emploi réservé et connaissance des langues officielles. Le Canada admet également à des fins humanitaires, sans aucune évaluation économique, les proches parents qui entrent dans la catégorie de la famille, les réfugiés aux sens de la Convention et les personnes dont la situation s'apparente à celle de réfugiés. À la suite de ces modifications apportées aux exigences d'entrée de la politique d'immigration, les traditionnels pays d'origine des immigrants au Canada, particulièrement la Grande-Bretagne et les pays d'Europe de l'Est, ont été remplacés dans une large mesure par des régions moins développées. En outre, les plus fortes proportions de nouveaux immigrants au Canada aujourd'hui sont de la catégorie économique. Par exemple, en 1994, 49 % des nouveaux immigrants étaient de la catégorie économique, 42 %, de la catégorie sociale ou de la famille et 9 % étaient admis pour des motifs humanitaires (Citoyenneté et Immigration Canada, 1996).
 6. Jusque vers le début des années 70, la majorité des immigrants au Canada provenaient des États-Unis, de la Grande-Bretagne et d'autres pays d'Europe. En revanche, la majorité des nouveaux immigrants sont d'origine non européenne. Durant les années 50, par exemple, plus de 80 % de tous les nouveaux immigrants au Canada chaque année provenaient d'Europe; en 1994, toutefois, seulement 17 % des immigrants provenaient d'Europe et 74 % provenaient d'Asie (Citoyenneté et Immigration Canada, 1996).
 7. Par exemple, Chiswick (1978, 1986), Carliners (1980), Defrietas (1980), Long (1980), Blau (1980), Tienda (1983), Borjas (1985), Borjas et Tienda (1985), Poston (1988), Jensen (1988), Simon et Sullivan (1988), Lalonde et Topel (1991), Duleep et Regets (1992, 1996, 1997), De Silva (1997), Jasso et Rosenzweig (1985, 1990, 1995, 1998), McDonald et Worswick (1999) et Green (1999).

susceptibles de se traduire par des résultats inférieurs chez leurs enfants, selon la théorie de la transmission intergénérationnelle⁸. Par conséquent, les enfants de familles immigrantes pourraient être à la traîne sur le plan des résultats en matière de développement. Si ces disparités persistent à mesure que la durée de la résidence se prolonge, il faudrait conclure à une inégalité sociale. Par contre, si la différence entre les résultats des enfants s'estompe à mesure que la durée de la résidence des parents se prolonge, la disparité observée actuellement serait un phénomène temporaire. Par conséquent, il serait utile de déterminer comment les résultats en matière de santé des enfants diffèrent selon qu'il s'agit de familles CDN ou de familles immigrantes et s'ils varient selon la durée de la résidence des parents immigrants au Canada.

Les études sur l'auto-sélection des immigrants (par exemple, Chiswick, 1978) laissent supposer une sélection positive (meilleurs résultats sur le marché du travail des immigrants par rapport aux personnes comparables nées au Canada⁹) fondée sur des caractéristiques non observables recherchées sur le marché du travail. Dans ces études, les auteurs concluent que les données recueillies confirment l'hypothèse de sélection selon laquelle les résultats économiques moyens des immigrants dépassent ceux de leurs homologues nés au Canada parce que leurs caractéristiques non observables sont supérieures à la moyenne. Si ces attributs sont hérités ou appris des parents, les enfants des familles immigrantes auraient des niveaux de caractéristiques non observables plus élevés que les familles nées au Canada. Ces caractéristiques non observables sont susceptibles d'avoir un effet différentiel sur les résultats en matière de santé des enfants des familles immigrantes en général.

Cependant, la population des immigrants n'est pas homogène. Selon Borjas (1991), il n'y a pas de loi générale imposant la sélection positive des immigrants. D'ailleurs, dans des conditions raisonnables, cette sélection se fait probablement de façon négative (c.-à-d., les personnes les plus susceptibles d'immigrer aux États-Unis sont des personnes dont les revenus et la productivité sont inférieurs à la moyenne Borjas (1991, p.30)). Selon le cadre théorique de Borjas (1987, 1991), il y a probablement sélection positive si le pays d'origine a le même niveau de développement économique mais un niveau d'inégalité inférieur à celui du pays hôte. Green (1999) conclut que l'adaptation des immigrants est liée aux caractéristiques utilisées aux fins de leur sélection. L'effet intergénérationnel de la sélection des immigrants laisse supposer que les enfants de parents provenant des pays fortement industrialisés peuvent avoir un niveau de caractéristiques non observables plus élevé que les enfants de familles nées au Canada, ce qui expliquerait leurs meilleurs résultats en matière de santé à niveau de ressources égal. L'inverse pourrait être vrai des enfants provenant de pays du Tiers-monde. Il serait donc utile d'examiner les résultats en matière de santé des enfants de différentes origines nationales, à niveau de ressources égal.

2. Objet

La présente étude vise à :

- I. comparer les résultats en matière de santé des enfants de différentes familles immigrantes et de ceux des familles CDN;
- II. comparer les résultats en matière de santé des enfants des familles immigrantes en général et de ceux des familles CDN ayant le même niveau de ressources. Autrement dit, il s'agit de vérifier l'hypothèse selon laquelle les enfants des familles immigrantes en général constituent un

8. Becker (1981) présente un modèle important de transmission intergénérationnelle.

9. Une personne née à l'étranger et une personne née au Canada sont comparables si toutes deux ont les mêmes caractéristiques observables.

échantillon sélectionné de façon positive (effet intergénérationnel des immigrants)¹⁰; et cerner les sources de variation des résultats des enfants;

- III. comparer les résultats en matière de santé des enfants selon la région d'origine et ceux du groupe CDN, à niveau de ressources égal;
- IV. examiner le lien entre les résultats en matière de santé des enfants de divers groupes d'immigrants et la durée de résidence de leurs parents immigrants au Canada (effet intergénérationnel de l'assimilation des immigrants).

Les résultats de la présente étude devraient fournir des renseignements utiles sur 1) l'écart actuel entre les résultats en matière de santé des enfants du groupe CDN et ceux des enfants de divers groupes d'immigrants; 2) la question de savoir si l'écart actuel est un phénomène temporaire; 3) la question de savoir si l'écart actuel est attribuable à une pénurie de ressources observables ou non observables (productivité ou efficacité). Les possibilités d'élaboration d'interventions stratégiques efficaces pourraient être plus nombreuses si l'écart est attribuable à des caractéristiques observables que s'il est attribuable à des caractéristiques non observables.

3. Hypothèses au sujet de la nature de la sélection des immigrants et de leurs enfants

Comme nous l'avons déjà mentionné, la sélection des immigrants est liée à leur niveau plus élevé ou plus faible de caractéristiques observables. Les parents immigrants transmettent leur niveau plus élevé (plus faible) de ces caractéristiques à leurs enfants, de sorte que la fonction résultats en matière de santé de ces derniers se déplace vers le haut (vers le bas) comparativement à celle du groupe CDN. L'association entre les résultats des enfants et les ressources observables est alors probablement plus forte (plus faible). Par conséquent, à niveau de ressources égal, on s'attend à ce que les résultats en matière de santé des enfants soient meilleurs (moins bons) dans le cas des familles immigrantes que des familles CDN. Indirectement, cela laisse supposer que les enfants des familles immigrantes sont sélectionnés de façon positive (négative). Autrement dit, il y a probablement une association positive entre la sélection des parents et celle des enfants. Dans la présente étude, nous avons procédé à des tests de sélection non sur les parents immigrants, mais sur leurs enfants. Nos prévisions quant à la nature de la sélection de divers groupes d'immigrants sont fondées sur les recherches disponibles portant sur la population des immigrants. Toutefois, rappelons qu'on trouvera dans les ouvrages qui traitent de cette question d'autres conclusions concernant la nature de la sélection de divers groupes d'immigrants.

Chiswick (1978) affirme que la population des immigrants est sélectionnée de façon positive, c'est-à-dire que les immigrants, à niveau de ressources observables égal, obtiennent de meilleurs résultats sur le marché du travail. Son hypothèse laisse supposer que les enfants de n'importe quel groupe d'immigrants constitueraient un échantillon sélectionné de façon positive. Borjas (1991) soutient en revanche que, si

10. En fait, le processus de sélection ne s'applique pas aux enfants de la même façon qu'à leurs parents. Dans la présente étude, nous parlons de sélection des enfants au sens de concept économétrique de sélection de l'échantillon. Les enfants d'un groupe constituent un échantillon sélectionné de façon positive comparativement à un autre groupe s'il est observé que l'association des variables explicatives et de la variable dépendante est plus forte (pente plus forte au sens absolu) pour le premier groupe que pour le deuxième. Autrement dit, si, à niveau de ressources égal, (variables explicatives), on constate que le premier groupe affiche de meilleurs résultats (variable dépendante), ce groupe peut être considéré comme constituant un échantillon sélectionné de façon positive.

l'on se fonde sur un ensemble d'hypothèses raisonnables, il est probable que les immigrants sont sélectionnés de façon négative. En outre, Borjas (1987, 1991) affirme ce qui suit :

- A. La probabilité d'une sélection positive dans le pays hôte est la plus forte lorsque le pays d'origine et le pays hôte présentent des caractéristiques semblables, par exemple le même régime politique et le même niveau d'industrialisation et développement économique, mais que la répartition du revenu est plus égale dans le pays hôte d'origine que dans le pays hôte.
- B. La probabilité d'une sélection négative dans le pays hôte est la plus forte lorsque le pays d'origine et le pays hôte ont des systèmes économiques et des régimes politiques semblables mais que le niveau d'inégalité est plus élevé dans le pays d'origine que dans le pays hôte.

Nous nous attendons à tirer de ces constatations les conclusions suivantes en ce qui a trait à la nature de la sélection des groupes d'immigrants des États-Unis, d'Europe et d'Asie et de leurs enfants aux fins de la présente étude. Les personnes qui ont immigré des États-Unis au Canada durant les années 70 ont probablement fait l'objet d'une sélection positive parce que les deux pays se ressemblent sur les plans du développement économique et du régime politique mais l'inégalité des revenus aux États-Unis était légèrement inférieure au moment de l'immigration au Canada¹¹. Ainsi, selon l'hypothèse de Borjas, on peut supposer que les familles américaines qui ont immigré au Canada avaient un niveau plus élevé de caractéristiques non observables comparativement aux familles CDN il y a 20 ans. Selon un effet intergénérationnel positif de la sélection des immigrants, les familles immigrantes américaines transmettront ces caractéristiques à leurs enfants. Les enfants du groupe d'immigrants des États-Unis sont donc plus susceptibles de constituer un échantillon sélectionné de façon positive et, par conséquent, les résultats en matière de santé des enfants sont susceptibles d'être meilleurs dans le cas du groupe d'immigrants américains que du groupe CDN, à niveau de ressources égal. Comme le groupe des immigrants en provenance d'Europe et d'Asie n'est pas homogène¹², il n'est peut-être pas correct de prévoir la nature de la sélection des immigrants dans ces deux groupes en se fondant sur les arguments théoriques de Borjas (1987, 1991). Toutefois, les constatations empiriques de Borjas (1991, p. 48) indiquent que les immigrants en provenance des pays d'Europe (particulièrement des pays d'Europe de l'Ouest) obtiennent généralement d'assez bons résultats comparativement aux personnes nées au Canada ayant des caractéristiques socio-économiques comparables. Par contre, les immigrants en provenance des pays d'Asie et d'Amérique latine n'ont pas de bons résultats comparativement aux personnes nées au Canada ayant des compétences observables égales. Par conséquent, ces constatations empiriques montrent que les enfants de familles immigrantes européennes sont susceptibles d'avoir de meilleurs résultats en matière de santé et ceux des familles immigrantes asiatiques, des résultats moins bons, à niveau de ressources égal. L'absence de constatations empiriques étayant cette hypothèse peut toutefois mettre en doute le bien-fondé de ces constatations ou leur applicabilité au Canada.

11. Environ 20 ans se sont écoulés en moyenne entre le moment de l'arrivée au Canada des immigrants en provenance des États-Unis au Canada et l'année de l'enquête, 1996-1997. On trouvera des renseignements sur l'inégalité au Canada et aux États-Unis durant cette période à l'annexe 1.

12. Les immigrants en provenance d'Europe et d'Asie sont arrivés au Canada en moyenne environ 27 ans et 17 ans, respectivement, avant l'année de l'enquête, 1996-1997. On trouvera des renseignements sur l'inégalité au Canada et dans les pays d'Europe et d'Asie durant cette période à l'annexe 1.

4. Examen des études antérieures

Les études économiques portant sur les résultats en matière de santé des familles immigrantes au Canada sont peu nombreuses. Toutefois, ce sujet est abordé dans un certain nombre de documents de recherche dans d'autres disciplines comme la psychologie, l'éducation sanitaire et la sociologie.

Munroe-Blum et coll. (1989) examinent les troubles psychiatriques, le rendement scolaire et l'utilisation des services de santé des enfants immigrants âgés de 6 à 16 ans au Canada, en se fondant sur les données de l'Étude sur la santé des enfants de l'Ontario recueillies en 1983. La méthode utilisée aux fins de cette étude est celle de l'analyse logistique où les variables dépendantes sont l'évaluation par l'enseignant du rendement scolaire, l'évaluation par la mère du trouble psychiatrique et l'utilisation des services de santé au cours des six derniers mois. Les variables indépendantes comprennent l'âge de l'enfant, le sexe de l'enfant, la situation sur le plan de l'aide sociale, le faible revenu, le logement surpeuplé, la résidence en région urbaine ou rurale, le nombre de frères et sœurs, le niveau de scolarité de la mère et le dysfonctionnement familial. L'étude révèle que, comparativement aux enfants non immigrants, les enfants immigrants sont plus susceptibles d'habiter dans des régions urbaines, d'être désavantagés sur le plan social et de vivre dans un logement surpeuplé, aussi susceptibles de vivre dans un logement subventionné et moins susceptibles de vivre dans une famille dont le revenu consiste essentiellement en prestations d'aide sociale. Selon les résultats de l'analyse bidimensionnelle, le fait d'être un enfant immigrant n'est pas un indicateur de risque de trouble psychiatrique ou de piètre rendement scolaire. Même si le taux d'utilisation des services médicaux ambulatoires est similaire, celui d'utilisation des services sociaux et de santé mentale est nettement inférieur dans le cas des enfants immigrants que de ceux nés au Canada.

Beiser et coll. (1998) examinent les résultats en matière de santé mentale des enfants immigrants (troubles du comportement, hyperactivité et troubles affectifs) au Canada à partir des données du premier cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes. Les auteurs se penchent sur les renseignements indiquant que les nouveaux immigrants (qui sont au Canada depuis moins de 10 ans) ont habituellement un revenu plus faible que leurs homologues dans le pays hôte et ils examinent les facteurs auxquels tient l'effet du faible revenu sur les résultats en matière de santé mentale de leurs enfants : le fonctionnement de la famille, la dépression des parents, le statut de famille monoparentale, les problèmes d'alcool dans la famille, le comportement parental et les soins prodigués aux enfants par les parents. Utilisant des statistiques descriptives et des modèles de régression linéaire multiple, les auteurs concluent que, malgré le taux plus élevé de faible revenu, les enfants des nouveaux immigrants ont un taux plus faible de problèmes de santé mentale que les enfants des personnes nées au Canada. En outre, divers facteurs familiaux influent sur les effets du faible revenu sur la santé mentale des enfants de personnes nées au Canada, contrairement au cas des nouvelles familles pour lesquelles le faible revenu peut être un aspect inévitable du processus de réinstallation. Selon ces auteurs, ces constatations montrent que les politiques et les pratiques d'immigration du Canada ont abouti à une sélection effective de familles et d'enfants en bonne santé, ayant du ressort et disposant de tous les atouts pour réussir.

Kobayashi, Moore et Rosenberg (1998) examinent l'état de santé des enfants immigrants à l'aide des données du premier cycle de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes. Ils utilisent un score dérivé attribué aux problèmes physiques et de santé selon l'outil d'évaluation Peabody et comparent l'état de santé des enfants immigrants et celui des enfants non-immigrants ayant des parents immigrants et non-immigrants. Par la méthode de régression logistique, entre autres, ils examinent les facteurs susceptibles d'influer sur l'état de santé des enfants au Canada, qui sont l'âge et le sexe de l'enfant, la région de naissance de la PCM (personne connaissant le mieux l'enfant), la langue de la PCM, le statut d'immigrant de l'enfant, l'appartenance à une famille monoparentale, la région de résidence, le lieu de naissance des ancêtres de l'enfant et les caractéristiques du quartier. Selon les conclusions de l'étude, les

enfants immigrants jouissent en général d'une meilleure santé que ceux nés au Canada. En outre, les enfants qui sont de nouveaux immigrants sont en meilleure santé que leurs homologues arrivés au Canada antérieurement.

Munroe-Blum et coll. (1989) utilisent les données de l'Enquête sur la santé des enfants de l'Ontario recueillies en 1983. L'échantillon du groupe d'immigrants (251 enfants de l'Ontario) est moins susceptible de représenter tous les enfants canadiens et les conclusions sont également moins susceptibles de refléter l'effet sur les résultats des enfants des modifications apportées aux politiques d'immigration durant les années 70 et 80. En outre, les modèles de régression logistique simple sur les variables observées qui sont ordonnées fournissent moins de renseignements sur les résultats des enfants. Beiser et coll. (1998) se trouvent aux prises également avec des problèmes méthodologiques. Ils utilisent des modèles de régression linéaire sur les variables observées ordonnées. De plus, la santé mentale à elle seule ne reflète pas l'état de santé générale des enfants des immigrants. Dans cette troisième étude les auteurs procèdent également à une simple régression logistique sur une variable ordonnée qui est moins susceptible de fournir de meilleurs renseignements. En outre, aucune étude ne porte sur l'évolution des résultats en matière de santé des enfants des familles immigrantes à mesure que se prolonge la durée de résidence de leurs parents dans le pays hôte, information qui serait utile aux fins d'élaboration des politiques. Surtout, aucune de ces études ne porte sur la variation des résultats des enfants de divers groupes d'immigrants ou sur les raisons de la variation des résultats en matière de santé des enfants des familles immigrantes et des familles canadiennes nées au Canada. Sur ce plan, la présente étude est susceptible de fournir plus de renseignements utiles permettant d'élaborer de bonnes politiques touchant les enfants et d'évaluer le succès du système d'immigration au Canada.

5. Données, échantillon, variables et méthodologie

5.1 Les données et l'échantillon d'estimation

Nous avons utilisé aux fins de la présente étude les données du fichier-maître du cycle 2 (1996-1997) de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ¹³). L'ELNEJ est menée conjointement par Développement des ressources humaines Canada et Statistique Canada. Il s'agit d'une enquête à long terme conçue pour évaluer le développement et le bien-être des enfants au Canada. Le premier cycle a été réalisé en 1994-1995. Au cycle 2, les données ont été recueillies de l'automne de 1996 au printemps de 1997. La taille de l'échantillon était de 20 025 observations. Dans chaque ménage, la personne âgée d'au moins 15 ans connaissant le mieux l'enfant (PCM) a été choisie pour répondre aux questions. Au cycle 2, la mère de l'enfant était la PCM dans 91,5 % des cas et la mère biologique, dans 90,2 %. Les familles immigrantes ayant des enfants d'âge scolaire sont bien représentées dans l'ELNEJ. Par exemple, selon les données de l'ELNEJ, la PCM est née à l'étranger dans le cas de 18,3 % des enfants allant à l'école¹⁴, tandis que selon le Recensement du Canada de 1996, 17,6 % des femmes nées à l'étranger avaient au moins un enfant non marié vivant à la maison (Worswick 2001).

Comme l'objectif est d'examiner l'état de santé des enfants d'âge scolaire, l'échantillon a été sélectionné en excluant les enfants suivants : i) les enfants âgés de moins de 4 ans; ii) les enfants pour lesquels le lieu de naissance de la PCM était inconnu; iii) les enfants ne vivant pas avec un parent. Étant donné ces exclusions, la taille de l'échantillon initial était de 11 617 observations, dont 1 402 faites auprès de familles immigrantes et 10 217, auprès de familles CDN. À cause des valeurs manquantes dans les

13. Voir Statistique Canada (1998).

14. Nous avons obtenu ce pourcentage en appliquant les poids d'échantillonnage.

variables dépendantes et indépendantes, la taille des échantillons des divers groupes varie selon différents modèles de régression.

5.2 Mesures des résultats en matière de santé et définitions des groupes à l'étude

L'état de santé de l'enfant est mesuré par l'évaluation par la PCM de la santé de l'enfant¹⁵. On a posé à la PCM la question suivante : « En général, diriez-vous que sa santé est excellente, très bonne, bonne, passable ou mauvaise? » Comme la réponse à cette question reflète la perception de la PCM de la santé de l'enfant, elle fournit des renseignements sur l'état de santé général de l'enfant. Cette mesure subjective¹⁶ de la santé de l'enfant porte sur des questions de santé et de bien-être plus générales. Comme la PCM est la personne la mieux renseignée sur la santé de l'enfant et que cette mesure reflète ce que les parents pensent de l'état de santé de l'enfant, cette évaluation sera probablement fortement associée à l'utilisation des services de soins de santé par les enfants. Un ensemble de plus en plus important de données interculturelles indique que ces mesures subjectives sont fortement associées aux taux de morbidité, d'invalidité et de mortalité (Birren 1993, Dean 1993 et Marshall 1993). Selon Albrecht (1994), l'évaluation subjective est compatible avec la définition de la santé utilisée par l'Organisation mondiale de la santé (1947) : la santé est un état de complet bien-être physique, mental et social, et ne consiste pas seulement en une absence de maladie ou d'infirmité. Cette évaluation correspond également à un environnement de prestation de soins de santé davantage dicté par le marché et plus compétitif où les besoins et les préférences des consommateurs seront d'importantes considérations dans l'affectation de ressources limitées (Albrecht 1994). Notons qu'une seule question globale a été posée à la PCM pour évaluer l'état de santé des enfants. De nombreuses études ont montré que les scores obtenus pour cette unique question globale sont fortement associés aux scores obtenus au moyen de mesures plus complexes comme les profils de l'état de santé et les indices uniques¹⁷. Enfin, en raison de sa simplicité, cette unique question globale est susceptible de produire des taux de réponse plus élevés (Rowan 1992).

Définitions des groupes à l'étude

On entend par famille CDN une famille dans laquelle tous les parents avec lesquels l'enfant habite sont des personnes nées au Canada (CDN). Selon cette définition, le lieu de naissance de la PCM dans une famille CDN est le Canada si l'enfant habite avec un seul parent (99 % des familles monoparentales faisant partie de l'échantillon ou pour chef la mère); si l'enfant habite avec le père et la mère, le lieu de naissance des deux parents dans le cas d'une famille CDN est le Canada. Nous entendons par famille immigrante combinée une famille dans laquelle au moins l'un des parents avec lequel l'enfant habite est né à l'étranger. Aux fins de comparaisons au sein de la population des immigrants, l'échantillon d'enfants tiré du groupe combiné est subdivisé en quatre groupes d'immigrants, soit américains, européens, asiatiques et autres. Si la PCM est née à l'étranger, la famille est classée dans le sous-groupe approprié selon le lieu de naissance de la PCM¹⁸. Par exemple, si la PCM est née aux États-Unis, la famille est considérée comme une famille immigrante américaine. Si la PCM est CDN, la famille est classée dans la catégorie appropriée selon le lieu de naissance du conjoint/partenaire. Toutes les familles immigrantes américaines sont classées dans le groupe d'immigrants américains. Les autres sous-groupes sont définis de la même façon.

15. L'indice de l'état de santé est examiné dans Ahmed (2002). Selon les résultats de cette mesure, tous les groupes d'immigrants ont de meilleurs résultats en matière de santé, y compris à niveau de ressources égal.

16. Comme cette mesure est subjective, elle pourrait comprendre un jugement de valeur personnel. En outre, elle n'indique que le classement; la différence estimée entre deux catégories ne reflète pas nécessairement les différences véritables sur le plan de la santé.

17. On trouvera des exemples dans Rowan (1992) et Doll et coll. (1993).

18. Le choix est raisonnable, puisque la PCM est la personne qui est la plus proche de l'enfant.

Nombre d'années écoulées depuis l'immigration des parents

Dans l'ELNEJ, le nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada est fourni pour la PCM et son conjoint ou sa conjointe¹⁹. Si l'enfant vit avec un parent seul né à l'étranger, le nombre d'années écoulées depuis l'immigration de ce parent est considéré comme étant le nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada aux fins de la présente étude. Par contre, si l'enfant vit avec deux parents nés à l'étranger, le nombre d'années écoulées depuis l'immigration de la PCM est considéré comme étant le nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada. Comme la PCM est la personne dans la famille qui est la plus proche de l'enfant, nous croyons qu'elle a le plus d'influence sur ce dernier.

5.3 Modèle non linéaire des résultats en matière de santé des enfants : régression logit ordonnée

Comme l'évaluation par la PCM de l'état de santé de l'enfant est une variable catégorique et ordonnée, nous utilisons un modèle logistique ordonné aux fins d'estimation empirique. Nous utilisons dans notre procédure d'estimation des poids transversaux normalisés. L'évaluation par la PCM de l'état de santé de l'enfant prend les valeurs suivantes : 0 = santé passable ou mauvaise, 1 = bonne santé, 2 = très bonne santé et 3 = excellente santé. Lorsque les catégories de réponse sont ordonnées, l'ordre peut être directement inclus dans les logit. Les probabilités cumulatives sont la probabilité que la réponse Y entre dans la catégorie j ou au-dessous de cette dernière, pour chaque j possible. Pour les niveaux de réponse J, on peut calculer des logit cumulatifs J-1. La j^e cote exprimant la probabilité cumulative est :²⁰

$$(5.1) \quad P(Y \leq j) = \pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_j, \quad j = 1, \dots, J$$
$$= \frac{\exp(\mu_j + \sum_{g=1}^t \beta_g X)}{1 + \exp(\mu_j + \sum_{g=1}^t \beta_g X)}$$

où π_i représente la probabilité que la i^e catégorie, $g = (1, 2, \dots, t)$ corresponde aux variables explicatives et μ_j et β_g sont les paramètres de coordonnée à l'origine et les paramètres de régression, respectivement.

Modèles logit ordonnés pour les résultats en matière de santé des enfants des familles CDN et immigrantes

La j^e cote cumulative exprimant la possibilité d'un résultat donné est la probabilité d'une réponse dans la catégorie j ou une catégorie inférieure à celle-ci, comparativement à la probabilité d'une réponse dans la catégorie j+1 ou une catégorie supérieure à celle-ci. Pour un vecteur des variables explicatives, X_k , le log de la j^e cote cumulative exprimant la possibilité des résultats chez les enfants des familles canadiennes de naissance (CDN) et des familles immigrantes peut être rédigé comme suit²¹ :

$$(5.2) \quad \text{Logit} \left[P(Y_{fk} \leq j) \right] = \text{Log} \left(\frac{P(Y_{fk} \leq j)}{1 - P(Y_{fk} \leq j)} \right)$$

19. Le code de l'ELNEJ pour cette variable est BSDPD04 dans le fichier principal. Le lieu de naissance de la PCM est enregistré comme étant le Canada, les États-Unis, l'Europe, l'Asie ou un autre endroit.

20. Voir Agresti (1996).

21. Voir Agresti (1996).

$$\begin{aligned}
&= \text{Log} \left(\frac{\pi_1 + \pi_2 + \dots + \pi_j}{\pi_{j+1} + \pi_{j+2} + \dots + \pi_J} \right), & j = 1, \dots, J-1. \\
&= \mu_j + \alpha I + x_y \beta_N + x_{yD} \beta_D + \varepsilon_1 & (\text{modèle de sélection}) \\
&= \mu_j + \alpha I + x \beta + \gamma IT + \varepsilon_2 & (\text{modèle d'assimilation})
\end{aligned}$$

où

Y_{fk} représente les réponses constituant des résultats ordinaux en matière de santé du k^{e} enfant du f^{e} groupe, l'indice supérieur, $f = (N, I)$ représente les groupes CDN et d'immigrants, x_y représente un vecteur des variables explicatives qui ont un effet sur les résultats en matière de santé²², x_{yD} est le vecteur de la variable mise en interaction ($x_y * I$);

μ_j sont les paramètres à estimer pour les coordonnées à l'origine du modèle logit ordonné et α est le paramètre à estimer qui saisira toute différence entre les coordonnées à l'origine des familles CDN et des familles immigrantes;

β_N , est le vecteur des paramètres à estimer décrivant l'effet de x sur le logarithme de la cote exprimant la possibilité d'une réponse dans la catégorie j ou dans une catégorie supérieure à celle-ci pour le groupe CDN et β_D est le vecteur des paramètres à estimer pour saisir les effets différentiels marginaux sur la probabilité de différents états de santé des enfants de familles immigrantes;

T = le nombre d'années écoulées depuis l'immigration et γ est le paramètre à estimer pour représenter l'effet intergénérationnel de l'assimilation des immigrants;

ε_1 et ε_2 représentent l'effet des caractéristiques non observées. Nous supposons qu'elles sont des variables aléatoires indépendantes, distribuées identiquement et normalement, dont la moyenne est nulle et la variance est $\sigma_{\varepsilon_1}^2$ et $\sigma_{\varepsilon_2}^2$ respectivement.

Dans un modèle logit ordonné, lorsqu'une variable dépendante a n catégories de réponse (il y a ici quatre catégories de réponse), un coefficient estimé donne l'effet marginal sur le logarithme de la j^{e} cote cumulative exprimant la possibilité d'un résultat, qui est la probabilité d'une réponse dans la catégorie $j+1$ (mettons, la catégorie de la très bonne santé) ou dans une catégorie plus élevée. De même, le coefficient d'une variable d'interaction donne l'effet marginal différentiel pour les enfants d'un groupe d'immigrants comparativement à ceux du groupe CDN (le groupe témoin). Comme les catégories de réponse dans la variable dépendante sont ordonnées de telle façon qu'on suppose que des valeurs plus élevées représentent de meilleurs résultats, un coefficient positif et significatif d'une variable explicative²³ dans un modèle logit ordonné²⁴ dans la présente étude signifie que la j^{e} cote cumulative exprimant la possibilité d'une réponse dans la catégorie j augmentera avec chaque augmentation de cette variable. Autrement dit, la probabilité de la catégorie de réponse la plus élevée augmentera tandis que la probabilité de la catégorie

22. Chaque vecteur comprend les caractéristiques individuelles de l'enfant, les caractéristiques de la famille et les ressources qui influent sur les résultats en matière de santé des enfants.

23. En supposant qu'une valeur plus élevée de cette variable indique un niveau plus élevé.

24. L'option d'ordre descendant est utilisée dans l'énoncé de la procédure logistique. En l'absence de cette option, un coefficient estimé porterait le signe opposé.

de réponse la plus faible diminuera. En outre, une valeur plus élevée d'une coordonnée à l'origine indique une plus forte probabilité d'une catégorie de réponse plus élevée.

Tests de l'égalité de deux régressions non linéaires : test du logarithme du rapport de vraisemblance²⁵

Les modèles logit ordonnés sont non linéaires. Pour vérifier l'hypothèse selon laquelle les régressions non linéaires sont les mêmes pour les deux groupes, nous exécutons des tests du logarithme du rapport de vraisemblance. Ce test est décrit ci-dessous :

Soit $\hat{\theta}_U$ l'estimation du maximum de vraisemblance de θ obtenu sans égard aux contraintes et soit $\hat{\theta}_R$ l'estimateur contraint un maximum de vraisemblance de θ . Si \hat{L}_U et \hat{L}_R sont les fonctions de vraisemblance évaluées par ces deux estimations, alors le rapport de vraisemblance est

$$(5.3) \quad \lambda = \frac{\hat{L}_R}{\hat{L}_U} \text{ doit se situer entre 0 et 1. Si } \lambda \text{ est trop faible, la contrainte est remise en question.}$$

La variable à tester, soit le logarithme du rapport de vraisemblance $-2 \ln \lambda = -2 (\ln \hat{L}_R - \ln \hat{L}_U)$, suit la loi du chi carré. L'hypothèse nulle est rejetée si la valeur estimée de $(-2 \ln \lambda)$ excède la valeur critique.

5.4 Causes de variation des résultats en matière de santé des enfants et spécification des variables indépendantes

Le vecteur des intrants, X, dans l'équation des résultats en matière de santé en 5.2 comprend les variables données. Aux fins de spécification, nous avons élaboré un modèle théorique qui permet de déterminer les sources de variation des résultats en matière de santé des enfants de deux familles.

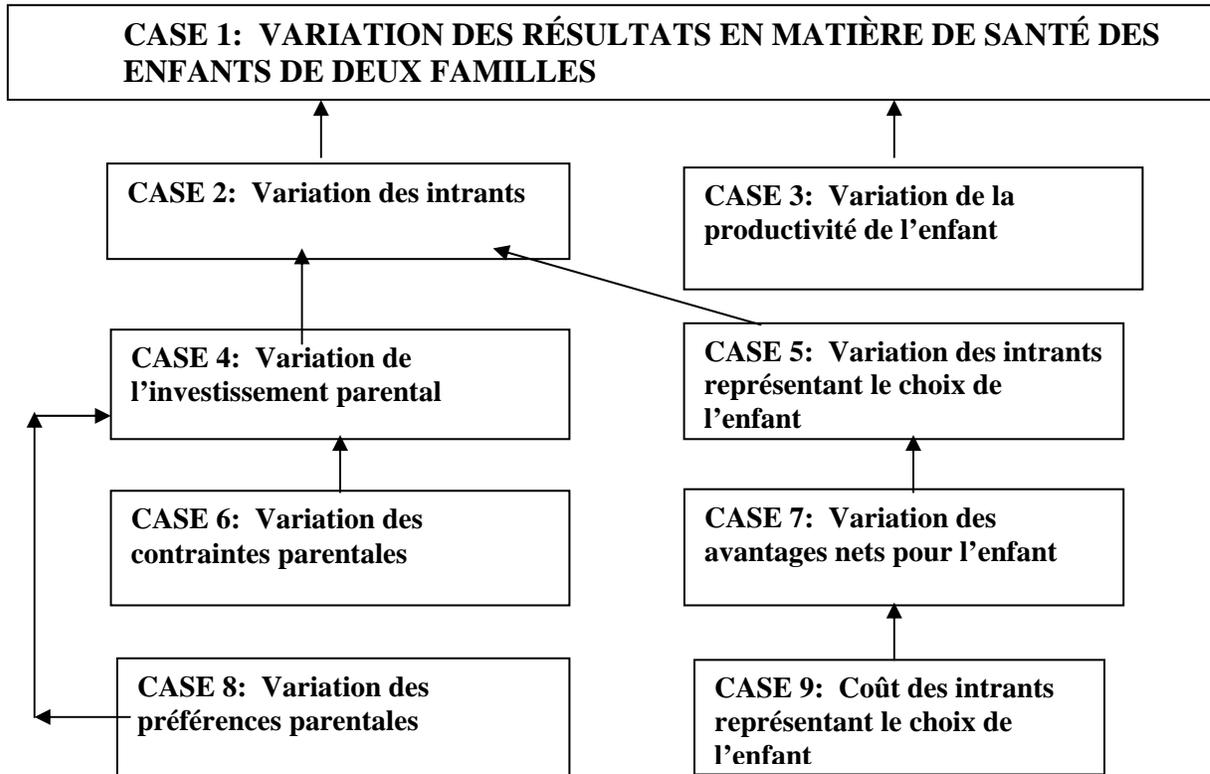
Un modèle de sources de variation des résultats en matière de santé

Pour ce qui est de la fonction résultats en matière de santé, les deux grandes sources de variation des résultats des enfants sont les intrants et (ou) la productivité des enfants. Des données sur ces deux facteurs généraux sont rarement disponibles. Toutefois, ces facteurs généraux pourraient découler de certains facteurs particuliers sur lesquels des données pourraient être disponibles. La variation des intrants pourrait tenir à la variation des contraintes ou des préférences ou des unes et des autres. Le graphique 1 présente un modèle arbre des sources de variation des résultats en matière de santé de deux familles.

Dans le graphique 1, les flèches montrent l'origine des variations. Par exemple, les deux flèches allant de la case 2 et de la case 3 vers la case 1 indiquent que la variation des résultats en matière de santé des enfants est attribuable à la variation des intrants et de la productivité des enfants. De même, les flèches allant des cases 4 et 5 vers la case 2 indiquent que la variation des intrants est attribuable à la variation de l'investissement parental et des autres intrants que l'enfant peut choisir et qu'elle est à son tour une cause de variation des résultats des enfants. On pourrait subdiviser encore les sources de variation dans chaque case et les relier à la variation des résultats des enfants. Par exemple, la variation des contraintes parentales pourrait tenir à la variation de nombreux facteurs comme les niveaux de scolarité, l'expérience sur le marché du travail et les conditions sur le marché du travail local.

25. Voir Greene (1993).

Graphique 1 Modèle graphique des sources de variation des résultats en matière de santé des enfants de deux familles



Spécification des variables indépendantes

Tableau 5.1 Variables explicatives dans les modèles des résultats en matière de santé

Variable explicative	Signe prévu
Lieu de naissance (= 1 pour le groupe d'immigrants, = 0 pour le groupe CDN) ¹	Positif
L'enfant est canadien de naissance (= 1 si l'enfant est né au Canada, = 0 autrement)	Incertain
Âge de l'enfant	Incertain
Sexe (= 1 si l'enfant est un garçon, = 0 si l'enfant est une fille)	Incertain
Revenu équivalent (\$) ²	Positif
Maison (= 1 si un membre de la famille est propriétaire de la maison, = 0 autrement)	Positif
Parent seul (= 1 si l'enfant vit avec un parent seul, = 0 autrement) ³	Négatif
Âge de la mère biologique (en années) au moment de la naissance de l'enfant	Positif
Années de scolarité de la PCM	Positif
Nombre d'heures de travail par semaine de la PCM ⁴ / heures de travail ethniques de la PCM ⁵	Négatif
Mauvais état de santé de la PCM (= 1 si l'état de santé de la PCM est mauvais ou passable, = 0 autrement)	Négatif
Nombre de déménagements résidentiels	Négatif
Région rurale (= 1 si l'enfant vit dans une région rurale, = 0 autrement)	Négatif
Taux de chômage provincial (1996)	Négatif
Nombre d'années écoulées depuis l'immigration des parents au Canada	Positif

Note:

¹ L'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) permet de savoir si les parents (la PCM et le conjoint de la PCM) de l'enfant sont nés au Canada, aux États-Unis, en Europe, en Asie ou ailleurs). Les codes de ces variables sont BSDPD04 et BSDSD04 dans l'ELNEJ.

² Le revenu équivalent est le revenu du ménage divisé par l'échelle équivalente = le revenu du ménage avant impôt/racine carrée de la taille de la famille.

³ Dans l'échantillon, seulement 161 parents seuls sont des pères seuls. Curtis et coll. (2001) soutiennent qu'un père seul a généralement un revenu plus élevé qu'une mère seule et que, par conséquent, les pères seuls devraient être exclus. Ils n'ont pas été exclus de la présente étude en raison de problèmes liés à la taille de l'échantillon des sous-groupes d'immigrants. En outre, comme les pères seuls représentent environ 1,8 % de l'échantillon complet et une variable du revenu est incluse, il est peu probable que cette inclusion a un effet important.

⁴ Le code de la variable est BLFPb14A dans l'ELNEJ. Cette variable représente le nombre d'heures travaillées habituellement dans l'emploi actuel ou les emplois actuels. Si la PCM est une mère qui s'occupe de ses enfants à temps plein, cette variable prend la valeur 0.

⁵ Cette variable est une approximation des heures de travail réelles de la PCM. Dans l'ELNEJ, l'information sur le pays de naissance de la PCM est fournie à côté de l'information sur quatre groupes plus vastes (lieu de naissance). Le code de la variable est BSDPQ1 dans l'ELNEJ. Cette variable se trouve dans le fichier secondaire. Nous nous sommes fondés sur ces données pour estimer le nombre moyen d'heures de travail par semaine des PCM originaires d'un pays donné. Nous appelons cette variable « heures de travail hebdomadaires ethniques ». Soulignons qu'en l'absence de variation des heures de travail ethniques des PCM qui sont nées au Canada, nous ne pouvons estimer une régression séparément pour le groupe CDN. Aux fins de variation, les provinces canadiennes sont considérées comme pays de naissance des PCM du groupe CDN. Le nombre moyen d'heures de travail par semaine des PCM des différentes provinces est considéré comme étant le nombre d'heures de travail hebdomadaires ethniques de la PCM du groupe CDN.

Les variables dont on s'attend à ce qu'elles influent sur les préférences et les contraintes parentales ainsi que sur les préférences, les contraintes et la productivité des enfants sont incluses dans le modèle des résultats en matière de santé. En outre, la disponibilité des données était le principal facteur pris en compte dans l'estimation du modèle empirique de la santé des enfants des familles canadiennes de naissance (CDN) et des familles immigrantes. La spécification du modèle des résultats en matière de santé dans la présente étude inclut le nombre d'heures de travail de la PCM, puisqu'on s'attend à ce qu'il soit associé de façon significative à la santé de l'enfant. Toutefois, comme nous l'avons déjà mentionné, il est probable que cela crée un problème d'endogénéité dans le modèle de la santé. En théorie, une méthode à variables instrumentales²⁶ peut réduire le problème d'endogénéité. Malheureusement, il est difficile d'établir à partir des données de l'ELNEJ un instrument approprié fortement corrélé aux heures de travail des mères mais non corrélé aux termes d'erreur. Par conséquent, nous n'avons pu appliquer la méthode à variables instrumentales pour corriger le biais d'endogénéité dans la présente étude. Toutefois, même si nous n'avons pas corrigé ce problème, nous avons examiné l'importance du biais en comparant les estimations de ces modèles et celles du modèle de rechange, dans lequel le problème d'endogénéité devrait être moindre. Par exemple, nous avons spécifié un modèle de rechange des résultats en matière de santé au moyen de la variable des heures de travail ethniques de la PCM²⁷ au lieu des heures de travail réelles de la PCM. Cependant, comme cette variable est une approximation médiocre des heures de travail individuelles et les estimations sont robustes, cette variable n'est pas utilisée dans le modèle final. Les variables indépendantes sont énumérées au tableau 5.1.

5.5 Mesure de l'effet intergénérationnel de la sélection et de l'assimilation des immigrants

Dans l'analyse de régression, l'effet d'une variable est habituellement observé à partir du coefficient de régression de cette variable. Nous avons déjà montré qu'il existe un lien entre la sélection et les caractéristiques non observables. Par conséquent, nous ne disposons pas de la latitude voulue pour ajouter une variable permettant de mesurer la sélection des parents dans le modèle des résultats en matière de santé de leurs enfants. Dans la présente étude, nous appliquons une méthode indirecte. Nous supposons que l'effet intergénérationnel des caractéristiques différentielles non observables est positif, ce qui laisse supposer que l'association entre les ressources observables et les résultats en matière de santé est plus forte dans le cas des enfants du groupe d'immigrants en général ainsi que de ceux en provenance d'Europe et des États-Unis et plus faible dans le cas des enfants du groupe d'immigrants asiatiques. Autrement dit, les coefficients du modèle sont plus grands dans le cas des trois premiers groupes et plus petits dans celui du groupe asiatique (dans l'absolu). Nous vérifions cette hypothèse en deux étapes :

26. Pour obtenir un aperçu de la méthode à variables instrumentales, voir Gujarati (1988).

27. L'idée d'utiliser les heures de travail est tirée de Borjas (1992, 1994), Card et coll. (1998) et Chiswick et Miller (2000). Borjas utilise les gains moyens du groupe ethnique de la génération des parents comme capital ethnique et soutient que le capital ethnique importe en ce qui a trait aux résultats (gains) des enfants lorsqu'ils sont exposés souvent à d'autres personnes ayant les mêmes antécédents ethniques. Borjas conclut que le capital ethnique a une incidence importante sur les gains des enfants des immigrants. Il soutient en outre que, si la mesure de compétence parentale comprend des erreurs, alors la moyenne ethnique constitue un très bon instrument de mesure de ces compétences. Card et coll. incluent le niveau de scolarité moyen du groupe ethnique du père dans le plus haut niveau d'études atteint par les enfants des immigrants. Ils soutiennent que, lorsqu'on tient compte du capital ethnique, les fluctuations transitoires propres aux personnes ou les erreurs de mesure s'égalisent, de sorte que les estimations obtenues sont les plus comparables à celles résultant d'une régression par méthode à variables instrumentales. Chiswick et Miller incluent la compétence linguistique moyenne du groupe ethnique dans la fonction des gains des immigrants et l'appellent effet des produits ethniques. Le lieu de naissance de la PCM est enregistré dans l'ELNEJ. Le pays d'origine de la PCM est indiqué également (cette variable porte le code BSDPQ1 dans le fichier secondaire de l'ELNEJ). La variable d'heures de travail ethniques de la PCM est créée à partir de ces renseignements.

En premier lieu, outre les variables précisées dans le modèle des résultats en matière de santé, nous incluons la variable de lieu de naissance²⁸ et nous la mettons en interaction avec les autres variables spécifiées. Le coefficient d'une variable d'interaction donne la différence de pente pour cette variable pour un groupe d'immigrants comparativement au groupe CDN. Nous comparons les coefficients des variables d'interaction et ceux des variables non mises en interaction. Si les coefficients des variables non mises en interaction (le revenu, par exemple) et ceux des variables mises en interaction respectives (revenu*lieu de naissance) portent le même signe, la pente absolue sera plus importante pour les enfants du groupe d'immigrants. Ce résultat serait conforme à l'hypothèse selon laquelle l'association entre le revenu du ménage et les résultats en matière de santé est plus forte dans le cas des enfants du groupe d'immigrants. Par contre, si les coefficients de la variable non mise en interaction et de la variable d'interaction respective portent des signes opposés, l'association entre le revenu du ménage et les résultats en matière de santé des enfants du groupe d'immigrants sera plus faible. On ne peut tirer une conclusion précise que si l'on observe que tous les coefficients des variables d'interaction portent le même signe que ceux des variables originales. Lorsque les coefficients de certaines variables d'interaction portent les mêmes signes que ceux des variables originales et d'autres, des signes opposés, on ne peut tirer aucune conclusion précise sur la nature de la sélection. C'est pourquoi nous procédons à la vérification de l'hypothèse à la deuxième étape.

À la deuxième étape, nous simulons les résultats prévus des enfants des deux groupes à l'aide des paramètres estimés à la première étape en attribuant à chaque groupe le même niveau de ressources que celui du groupe CDN. À cette étape, une conclusion est tirée au sujet d'une sélection positive (négative) selon que les résultats observés des enfants des familles immigrantes, à niveau de ressources égal, sont meilleurs (moins bons) (pour plus de détails, voir la section 6.1.4).

Nous vérifions directement l'effet intergénérationnel de l'assimilation des immigrants sur les résultats en matière de santé des enfants directement en ajoutant une variable destinée à mesurer l'assimilation des immigrants. Dans la présente étude, nous supposons que les immigrants s'assimilent sur les plans économique et culturel au fur et à mesure que se prolonge la durée de leur résidence au Canada. Nous utilisons la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration pour représenter la durée de la période de résidence. Nous vérifions l'effet intergénérationnel de l'assimilation des immigrants en observant le coefficient « durée de la période de résidence » des parents immigrants au Canada dans le modèle de la santé des enfants. Si le coefficient de cette variable est positif, l'effet intergénérationnel de l'assimilation des immigrants sur les résultats en matière de santé des enfants sera positif également. Le manque de données confirmant cette hypothèse mettrait en doute les résultats concernant l'assimilation des immigrants. Il indiquerait peut-être aussi que les résultats des enfants ne sont pas associés significativement à l'assimilation des immigrants mais plutôt à leur propre assimilation.

28. Pour l'échantillon complet, la variable *lieu de naissance* prend la valeur 1 dans le cas d'un enfant d'une famille immigrante quelconque et la valeur 0 dans le cas d'un enfant d'une famille canadienne de naissance (CDN). Pour l'échantillon regroupé des enfants de familles immigrantes provenant des États-Unis et des familles CDN, la variable *lieu de naissance* prend la valeur 1 s'il s'agit d'un enfant d'une famille immigrante américaine et la valeur 0 s'il s'agit d'un enfant d'une famille CDN. Des définitions semblables s'appliquent lorsqu'on regroupe l'échantillon d'enfants de familles immigrantes européennes ou asiatiques et celui d'enfants de familles CDN.

5.6 Statistiques descriptives

Ressources des divers groupes d'immigrants faisant partie de l'échantillon

Les valeurs moyennes des intrants (ressources) du groupe CDN et des divers groupes d'immigrants sont comparées au tableau A2.1. Les pourcentages d'enfants dans différentes catégories d'état de santé sont comparés de la même façon au tableau A2.2.

Un examen des caractéristiques familiales et parentales montre que les enfants du groupe combiné d'immigrants sont favorisés par rapport à ceux du groupe CDN. Le revenu équivalent moyen du groupe combiné d'immigrants est plus élevé que celui du groupe CDN. En outre, le pourcentage d'immigrants qui vivent dans une région rurale et avec un parent seul est sensiblement plus faible dans le cas du groupe combiné d'immigrants que du groupe CDN. De plus, les immigrants vivent dans des régions où le taux de chômage est plus faible. En moyenne, les mères sont plus âgées et ont un niveau de scolarité supérieur dans le groupe combiné d'immigrants que dans le groupe CDN et les immigrants sont moins mobiles. Comparativement au groupe CDN, la taille de la famille est plus grande dans le groupe combiné d'immigrants tandis que le pourcentage de familles qui sont propriétaires de leur maison est plus faible.

Lorsqu'on examine le tableau A2.1 de plus près, on constate que la population des immigrants est diversifiée; dans de nombreux cas, la même conclusion ne s'applique pas à tous les groupes d'immigrants. Le tableau A2.1 ne montre pas d'écarts significatifs entre les valeurs moyennes des variables de revenu du ménage et de mouvements résidentiels du groupe d'immigrants américains et celles du groupe CDN; par contre, les valeurs moyennes des variables ci-dessus du groupe combiné d'immigrants diffèrent significativement de celles du groupe CDN. Le pourcentage de familles qui sont propriétaires de leur maison est significativement plus élevé dans le groupe d'immigrants américains que dans le groupe CDN (85 % comparativement à 78 %). Le pourcentage de PCM qui sont en mauvaise santé est aussi considérablement plus faible dans le cas du groupe d'immigrants américains que du groupe CDN tandis qu'il est similaire dans le cas du groupe combiné d'immigrants. Ces attributs auront probablement un effet positif sur les résultats en matière de santé des enfants de ce groupe.

Le pourcentage de familles qui sont propriétaires de leur maison dans le groupe d'immigrants européens est similaire à celui dans le groupe CDN, mais sensiblement différent de celui dans le groupe combiné d'immigrants. Les valeurs moyennes du revenu équivalent du ménage, de la situation de famille monoparentale et des mouvements résidentiels sont les mêmes pour le groupe d'immigrants asiatiques et le groupe CDN. Comme nous l'avons déjà montré, cependant, les valeurs moyennes des facteurs ci-dessus sont sensiblement différentes dans le cas du groupe combiné d'immigrants. Le revenu du ménage est plus faible dans le cas du groupe d'immigrants asiatiques mais le pourcentage de familles propriétaires de leur maison est le plus élevé de tous les groupes d'immigrants.

État de santé de divers groupes

Les valeurs moyennes présentées au tableau A2.2. montrent que les résultats diffèrent selon la catégorie d'état de santé. Lorsqu'on compare les pourcentages d'enfants considérés en excellente santé, on ne constate aucun écart significatif entre le groupe combiné d'immigrants et le groupe CDN (58 % pour le premier comparativement à 60 % pour le deuxième). Notons qu'une comparaison des pourcentages d'enfants de ces deux groupes dans les catégories intermédiaires ne permet pas de déterminer quel groupe affiche les meilleurs résultats en matière de santé. Une comparaison de la probabilité cumulative, par contre, fournit de meilleurs renseignements. Une comparaison des pourcentages d'enfants des deux groupes dits en excellente ou en très bonne santé révèle que l'état de santé du groupe combiné d'immigrants est nettement moins bon (88 % pour le groupe CDN comparativement à 85 % pour le

groupe combiné). L'ajout de la catégorie « bonne santé » aux catégories « excellente santé » ou « très bonne santé », de nouveau, ne permet de constater aucune différence significative entre ces trois groupes (98 % dans chaque cas). Chez les sous-groupes d'immigrants, toute comparaison de l'évaluation par la PCM indique que l'état de santé des enfants du groupe d'immigrants américains est meilleur que celui des enfants du groupe CDN. Par exemple, 80 % des enfants du groupe d'immigrants américains sont considérés en excellente santé, comparativement à 60 % seulement des enfants du groupe CDN (et à 58 % de ceux du groupe combiné d'immigrants). Par contre, les résultats en matière de santé des enfants du groupe d'immigrants asiatiques sont sensiblement inférieurs à ceux des enfants du groupe CDN (60 % comparativement à 47 %).

État de santé des enfants dans divers pays d'origine comparativement à ceux au Canada

Le tableau A3 fournit des statistiques sur la santé des enfants dans les pays d'origine en 1996. Le taux de mortalité chez les enfants de moins de cinq ans, le taux de mortalité infantile et l'espérance de vie à la naissance sont des indicateurs de l'état de santé des enfants. Le tableau révèle que les enfants aux États-Unis ont des résultats en matière de santé légèrement moins bons, quelle que soit la mesure utilisée. Selon les mesures « taux de mortalité chez les enfants de moins de cinq ans » et « taux de mortalité infantile », l'état de santé des enfants est meilleur dans la plupart des pays d'Europe; ces pays affichent toutefois des résultats légèrement inférieurs sur le plan de l'espérance de vie à la naissance. Sauf pour le Japon et la Corée, les enfants de tous les pays asiatiques ont de moins bons résultats en matière de santé selon toutes les mesures. En outre, on constate une variation appréciable des résultats en matière de santé entre ces pays asiatiques.

Ces renseignements sur l'état de santé des enfants dans les pays d'origine laissent supposer que l'état de santé moyen des enfants du groupe d'immigrants européens est susceptible d'être nettement meilleur et celui des enfants du groupe d'immigrants asiatiques, nettement moins bon que celui des enfants du groupe CDN.

6. Résultats des régressions logit ordonnées et discussion

6.1 Estimations logit ordonnées de l'évaluation par la PCM de l'état de santé de l'enfant

Le tableau 6.1 présente les estimations logit ordonnées des résultats en matière de santé des enfants de divers groupes d'immigrants comparativement à ceux du groupe CDN en supposant que les pentes du groupe CDN et d'un groupe d'immigrants sont similaires²⁹. Le coefficient de la variable *lieu de naissance* révèle les écarts entre les résultats en matière de santé des enfants du groupe CDN et de ceux d'un groupe d'immigrants. D'autre part, les modèles présentés au tableau 6.2 sont fondés sur l'hypothèse que les pentes du groupe CDN et d'un groupe d'immigrants diffèrent. La variable *lieu de naissance* dans ces modèles montre les différences entre les coordonnées à l'origine tandis que les coefficients des variables mises en interaction montrent les différences entre les pentes. Nous estimons les modèles à l'aide de l'échantillon regroupé du groupe CDN et des quatre différents groupes d'immigrants. Aux fins de nos

29. Comme les heures de travail réelles de la PCM peuvent créer des problèmes d'endogénéité dans les coefficients estimés du modèle de la santé de l'enfant, nous estimons un autre modèle en utilisant la variable d'heures de travail hebdomadaires ethniques de la PCM pour vérifier la robustesse des résultats estimés. Ces résultats ne sont pas présentés, mais les estimations établies à l'aide du modèle qui utilise les heures de travail hebdomadaires ethniques de la PCM sont robustes à ceux qui utilisent les heures de travail réelles.

estimations, nous utilisons le logiciel SAS ainsi que des poids transversaux normalisés³⁰. Les coefficients estimés pour le groupe CDN et le groupe combiné d'immigrants sont présentés à la colonne 2. Les autres trois colonnes présentent les estimations pour le groupe d'immigrants américains, le groupe d'immigrants européens et le groupe d'immigrants asiatiques, respectivement.

6.1.1 Estimations logit ordonnées du groupe CDN et du groupe combiné d'immigrants

Examinons le tableau 6.1. Le coefficient de la variable *lieu de naissance* à la deuxième colonne laisse supposer que l'état de santé des enfants du groupe combiné d'immigrants serait moins bon que celui des enfants du groupe CDN, à niveau de ressources égal³¹. Le tableau révèle en outre que la plupart des coefficients estimés qui sont significatifs ont le signe prévu. L'âge de l'enfant, le revenu du ménage et le niveau de scolarité de la mère sont associés positivement et significativement aux résultats en matière de santé des enfants. Par contre, les heures de travail de la mère, le mauvais état de santé de la mère, les mouvements résidentiels et le fait de vivre dans une région rurale ont un effet négatif sur les résultats en matière de santé des enfants. Il est surprenant de constater une association positive entre le taux de chômage et la santé des enfants³². Elle pourrait tenir au fait que les mères qui vivent dans des régions où le taux de chômage est plus élevé ont plus de temps à consacrer à leurs enfants, ce qui a un effet positif sur les résultats en matière de santé des enfants³³.

Examinons maintenant la colonne 2 du tableau 6.2. Ce tableau porte plus particulièrement sur la variable de lieu de naissance et sur les variables d'interaction. Le coefficient non significatif de la variable de lieu de naissance à la deuxième colonne reflète l'absence de différences significatives entre les coordonnées à l'origine des modèles de régression portant sur l'état de santé des enfants du groupe CDN et du groupe combiné d'immigrants. Cela veut dire que, si l'on attribuait des valeurs nulles à toutes les autres covariables, la probabilité de se classer dans la première catégorie d'état de santé (santé excellente) et dans la dernière catégorie d'état de santé (santé passable ou mauvaise) serait la même pour les enfants des deux groupes.

Les pentes pour l'âge de l'enfant, la situation de famille monoparentale et les heures de travail de la PCM sont significativement plus importantes (dans l'absolu) pour les enfants du groupe combiné d'immigrants que pour ceux du groupe CDN. Une pente plus importante laisse supposer une association plus forte entre la variable et la probabilité de meilleurs résultats en matière de santé dans le cas du groupe combiné d'immigrants que du groupe CDN. Par exemple, la pente pour l'âge de l'enfant est 0,004 pour le groupe CDN et $(0,004+0,03)=0,034$ pour le groupe combiné d'immigrants. Donc, une augmentation d'un an de l'âge de l'enfant accroîtrait la probabilité d'une bonne santé comparativement à une santé passable ou mauvaise de 0,04 % pour le groupe CDN mais de 0,34 % pour le groupe combiné d'immigrants. Les pentes plus importantes laissent supposer que les enfants du groupe combiné d'immigrants peuvent avoir un niveau plus élevé de caractéristiques non observables ou de capital culturel différentiel.

30. La variable de pondération de chaque enfant est divisée par la valeur moyenne de la variable de pondération du groupe dont l'enfant fait partie.

31. Si le niveau de ressources (X) est plus élevé, les résultats prévus ne seront peut-être pas moins bons.

32. On s'attendait à ce qu'un taux de chômage plus élevé soit un indicateur de mauvaises conditions macroéconomiques et qu'il ait par conséquent un effet négatif sur les résultats en matière de santé des enfants. D'autre part, un taux de chômage plus élevé laisse supposer que les parents, dans l'ensemble, ont plus de temps à consacrer aux enfants. À niveau de revenu et d'autres ressources égal, cela peut être une bonne chose pour les enfants.

33. Comme la variable de chômage porte un signe imprévu, nous estimons un autre modèle (voir le tableau A4 à l'annexe 4) sans cette variable pour examiner la robustesse des autres estimations. Les résultats montrent que les estimations sont robustes à l'inclusion de la variable de chômage. Comme cette variable est significative, le modèle pourrait être mal spécifié sans elle. Par conséquent, elle est incluse dans le modèle final.

Les pentes plus fortes pour la situation de famille monoparentale et les heures de travail de la PCM pour le groupe combiné d'immigrants comparativement au groupe CDN peuvent avoir d'importantes répercussions. Par exemple, la pente pour la situation de famille monoparentale est négative et plus forte pour le groupe combiné d'immigrants. Les enfants dans les familles monoparentales seraient donc plus vulnérables, en général, dans le groupe combiné d'immigrants que dans le groupe CDN.

Test du logarithme du rapport de vraisemblance

Les tests t pour les coefficients de la variable de lieu de naissance et des variables d'interaction au tableau 6.2 montrent que peu d'entre elles sont significatives. Par contre, si l'on choisit comme variable à tester le logarithme du rapport de vraisemblance, qui suit la loi du $\chi^2(14)$, on obtient une valeur significative au niveau de 1 %. Le test semble indiquer que les pentes pour le lieu de naissance et les variables d'interaction sont conjointement significativement différentes de zéro. Le modèle de régression du groupe combiné d'immigrants serait donc différent de celui du groupe CDN et, par conséquent, les résultats en matière de santé seraient probablement différents, à niveau de variables explicatives égal. Comme les coefficients de certaines variables au tableau 6.2 indiquent une plus forte probabilité que les enfants du groupe combiné soient en meilleur état de santé et d'autres, une probabilité plus faible, un examen des seuls coefficients de régression ne permet pas de conclure à une sélection positive ou non positive des enfants du groupe combiné d'immigrants³⁴.

6.1.2 Estimations logit ordonnées des divers sous-groupes d'immigrants

Examinons le tableau 6.1. Le coefficient de la variable de lieu de naissance aux colonnes 3 à 5 laisse supposer des résultats en matière de santé des enfants considérablement meilleurs dans le cas du groupe d'immigrants américains que du groupe CDN, et inférieurs dans le cas des deux autres groupes, à niveau de ressources égal.

Examinons maintenant les colonnes 3 à 5 du tableau 6.2. Un examen des estimations montre que la conclusion dans le cas d'un groupe combiné d'immigrants n'est pas toujours applicable à chacun des trois sous-groupes d'immigrants (comme le montrent les valeurs en caractères gras). Les coefficients estimés de la variable de lieu de naissance sont différents pour les sous-groupes d'immigrants. Le coefficient de la variable de lieu de naissance indique que, si une valeur nulle était attribuée à toutes les autres covariables, les résultats en matière de santé des enfants seraient, par rapport au groupe CDN, nettement moins bons dans le cas du groupe d'immigrants américains, meilleurs dans le cas du groupe d'immigrants européens et similaires dans le cas du groupe d'immigrants asiatiques. Toutefois, le modèle porte principalement sur les coefficients des variables d'interaction, qui donnent les variations de pente pour un groupe d'immigrants. Un examen de la grandeur des coefficients révèle des différences entre les sous-groupes d'immigrants. Dans certains cas, les signes des coefficients sont différents pour les divers sous-groupes. Par exemple, les coefficients de la variable de revenu équivalent*lieu de naissance dans diverses colonnes portent à croire que la différence de pente pour la variable de revenu équivalent est positive pour le groupe d'immigrants européens et négative pour le groupe d'immigrants asiatiques. De même, la différence de pente pour la variable d'années d'étude de la PCM est positive pour le groupe d'immigrants américains et négative pour le groupe d'immigrants européens. Notons que la pente pour le revenu équivalent est positive ($8,942E-6$)³⁵. Comme la pente pour la variable de revenu équivalent*lieu de naissance est positive ($0,000015$) pour le groupe d'immigrants européens, celle pour la variable de revenu équivalent est plus importante ($8,942E-6+0,000015=2,393E-5$) pour le groupe d'immigrants européens

34. Nous présentons à la section 6.1.4 des probabilités simulées pour les enfants de chaque groupe dans différents états hypothétiques. Une comparaison des probabilités simulées, à niveau de ressources égal, permet d'examiner la nature de la sélection des enfants.

35. Cette valeur est la pente du groupe CDN.

que pour le groupe CDN. Cette valeur plus élevée du revenu équivalent montre que l'association entre le revenu du ménage et la santé de l'enfant est plus forte dans le cas du groupe d'immigrants européens que du groupe CDN. Par conséquent, l'augmentation de la probabilité d'une excellente santé associée à une augmentation du revenu serait plus forte pour le groupe d'immigrants européens que pour le groupe CDN. Autrement dit, les enfants (ainsi que leurs parents) du groupe d'immigrants européens semblent utiliser plus efficacement le revenu du ménage pour produire des résultats en matière de santé³⁶. De même, la valeur négative de la variable de revenu équivalent*lieu de naissance pour le groupe d'immigrants asiatiques laisse supposer que l'association entre le revenu du ménage et la santé des enfants est plus faible dans le cas du groupe d'immigrants asiatiques que du groupe CDN.

Les trois variables à tester, c'est-à-dire les logarithmes du rapport de vraisemblance, au tableau 6.2 laissent supposer que les coefficients de la variable de lieu de naissance et des variables d'interaction dans chaque modèle sont conjointement différents de zéro, ce qui, à son tour, porte à croire que les modèles de régression de chacun des trois sous-groupes d'immigrants diffèrent de celui du groupe CDN. Par conséquent, les résultats en matière de santé des enfants de ces sous-groupes d'immigrants seront probablement différents de ceux du groupe CDN, à niveau de ressources égal. Nous présentons à la section 6.1.4 les résultats en matière de santé simulés de divers groupes d'immigrants, à niveau de ressources égal.

6.1.3 Probabilités conditionnelles prévues³⁷ et écarts entre elles

Les coefficients du modèle présentés au tableau 6.2 donnent une idée de l'association entre les résultats en matière de santé et divers intrants pour différents groupes. Comme il a été mentionné précédemment, les résultats en matière de santé dépendent non seulement des coefficients du modèle mais aussi du niveau des intrants de la santé. Dans la présente section, nous présentons des prévisions de la probabilité de classification des enfants du groupe CDN et des divers groupes d'immigrants dans l'une de trois catégories d'état de santé : (1) excellente santé, (2) santé excellente ou très bonne et (3) santé excellente ou très bonne ou bonne. Ces probabilités prévues représentent l'état de santé actuel des enfants de divers groupes à leur niveau de ressources actuel. Le tableau 6.3 présente les probabilités conditionnelles prévues moyennes de classification des enfants de divers groupes dans diverses catégories d'état de santé.

La première colonne au tableau 6.3 précise divers états de santé. Par exemple, le premier cas, $\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_N)$, représente les probabilités conditionnelles prévues moyennes des enfants du groupe CDN, compte tenu des coefficients de leur propre groupe et de leur propre niveau de ressources. Ces valeurs sont les probabilités conditionnelles prévues moyennes des enfants du groupe témoin. De même, le deuxième cas, $\hat{P}(X_I, \hat{\beta}_I)$, représente les probabilités conditionnelles prévues moyennes des enfants du groupe combiné d'immigrants, compte tenu des coefficients de leur propre groupe et de leur propre niveau de ressources. En comparant les valeurs dans ces deux cas, on obtient les variations totales des probabilités conditionnelles prévues moyennes du groupe CDN et du groupe combiné d'immigrants. Les probabilités conditionnelles prévues moyennes sont présentées à la deuxième colonne et les écarts entre elles, à la troisième colonne.

36. Notons que les parents pourraient également être responsables indirectement d'une association plus forte ou plus faible entre le revenu du ménage et la santé des enfants. Toutefois, les parents ne peuvent acheter directement la santé des enfants. Les résultats finals en matière de santé des enfants tiennent aux enfants eux-mêmes. Ainsi, on pourrait avoir tort d'en attribuer tout le mérite aux parents.

37. Nous estimons ces probabilités au moyen de l'équation 5.1. Les pentes du groupe CDN sont établies à partir de celles pour les variables non mises en interaction au tableau 6.2, tandis que celles pour un groupe d'immigrants sont calculées en faisant la somme des pentes pour les variables non mises en interaction et les variables d'interaction correspondantes.

Comparons maintenant les probabilités des divers groupes d’immigrants et celles dans le cas de référence. Cette comparaison porte à croire que l’état de santé des enfants du groupe CDN est légèrement meilleur que celui du groupe combiné d’immigrants. Par exemple, la probabilité d’être en excellente santé est de 57 % pour les enfants du groupe CDN mais de 55 % pour le groupe combiné d’immigrants. Chez les trois sous-groupes d’immigrants, le groupe d’immigrants américains a la plus forte probabilité de classification dans l’une de ces trois catégories d’état de santé. La probabilité est considérablement plus élevée pour ce groupe comparativement au groupe CDN. La probabilité d’être en excellente santé est d’environ 15 points de pourcentage plus élevée pour les enfants du groupe américain par rapport à ceux du groupe CDN (0,57 pour le groupe CDN comparativement à 0,72 pour le groupe d’immigrants américains). Les états de santé des enfants du groupe d’immigrants européens sont similaires à ceux du groupe CDN. Par contre, une comparaison du groupe d’immigrants asiatiques et du groupe CDN révèle que la probabilité d’être en excellente santé est d’environ 5 points de pourcentage plus faible pour le premier groupe que pour le second. Nos résultats révèlent donc l’hétérogénéité considérable des états de santé des enfants des divers sous-groupes d’immigrants. Toutefois, étant donné la taille plus petite des échantillons des sous-groupes, particulièrement des groupes d’immigrants américains et asiatiques, il convient d’interpréter les résultats avec prudence.

L’écart entre l’état de santé des enfants du groupe CDN et celui de la population des immigrants dans son ensemble ne semble pas être important, mais l’écart entre le groupe d’immigrants asiatiques et le groupe CDN pourrait être une source d’inquiétude.

6.1.4 La nature de la sélection dans les résultats en matière de santé : test de sélection selon les ressources des enfants du groupe CDN (sélection de l’échantillon du groupe CDN)

Un test de sélection montre si les résultats en matière de santé des enfants d’un groupe d’immigrants et de ceux du groupe CDN, à niveau égal de ressources, varient ou non. Ce test peut fournir des renseignements utiles sur les sources de variation des résultats en matière de santé. Examinons les résultats du test de sélection selon le niveau de ressources des enfants du groupe CDN. Notons qu’une plus forte probabilité de classification à un niveau supérieur indique de meilleurs résultats en matière de santé tandis qu’une plus forte probabilité de classification à un niveau inférieur indique de moins bons résultats en matière de santé. Ainsi, aux fins de sélection positive, la probabilité de classification à un niveau supérieur doit être plus forte, à niveau de ressources égal.

Les valeurs au tableau 6.4 sont simulées par la sélection de l’échantillon du groupe CDN³⁸. Cinq différents vecteurs des coefficients des groupes sont utilisés pour cinq états de santé mais les ressources des enfants du groupe CDN sont utilisées pour tous ces états de santé. La première colonne représente ces états. Par exemple, le premier cas, $\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_N)$, représente la probabilité conditionnelle prévue moyenne de classification des enfants du groupe CDN dans diverses catégories d’état de santé compte tenu des

38. Sélectionner l’échantillon du groupe CDN; donner à chaque enfant le vecteur des coefficients du groupe d’immigrants, $\hat{\beta}_I$ et, au moyen de l’équation 5.1, simuler la probabilité conditionnelle prévue pour chaque enfant à l’aide de son propre vecteur de ressources X_{Ni} . Prendre la valeur moyenne de ces probabilités, $\hat{P}_i(X_N, \hat{\beta}_I)$. Cette valeur simulée, $\overline{\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_I)}$ peut être interprétée de deux façons : elle peut représenter la probabilité conditionnelle prévue moyenne du groupe CDN à son propre niveau de ressources mais des coefficients du groupe d’immigrants ou bien la probabilité conditionnelle prévue moyenne des enfants du groupe d’immigrants compte tenu des coefficients de ce groupe mais à un niveau de ressources égal à celui des enfants du groupe CDN.

coefficients du groupe CDN tandis que le deuxième cas, $\widehat{P}(X_N, \widehat{\beta}_I)$, représente cette probabilité pour le groupe CDN compte tenu des coefficients du groupe combiné d'immigrants. Les chiffres dans les autres cas peuvent être interprétés de la même façon. Ainsi, ces valeurs représentent les probabilités conditionnelles prévues moyennes des enfants de divers groupes d'immigrants s'ils disposaient des mêmes ressources que les enfants du groupe CDN. Les ressources sont maintenues constantes dans chaque cas, ce qui permet d'examiner la nature de la sélection des enfants des divers groupes d'immigrants.

Comparons les valeurs dans le premier cas et celles dans le deuxième cas. Ces chiffres fournissent des renseignements sur la nature de la sélection des enfants du groupe combiné d'immigrants. Examinons le premier chiffre, qui représente la probabilité d'être en excellente santé. La probabilité est 0,565 pour le groupe CDN compte tenu des coefficients de ce groupe et 0,557 compte tenu des coefficients du groupe combiné d'immigrants. La probabilité est d'environ 1 % plus faible pour le groupe combiné d'immigrants. Cet écart est statistiquement significatif. Ainsi, certaines preuves statistiques permettent de conclure que les enfants du groupe combiné d'immigrants constituent un échantillon sélectionné de façon négative sur le plan statistique pour ce qui est de la catégorie « excellente santé ». En outre, cette valeur laisse supposer que si les enfants du groupe combiné d'immigrants disposaient des mêmes ressources que les enfants du groupe CDN, la probabilité qu'ils soient en excellente santé augmenterait de 1 % seulement (passant de 55 % à 56 %), ce qui ne constituerait probablement pas une amélioration marquée.

Il ressort de comparaisons analogues que les résultats en matière de santé seraient meilleurs dans le cas du groupe d'immigrants américains que du groupe CDN (probabilité d'excellente santé de 63 % comparativement à 57 %), s'il disposait des mêmes ressources que le groupe CDN. Les meilleurs résultats en matière de santé, à niveau de ressources observables égal, des enfants du groupe américain sont donc peut-être attribuables à un niveau plus élevé de capital culturel différentiel. Ces enfants constituent un échantillon sélectionné de façon positive. Notons que, même si les résultats en matière de santé de ce groupe sont meilleurs que ceux du groupe CDN lorsqu'il dispose des mêmes ressources que ce dernier, il n'est pas recommandé de modifier son niveau de ressources puisqu'il obtient de bien meilleurs résultats en matière de santé avec son propre niveau de ressources.

Par contre, l'importance du groupe d'immigrants européens laisse supposer que, si ce groupe disposait des mêmes ressources que le groupe CDN, il aurait des résultats moins bons que ce dernier, bien que ses résultats actuels soient similaires. Comme la probabilité d'être considéré en excellente santé est plus forte pour ce groupe à son propre niveau de ressources, il n'est pas recommandé de modifier ce niveau. De même, les données quantitatives sur le groupe d'immigrants asiatiques laissent supposer qu'à niveau de ressources égal, la probabilité d'être considéré en excellente santé serait plus faible pour ce groupe que pour le groupe CDN (55 % pour le groupe asiatique comparativement à 57 % pour le groupe CDN). Toutefois, cette probabilité serait plus forte pour le groupe d'immigrants asiatiques qu'elle ne l'est à son propre niveau de ressources (55 % comparativement à 52 %). Par conséquent, l'une des conséquences stratégiques de ce résultat est qu'on pourrait accroître de 3 % la probabilité pour les enfants d'immigrants asiatiques d'être en excellente santé en leur fournissant les mêmes ressources que celles dont disposent les enfants du groupe CDN.

6.1.5 Décomposition des sources de variation de la probabilité de classification des enfants dans diverses catégories d'état de santé

Comme il a été mentionné précédemment, la variation totale de la probabilité de classification des enfants de deux groupes dans diverses catégories d'état de santé pourrait être attribuable à deux grands facteurs : (1) variation des coefficients de productivité des enfants des deux familles (sélection des ressources non observables); et (2) variation des ressources des deux familles (sélection des ressources observables). Nous avons déjà montré dans la section précédente que les résultats en matière de santé des enfants peuvent varier selon la variation des coefficients de productivité des enfants de deux groupes. Il serait intéressant à des fins stratégiques de comparer les probabilités qui expliquent la variation des niveaux de ressources. On peut aussi appliquer la méthode de décomposition d'Oaxaca (1973) pour décomposer la variation des probabilités conditionnelles prévues moyennes³⁹ des enfants de familles canadiennes de naissance et de familles immigrantes en variation des ressources et variation des coefficients du modèle (coefficients de productivité), comme le montre l'équation suivante :

Variation totale des probabilités conditionnelles moyennes prévues = variation attribuable à la variation des ressources + variation attribuable à la variation des coefficients de productivité :

$$(6a) \quad \overline{\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_N)} - \overline{\hat{P}(X_I, \hat{\beta}_I)} = [\overline{\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_N)} - \overline{\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_I)}] + [\overline{\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_I)} - \overline{\hat{P}(X_I, \hat{\beta}_I)}]$$

Le premier membre de cette équation montre l'écart entre les probabilités de classification dans une catégorie d'état de santé attribuable à la variation des coefficients de productivité des enfants du groupe CDN et d'un groupe d'immigrants, et le deuxième membre montre la variation résultant des différences entre les ressources. Une valeur positive indique que la probabilité simulée est plus forte pour le groupe CDN et une valeur négative, le contraire. La variation de la probabilité de classification dans diverses catégories d'état de santé attribuable à la variation des coefficients de productivité est estimée en utilisant les ressources du groupe CDN, tel qu'indiqué au tableau 6.4. Le tableau 6.5 montre les sources estimées de variation des probabilités de classification de divers groupes dans diverses catégories d'état de santé. Notons que la variation totale au tableau 6.5 est tirée de la troisième colonne du tableau 6.3 et que la variation attribuable à la variation des coefficients de productivité est tirée de la troisième colonne du tableau 6.4.

Examinons les probabilités simulées d'être considéré en excellente santé du groupe combiné d'immigrants et du groupe CDN. La variation totale est 1,4 %. Les résultats de la décomposition montrent que, si les enfants du groupe combiné d'immigrants disposaient des mêmes ressources que ceux du groupe CDN, cette variation serait 0,8 % seulement. Elle peut être attribuée à la variation des coefficients de productivité des enfants de ces deux groupes. Par conséquent, la variation attribuable aux ressources est 0,6 %. Lorsqu'on tient compte des autres catégories d'état de santé, la variation totale diminue.

Les valeurs négatives de la variation des probabilités du groupe CDN et du groupe d'immigrants américains laissent supposer que les résultats en matière de santé des enfants du groupe d'immigrants américains sont nettement meilleurs. Dans le cas des enfants considérés en excellente santé, la variation totale est -16 %. Les résultats de la décomposition montrent que les deux sources sont négatives. Par conséquent, les enfants du groupe d'immigrants américains ont de meilleurs résultats en matière de santé parce qu'ils ont un niveau plus élevé d'intrants observables en matière de santé ainsi que de ressources non observables ou de capital culturel différentiel. Dans le cas des enfants en excellente santé, une

39. Voir Even et Macpherson (1993).

variation de -7 % de la probabilité pourrait être attribuée à un niveau plus élevé de ressources observables tandis qu'une variation de -9 % pourrait être attribuée à un niveau plus élevé de capital culturel différentiel.

Dans le cas du groupe d'immigrants européens, la variation totale est négative mais très faible pour l'une quelconque de ces trois catégories d'état de santé (-0,4 %). Toutefois, les résultats de la décomposition montrent que la probabilité serait plus faible pour le groupe d'immigrants européens que pour le groupe CDN si tous deux disposaient des ressources de ce dernier groupe. Par exemple, dans le cas des enfants en excellente santé, la variation attribuable à la variation des coefficients de productivité est 1,8 %, tandis que celle attribuable à la variation des ressources est -2,2 %. On peut donc conclure que les enfants du groupe d'immigrants européens ne manquent pas de ressources observables comparativement aux enfants du groupe CDN, même s'ils utilisent leurs intrants moins efficacement.

Par contre, comme nous l'avons indiqué précédemment, la variation totale est positive et comparativement plus importante (3,9 % pour les enfants en excellente santé) pour les enfants du groupe d'immigrants asiatiques. Il serait donc plus utile de décomposer la variation pour ce groupe afin d'élaborer des mesures correctives. Les résultats de la décomposition montrent que les deux sources de variation sont positives, ce qui indique que les enfants de ce groupe ont moins de ressources observables et non observables, 1,3 % de la variation étant attribuable à un capital culturel différentiel moins important et 2,6 %, à des ressources observables moins importantes.

6.2 Effet intergénérationnel de l'assimilation des immigrants sur les résultats en matière de santé des enfants : estimations logit ordonnées de l'échantillon d'immigrants

Dans la présente section, nous estimons des modèles logit des résultats en matière de santé des enfants comprenant la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada pour examiner la nature de l'association entre la durée de résidence au Canada des immigrants et les résultats en matière de santé des enfants⁴⁰. Comme l'objectif est de déterminer si l'assimilation a un effet différent sur les divers groupes d'immigrants, nous mettons les trois sous-groupes d'immigrants en interaction avec la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada de manière à saisir l'effet différentiel sur les résultats en matière de santé de chaque sous-groupe comparativement au groupe témoin. Le groupe d'immigrants américains est le groupe témoin pour l'ensemble de l'échantillon d'immigrants. Les autres

40. Notons que la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration des parents n'était pas comprise dans les modèles précédents. La raison tient à ce que, conceptuellement, cette variable n'existe pas pour les Canadiens de naissance. On peut aussi fixer la valeur de la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration à zéro pour les Canadiens de naissance (voir, par exemple, Macdonald et Worswick (1999)). Toutefois, cela pourrait créer certains problèmes, puisque la valeur de cette variable est également de zéro pour les immigrants (88 cas) qui habitent au Canada depuis moins d'un an. Dans la présente section, nous estimons les modèles d'abord pour l'échantillon regroupé du groupe CDN et les divers groupes d'immigrants en supposant que la valeur de la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration des parents est nulle dans le cas des parents CDN. Nous supposons que le coefficient de la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration des parents au Canada dans ces modèles montre l'évolution des résultats en matière de santé des enfants de familles immigrantes comparativement à ceux des enfants des familles CDN au fur et à mesure que se prolonge la durée de résidence au Canada des parents immigrants. Toutefois, pour éviter la confusion, nous avons également estimé des modèles pour chaque groupe d'immigrants séparément. Les coefficients de ces modèles montrent l'évolution des résultats en matière de santé des enfants des familles immigrantes comparativement à leurs propres résultats initiaux. Enfin, nous estimons également un modèle pour le groupe combiné d'immigrants pour déterminer la variation de l'effet intergénérationnel de l'assimilation des immigrants au sein de la population des immigrants en utilisant comme groupe témoin le groupe d'immigrants américains, choisi parce qu'il ressemble au groupe CDN plus que tout autre groupe sur les plans culturel et économique.

sous-groupes sont le groupe d'immigrants européens, le groupe d'immigrants asiatiques et le groupe des autres immigrants⁴¹.

Le tableau 6.6 présente les estimations logit ordonnées des résultats en matière de santé des enfants de divers groupes d'immigrants et du groupe CDN. Ce dernier est le groupe témoin. La colonne 2 présente les estimations pour le groupe CDN et le groupe combiné d'immigrants, tandis que les colonnes 3 à 5 présentent les estimations pour chacun des trois sous-groupes.

Le coefficient de la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada à la deuxième colonne indique que les résultats en matière de santé des enfants des familles immigrantes en général s'améliorent comparativement à ceux des enfants CDN au fur et à mesure que se prolonge la durée de résidence des parents immigrants au Canada. Une année de résidence du parent immigrant au Canada se traduit par une augmentation de 1 % de la probabilité que l'enfant soit en excellente santé. Dans la section précédente, nous avons montré que la variation totale de la probabilité d'être considéré en excellente santé est d'environ 2 %. Ainsi, l'écart actuel pourrait disparaître dans deux ans, toutes choses demeurant égales par ailleurs.

Le coefficient de la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada à la troisième colonne indique que, pour les immigrants américains, une année de résidence au Canada se traduit par une augmentation d'environ 1 % de la probabilité des enfants d'être en excellente santé. Toutefois, le coefficient n'est pas significatif. Par conséquent, on peut conclure qu'il n'y a pas de preuve statistique d'une amélioration des résultats en matière de santé des enfants du groupe d'immigrants américains au fur et à mesure que la durée de résidence au Canada se prolonge. Notons que les résultats en matière de santé initiaux sont significativement meilleurs dans le cas du groupe d'immigrants américains, comme le laisse supposer le coefficient de la variable de lieu de naissance. En outre, rappelons que l'état de santé actuel des enfants de ce groupe est nettement meilleur que celui des enfants du groupe CDN, tel qu'il est indiqué à la section 6.1.3. Par contre, dans le cas des groupes d'immigrants européens et asiatiques, selon certaines indications, le prolongement de la durée du séjour au Canada se traduit par une amélioration d'environ 1 % des résultats en matière de santé des enfants. Par conséquent, dans le cas du groupe d'immigrants asiatiques, l'écart actuel disparaîtra probablement dans trois à quatre ans.

Les colonnes 2 à 5 au tableau 6.7 présentent les estimations pour chacun des groupes ci-dessus séparément, sauf pour le groupe CDN. Par conséquent, le coefficient de la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada dans ces colonnes indique l'évolution des résultats en matière de santé des enfants de chacun de ces groupes d'immigrants par rapport aux résultats initiaux. Le coefficient de la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration des parents au Canada aux colonnes 2 à 5 laisse supposer que ces résultats sont semblables à ceux présentés au tableau 6.6. Toutefois, le coefficient de cette variable est sensiblement plus élevé (3 %) que celui dans le modèle précédent pour le groupe asiatique.

À la colonne 6 du tableau 6.7, nous présentons les estimations en utilisant le groupe d'immigrants américains comme groupe témoin. Les coefficients des variables d'immigrants européens, immigrants asiatiques et autres immigrants laissent supposer que les résultats en matière de santé des enfants de chacun de ces trois sous-groupes sont nettement moins bons que ceux que du groupe d'immigrants américains. De nouveau, le coefficient de la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada indique qu'il n'y a pas de preuve statistique d'amélioration des résultats en matière de santé des enfants de ce groupe au fur et à mesure que la durée de résidence de leurs parents au Canada se prolonge. Les coefficients des variables d'interaction laissent supposer qu'il n'y a pas de preuve statistique que la pente pour la variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada des

41. Nous avons inclus ce groupe dans le groupe combiné d'immigrants pour augmenter la taille de l'échantillon.

trois autres sous-groupes serait différente de celle du groupe d'immigrants américains. Cette conclusion n'a rien d'étonnant, puisque les résultats en matière de santé initiaux de ce groupe sont sensiblement meilleurs que ceux de tout autre groupe. Cette même tendance se dégage aussi de la variation totale des probabilités conditionnelles prévues moyennes. Par conséquent, on constate une variation considérable des résultats en matière de santé des enfants dans la population des immigrants, particulièrement entre le groupe des immigrants américains et le reste de la population des immigrants.

7. Résumé et conclusions

Les données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997) indiquent que, de façon générale, les différences entre les résultats en matière de santé des immigrants des familles immigrantes et des familles CDN ne sont pas importantes. Toutefois, les résultats en matière de santé des enfants de divers sous-groupes de la population des immigrants sont assez hétérogènes. Les résultats en matière de santé des enfants du groupe d'immigrants européens sont similaires à ceux du groupe CDN, tandis que ceux du groupe d'immigrants américains sont nettement meilleurs et ceux du groupe d'immigrants asiatiques, considérablement moins bons. Les enfants du groupe d'immigrants américains affichent les meilleurs résultats en matière de santé, ce qui est conforme aux constatations de Macdonald et Worswick (1999) et de Worswick (2001). Il n'est pas étonnant de constater que les résultats en matière de santé des enfants du groupe d'immigrants asiatiques au Canada sont moins bons, puisque l'état de santé des enfants dans les pays asiatiques est bien inférieur à celui des enfants au Canada.

Les données de l'ELNEJ permettent également de tirer certaines importantes conclusions au sujet de l'association entre la santé et les intrants des enfants. L'âge de l'enfant, le revenu du ménage et le niveau de scolarité de la mère sont associés positivement et significativement aux résultats en matière de santé des enfants. Par contre, les heures de travail de la mère, la faible santé de la mère, les mouvements résidentiels et le fait de vivre dans une région rurale ont un effet négatif sur les résultats en matière de santé des enfants. Pour améliorer l'état de santé général des enfants au Canada, il faut songer à améliorer ces facteurs. En outre, les enfants des familles immigrantes sont plus vulnérables lorsqu'il s'agit d'une famille monoparentale ou lorsque la mère travaille de plus longues heures. Par conséquent, il faut accorder une attention spéciale aux enfants dans ces situations pour améliorer l'état de santé des enfants des familles immigrantes.

Le test de sélection du groupe combiné d'immigrants laisse supposer qu'à niveau de ressources égal, les résultats en matière de santé des enfants des familles immigrantes ne seront pas sensiblement différents. Cette conclusion n'est pas conforme avec celle de Chiswick selon laquelle les familles immigrantes ont des résultats nettement meilleurs sur le marché du travail, à niveau de ressources observables égal. Les tests de sélection des sous-groupes d'immigrants laissent supposer que comparativement au groupe CDN, à niveau de ressources égal, les résultats en matière de santé des enfants sont meilleurs dans le cas du groupe américain mais moins bons dans celui des deux autres sous-groupes. Les meilleurs résultats en matière de santé des enfants du groupe d'immigrants américains pourraient être attribuables à un niveau plus élevé de capital culturel différentiel. Ces constatations concernant le groupe d'immigrants américains et le groupe d'immigrants asiatiques sont conformes à celles de Borjas (1987, 1991) qui soutient que la répartition relative du revenu dans le pays d'origine comparativement au pays hôte au moment de l'immigration influe sur la nature de la sélection. Toutefois, la conclusion concernant le groupe d'immigrants européens n'est pas conforme à celles de Borjas ou de Chiswick. Ainsi, les immigrants européens au Canada ne constitueraient peut-être pas un échantillon résultant d'une sélection positive comme c'est le cas aux États-Unis selon Borjas (1991). Cela n'a rien d'étonnant, puisque les politiques d'immigration des deux pays diffèrent. En outre, le nombre moyen d'années écoulées depuis l'immigration au Canada des immigrants faisant partie de cet échantillon diffère probablement de celui

dans l'étude de Borjas ou de Chiswick. Comme nous l'avons déjà signalé, l'inégalité de revenu au moment de l'immigration influe également sur la qualité des immigrants dans le pays hôte.

Selon les résultats de la décomposition, les meilleurs résultats en matière de santé des enfants du groupe américain pourraient être attribuables à un niveau plus élevé de ressources observables ainsi que de ressources non observables. Par contre, les résultats en matière de santé moins bons des enfants du groupe d'immigrants asiatiques tiennent à un niveau plus faible de ressources observables ainsi que de ressources non observables. Il est intéressant de constater que, dans le cas du groupe européen, les résultats sont meilleurs lorsqu'on tient compte de la variation attribuable aux ressources mais moins bons à niveau de ressources égal. Quant au groupe d'immigrants asiatiques, il convient de mettre sur pied des programmes propres à accroître leurs ressources ainsi que leur efficacité.

Les modèles d'assimilation indiquent que les résultats en matière de santé des enfants des familles immigrantes en général s'améliorent comparativement à ceux des enfants des familles CDN à mesure que la durée de résidence des parents immigrants au Canada se prolonge, lorsque ces résultats sont initialement moins bons. Dans le cas du groupe d'immigrants asiatiques, l'écart actuel entre les résultats en matière de santé disparaîtra probablement en trois ou quatre ans.

Enfin, il ne faut pas oublier que cette mesure de l'état de santé est subjective et peut refléter la perception de l'état de santé d'après les résultats dans le pays d'origine. Les écarts observés dans la présente étude ne reflètent peut-être pas les différences véritables fondées sur des mesures plus objectives. Par conséquent, pour mettre en œuvre des politiques et des programmes efficaces, il faudra procéder à d'autres recherches au moyen d'autres mesures objectives comme la présence de maladies chroniques⁴². En outre, il convient de procéder à des recherches analogues sur les sous-groupes d'immigrants à l'aide d'échantillons plus grands pour vérifier la validité et la généralisation des résultats de la présente étude. D'autres recherches à l'avenir pourraient aussi vérifier les hypothèses d'assimilation et de sélection des immigrants ainsi que des enfants afin de déterminer le lien entre l'assimilation et la sélection des immigrants et les résultats en matière de santé des enfants.

42. La petite taille des échantillons des différents sous-groupes d'immigrants sur lesquels portaient les données du cycle 2 n'ont pas permis de vérifier des hypothèses semblables au moyen de cette mesure.

Tableau 6.1 Estimations logit ordonnées des résultats en matière de santé des enfants : modèle de déplacement

Variables	Coefficients (erreur-type) de l'échantillon regroupé			
	Canadiens de naissance & tous les immigrants	Canadiens de naissance & Américains	Canadiens de naissance & Européens	Canadiens de naissance & Asiatiques
Coordonnée à l'origine 3	-0,8133 ^a (0,1404)	-0,9569 ^a (0,1934)	-0,5806 ^a (0,1690)	-0,7744 ^a (0,1754)
Coordonnée à l'origine 2	0,1250 (0,1403)	0,0137 (0,1933)	0,3655 ^b (0,169)	0,1849 (0,1753)
Coordonnée à l'origine 1	1,0887 ^a (0,1422)	0,9282 ^a (0,1948)	1,3293 ^a (0,1709)	1,1310 ^a (0,1770)
Enfant canadien de naissance (= 1 si l'enfant est né au Canada, = 0 autrement)	0,1833 ^a (0,0607)	0,1138 (0,1419)	-0,1112 (0,1014)	0,1142 (0,109)
Âge de l'enfant	0,0103 ^a (0,00462)	0,00547 (0,00496)	0,00209 (0,0048)	0,00446 (0,0049)
Sexe (= 1 si l'enfant est un garçon, = 0 si l'enfant est une fille)	0,0145 (0,0242)	-0,00032 (0,0258)	0,00450 (0,0252)	0,0033 (0,0257)
Revenu équivalent (\$)	8,644E-6 ^a (9,418E-7)	8,826E-6 ^a (1,044E-6)	0,000011 ^a (1,027E-6)	7,26E-6 ^a (9,981E-7)
Maison (= 1 si un membre de la famille est propriétaire de la maison, = 0 autrement)	0,0141 (0,0334)	0,0868 ^b (0,0367)	0,0958 ^a (0,0352)	0,0554 (0,0365)
Parent seul (= 1 si l'enfant vit avec un parent seul, = 0 autrement)	-0,0620 ^c (0,0353)	0,00128 (0,0376)	0,0339 (0,03680)	-0,0169 (0,0374)
Âge de la mère (en années) au moment de la naissance de l'enfant	-0,00544 ^b (0,00247)	-0,0035 (0,0027)	-0,00667 ^a (0,00261)	-0,00406 (0,0027)
Années de scolarité de la PCM	0,0495 ^a (0,00656)	0,0570 ^a (0,00746)	0,0506 ^a (0,00716)	0,0517 ^a (0,00728)
Nombre d'heures de travail par semaine de la PCM	-0,00170 ^b (0,000718)	-0,00056 (0,00078)	-0,00097 (0,000761)	-0,00003 (0,00077)
Mauvaise santé de la PCM (= 1 si l'état de santé de la PCM est mauvais ou passable, = 0 autrement)	-0,3978 ^a (0,0471)	-0,4404 ^a (0,0516)	-0,4437 ^a (0,0506)	-0,4358 ^a (0,0518)
Déplacements résidentiels (nombre de déplacements)	-0,0340 ^a (0,00624)	-0,0274 ^a (0,0065)	-0,0238 ^a (0,00641)	-0,0347 ^a (0,0065)
Région rurale (= 1 si l'enfant vit dans une région rurale, = 0 autrement)	-0,0616 ^c (0,0372)	-0,0552 (0,0363)	-0,0400 (0,0367)	-0,0554 (0,0368)
Taux de chômage (1996)	0,0230 ^a (0,0057)	0,0236 ^a (0,0056)	0,0219 ^a (0,00567)	0,0211 ^a (0,0057)
Lieu de naissance (= 1 si les parents sont nés à l'étranger, = 0 autrement)	-0,0449 (0,0309)	0,4727 ^a (0,1028)	-0,094 ^b (0,0412)	-0,337 ^a (0,0647)
Justesse du modèle : -2LOGL (coordonnée à l'origine et covariables)	18423,944	15982,675	16851,334	16237,173
Logarithme du rapport de vraisemblance (14DF)	512,5734 ^a	533,1749 ^a	523,7945 ^a	466,5775 ^a
Taille de l'échantillon	8 992	7 996	8 339	7 984
Note:				
1. La variable dépendante est l'évaluation par la PCM de l'état de santé de l'enfant.				
2. a, b et c représentent les niveaux de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.				
3. Le logarithme du rapport de vraisemblance vérifie l'hypothèse selon laquelle toutes les pentes sont conjointement différentes de zéro.				
Source: Préparé par l'auteur à partir des données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997).				

Tableau 6.2 Estimations logit ordonnées des résultats en matière de santé des enfants : modèle à interactions

Variables	Coefficients (erreur-type) de l'échantillon regroupé			
	Canadiens de naissance & tous les immigrants	Canadiens de naissance & Américains	Canadiens de naissance & Européens	Canadiens de naissance & Asiatiques
Coordonnée à l'origine 1	-0,8572 ^a (0,2124)	-0,8572 ^a (0,2124)	-0,8572 ^a (0,2124)	-0,8572 ^a (0,2124)
Coordonnée à l'origine 2	0,0842 (0,2123)	0,0842 (0,2123)	0,0842 (0,2123)	0,0842 (0,2123)
Coordonnée à l'origine 3	1,0552 ^a (0,2136)	1,0552 ^a (0,2136)	1,0552 ^a (0,2136)	1,0552 ^a (0,2136)
Enfant canadien de naissance (= 1 si l'enfant est né au Canada, = 0 autrement)	0,0992 (0,1584)	0,0992 (0,1584)	0,0992 (0,1584)	0,0992 (0,1584)
Âge de l'enfant	0,00378 (0,00534)	0,00378 (0,00534)	0,00378 (0,00534)	0,00378 (0,00534)
Sexe (= 1 si l'enfant est un garçon, = 0 si l'enfant est une fille)	-0,00170 (0,0278)	-0,00170 (0,0278)	-0,00170 (0,0278)	-0,00170 (0,0278)
Revenu équivalent (\$)	8,942E-6 ^a (1,13E-6)	8,942E-6 ^a (1,13E-6)	8,942E-6 ^a (1,13E-6)	8,942E-6 ^a (1,13E-6)
Maison (= 1 si un membre de la famille est propriétaire de la maison, = 0 autrement)	0,0852 ^a (0,0394)	0,0852 ^a (0,0394)	0,0852 ^a (0,0394)	0,0852 ^a (0,0394)
Parent seul (= 1 si l'enfant vit avec un parent seul, = 0 autrement)	-0,00709 (0,0403)	-0,00709 (0,0403)	-0,00709 (0,0403)	-0,00709 (0,0403)
Âge de la mère (en années) au moment de la naissance de l'enfant	-0,00457 (0,00291)	-0,00457 (0,00291)	-0,00457 (0,00291)	-0,00457 (0,00291)
Années de scolarité de la PCM	0,0542 ^a (0,00801)	0,0542 ^a (0,00801)	0,0542 ^a (0,00801)	0,0542 ^a (0,00801)
Nombre d'heures de travail par semaine de la PCM	-0,00048 (0,000839)	-0,00048 (0,000839)	-0,00048 (0,000839)	-0,00048 (0,000839)
Mauvaise santé de la PCM (= 1 si l'état de santé de la PCM est mauvais ou passable, = 0 autrement)	-0,4310 ^a (0,0553)	-0,4310 ^a (0,0553)	-0,4310 ^a (0,0553)	-0,4310 ^a (0,0553)
Déplacements résidentiels (nombre de déplacements)	-0,0272 (0,0070)	-0,0272 (0,0070)	-0,0272 (0,0070)	-0,0272 (0,0070)
Région rurale (= 1 si l'enfant vit dans une région rurale, = 0 autrement)	-0,0484 (0,0390)	-0,0484 (0,0390)	-0,0484 (0,0390)	-0,0484 (0,0390)
Taux de chômage provincial (1996)	0,0231 ^a (0,00602)	0,0231 ^a (0,00602)	0,0231 ^a (0,00602)	0,0231 ^a (0,00602)
Lieu de naissance (= 1 si les parents sont nés à l'étranger, = 0 autrement)	0,2958 (0,3505)	-3,7062^a (1,2939)	1,8458^a (0,5239)	0,2619 (0,8943)
Enfant canadien de naissance*Lieu de naissance	0,1576 (0,1732)	0,3763 (0,5501)	-0,4420^b (0,2166)	-0,1302 (0,2433)
Âge de l'enfant*Lieu de naissance	0,0274 ^a (0,0107)	0,1151 ^b (0,0474)	-0,0342 ^a (0,0157)	0,0321 (0,0253)
Sexe*Lieu de naissance	0,0631 (0,0566)	0,089 (0,2384)	0,0411 (0,0813)	0,1691 (0,1310)
Revenu équivalent*Lieu de naissance	-5,02E-7 (2,064E-6)	-7,17E-6 (8,602E-6)	0,000015^a (3,212E-6)	-0,00001^a (3,882E-6)
Maison*Lieu de naissance	-0,2553 (0,0754)	-0,1869 (0,3751)	0,0469 (0,1071)	-1,0306^a (0,2225)

Tableau 6.2 – (suite et fin)

Variables	Coefficients (erreur-type) de l'échantillon regroupé			
	Canadiens de naissance & tous les immigrants	Canadiens de naissance & Américains	Canadiens de naissance & Européens	Canadiens de naissance & Asiatiques
Parent seul*Lieu de naissance	-0,2090 ^b (0,0863)	1,0869^a (0,5145)	0,4704^a (0,1452)	-0,1400 (0,2399)
Âge de la PCM*Lieu de naissance	-0,00603 (0,00559)	0,0361 (0,0240)	-0,0195^b (0,0082)	0,0229 (0,0146)
Années de scolarité de la PCM*Lieu de naissance	-0,0222 (0,0142)	0,1831^b (0,0789)	-0,0469^b (0,0214)	-0,0186 (0,0307)
Nombre d'heures de travail de la PCM*Lieu de naissance	-0,00586 ^a (0,00165)	-0,00359 (0,00655)	-0,00457 ^c (0,0025)	-0,00429 (0,00356)
Mauvais état de santé de la PCM*Lieu de naissance	0,1029 (0,1063)	-1,1301^b (0,5262)	-0,0,3222^c (0,1784)	0,2318 (0,3492)
Déplacements résidentiels*Lieu de naissance	-0,0246 (0,0157)	-0,0547 (0,0556)	0,0447 ^a (0,0235)	-0,1814^a (0,0406)
Région rurale*Lieu de naissance	-0,0517 (0,1411)	-0,5223 (0,3560)	0,0708 (0,1819)	0,9585 (0,8687)
Taux de chômage provincial*Lieu de naissance	0,00949 (0,0196)	-0,0230 (0,0901)	-0,0575 ^b (0,029)	0,0407 (0,0634)
Justesse du modèle : -2LOGL (coordonnée à l'origine et covariables)	18377,724	15947,997	16799,35	16148,638
Variable à tester, soit le logarithme du rapport de vraisemblance (27DF)	558,794 ^a	567,853 ^a	575,784 ^a	555,113 ^a
Logarithme du rapport de vraisemblance = -2(L _R - L _u) ≅ χ ² (14DF)	46,22 ^a	56,77 ^a	57,15 ^a	115,75 ^a
Taille de l'échantillon	8992	7996	8339	7984
Note:				
1. La variable dépendante est l'évaluation par la PCM de l'état de santé de l'enfant.				
2. a, b et c représentent les niveaux de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.				
3. Les coefficients estimés des variables non mises en interaction représentent les pentes pour le groupe CDN, tandis que ceux des variables d'interaction donnent la différence de pente pour le groupe CDN.				
4. Les coefficients en caractères gras indiquent que les effets différentiels des variables correspondantes diffèrent selon qu'il s'agit du groupe combiné d'immigrants ou des sous-groupes d'immigrants.				
5. Le logarithme du rapport de vraisemblance (27DF) vérifie l'hypothèse selon laquelle les coefficients sont conjointement différents de zéro.				
6. L _u représente le logarithme de vraisemblance du modèle non contraint (où l'on suppose que les coefficients de la variable <i>lieu de naissance</i> et des variables d'interaction ont des valeurs non nulles), et L _R représente celui du modèle contraint.				
7. Source : Préparé par l'auteur à partir des données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997).				

Tableau 6.3 Probabilité conditionnelle prévue moyenne de divers états de santé des enfants

Probabilité prévue compte tenu des coefficients du groupe (β_G) et des ressources (X_G)	Valeur estimée	Écart	Erreur-type de l'écart ⁴³	Valeur t
1) $\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_N)$	0,565 0,766 0,895			
2) $\hat{P}(X_I, \hat{\beta}_I)$	0,551 0,756 0,890	(1)-(2) 0,014 0,010 0,005	0,002301 0,001712 0,000923	5,743 ^a 5,636 ^a 5,472 ^a
4) $\hat{P}(X_U, \hat{\beta}_U)$	0,723 0,861 0,935	(1)-(4) -0,159 -0,096 -0,040	0,006391 0,004702 0,002539	-24,831 ^a -20,320 ^a -15,902 ^a
5) $\hat{P}(X_E, \hat{\beta}_E)$	0,569 0,767 0,894	(1)-(5) -0,004 -0,001 0,0008	0,003526 0,002597 0,001395	-1,227 -0,455 0,558
6) $\hat{P}(X_A, \hat{\beta}_A)$	0,527 0,737 0,875	(1)-(6) 0,038 0,029 0,020	0,006509 0,004845 0,002622	5,836 ^a 6,026 ^a 7,603 ^a

Note:

1. $\hat{P}(X_G, \hat{\beta}_G)$ représente la probabilité conditionnelle prévue moyenne compte tenu des ressources des enfants du groupe G et des coefficients du groupe G , où $G = N$ représente le groupe CDN, $G = I$ représente le groupe combiné d'immigrants, $G = U$ représente le groupe d'immigrants américains; $G = E$ représente le groupe d'immigrants européens et $G = A$ représente le groupe d'immigrants asiatiques.
2. La première entrée dans chaque case représente la probabilité d'une *excellente santé*, la deuxième, la probabilité d'une santé *excellente ou très bonne* et la troisième, la probabilité d'une santé *excellente ou très bonne ou bonne*.
3. Les coefficients de régression dans ce tableau sont tirés de ceux au tableau 6.2.
4. a, b et c représentent les niveaux de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.

Source: Estimé par l'auteur à partir des données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997).

43. L'erreur-type (standard error ou S.E) de l'écart entre la probabilité conditionnelle prévue moyenne du groupe CDN et du groupe d'immigrants pour chaque catégorie d'état de santé est calculée au moyen de l'équation :

$$S.E = \sqrt{S^2 (1/n_1 + 1/n_2)} \text{ où } S^2 \text{ est la variance groupée}$$

$S^2 = [(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2] / (n_1 + n_2 - 2)$ où S_1^2 et S_2^2 sont les variances de l'échantillon des probabilités conditionnelles prévues de chaque enfant du groupe CDN et du groupe d'immigrants, respectivement et n_1 et n_2 sont les tailles des échantillons du groupe CDN et du groupe d'immigrants, respectivement.

Tableau 6.4 Probabilité conditionnelle prévue moyenne de divers états de catégories d'état de santé des enfants disposant des mêmes ressources que les enfants du groupe CDN

Probabilité conditionnelle prévue moyenne compte tenu des coefficients des divers groupes	Valeur estimée	Écart	Erreur-type	Valeur t
1) $\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_N)$	0,565 0,766 0,895			
2) $\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_I)$	0,557	(1)-(2)		
	0,760	0,008	0,001152	6,396 ^a
	0,892	0,005 0,003	0,000862 0,000467	6,202 ^a 5,994 ^a
3) $\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_U)$	0,634	(1)-(3)		
	0,803	-0,069	0,002158	-32,068 ^a
	0,904	-0,038 -0,008	0,001631 0,001019	-23,036 ^a -8,3215 ^a
4) $\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_E)$	0,546	(1)-(4)		
	0,750	0,018	0,001456	12,598 ^a
	0,885	0,016 0,010	0,001091 0,000605	14,243 ^a 16,513 ^a
5) $\hat{P}(X_N, \hat{\beta}_A)$	0,552	(1)-(5)		
	0,750	0,013	0,001872	6,595 ^a
	0,880	0,016 0,015	0,00149 0,000941	10,503 ^a 16,474 ^a
Note:				
1. $\hat{P}(X_G, \hat{\beta}_G)$ représente la probabilité conditionnelle prévue moyenne compte tenu des ressources des enfants du groupe G et des coefficients du groupe G , où $G = N$ représente le groupe CDN, $G = I$ représente le groupe combiné d'immigrants, $G = U$ représente le groupe d'immigrants américains, $G = E$ représente le groupe d'immigrants européens et $G = A$ représente le groupe d'immigrants asiatiques.				
2. La première entrée dans chaque case représente la probabilité d'une <i>excellente santé</i> , la deuxième, la probabilité d'une <i>santé excellente ou très bonne</i> et la troisième, la probabilité d'une <i>santé excellente ou très bonne ou bonne</i> .				
3. Les coefficients de régression dans ce tableau sont tirés de ceux au tableau 6.2.				
4. a, b et c représentent les niveaux de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.				
Source : Estimé par l'auteur à partir des données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997).				

Tableau 6.5 Sources de variation de la probabilité conditionnelle prévue de divers états de santé des enfants

Groupe	État de santé	Sources de variation de la probabilité conditionnelle prévue		
		Variation totale	Variation des coefficients de productivité	Variation des ressources
CDN & immigrants	Excellente santé	0,014	0,008	0,006
	Santé excellente et très bonne	0,010	0,005	0,005
	Santé excellente, très bonne et bonne	0,005	0,003	0,002
CDN & Américains	Excellente santé	-0,159	-0,069	-0,09
	Santé excellente et très bonne	-0,096	-0,038	-0,058
	Santé excellente, très bonne et bonne	-0,040	-0,008	-0,032
CDN & Européens	Excellente santé	-0,004	0,018	-0,022
	Santé excellente et très bonne	-0,001	0,016	-0,017
	Santé excellente, très bonne et bonne	0,001	0,010	-0,009
CDN & Asiatiques	Excellente santé	0,038	0,013	0,026
	Santé excellente et très bonne	0,029	0,016	0,013
	Santé excellente, très bonne et bonne	0,020	0,015	0,004

Source: Préparé par l'auteur à partir des données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997).

Tableau 6.6 Estimations logit ordonnées des résultats en matière de santé des enfants : modèle de déplacement comprenant le nombre d'années écoulées depuis l'immigration

Variables	Coefficients (erreur-type) des échantillons regroupés			
	CDN & tous les immigrants	CDN & Américains	CDN & Européens	CDN & Asiatiques ^d
Coordonnée à l'origine 3	-0,6682(0,1467) ^a	-0,9125(0,1952) ^a	-0,4996(0,1759) ^a	-0,7826(0,1818) ^a
Coordonnée à l'origine 2	0,2753(0,1467) ^b	0,0594(0,1951)	0,4493(0,1759) ^a	0,1789(0,1817)
Coordonnée à l'origine 1	1,2443(0,1486) ^a	0,9744(0,1966) ^a	1,4175(0,1778) ^a	1,1264(0,1834) ^a
Lieu de naissance (= 1 si les parents sont nés à l'étranger, = 0 autrement)	-0,2287(0,0650)	0,5462(0,2274) ^a	-0,2377(0,101) ^b	-0,549(0,1546) ^c
Nombre d'années écoulées depuis l'immigration	0,00772(0,00248) ^a	0,0078(0,1441)	0,00514(0,0034) ^c	0,0106(0,0082) ^c
Enfant canadien de naissance (= 1 si l'enfant est né au Canada, = 0 autrement)	0,1004(0,0699)	-0,00014(0,0089)	-0,1769(0,1114)	0,1709(0,1184)
Âge de l'enfant	0,00773(0,0045) ^c	0,00540(0,00497)	0,00123(0,0049)	0,0033(0,005)
Sexe (= 1 si l'enfant est un garçon, = 0 si l'enfant est une fille)	0,0131(0,0243)	-0,00077(0,0259)	0,00168(0,0253)	0,0025(0,0257)
Revenu équivalent (\$)	8,398E-6 ^a (9,469E-7)	8,849E-6 ^a (1,045E-6)	0,000011 ^a (1,03E-6)	7,384E-6 ^a (9,993E-7)
Maison (= 1 si un membre de la famille est propriétaire de la maison, = 0 autrement)	0,00713(0,0337)	0,0819(0,0367) ^b	0,0933(0,0354) ^a	0,0588(0,0366) ^c
Parent seul (= 1 si l'enfant vit avec un parent seul, = 0 autrement)	-0,0891(0,0355) ^b	-0,00079(0,0376)	0,0157(0,037)	-0,0267(0,0375)
Âge de la mère (en années) au moment de la naissance de l'enfant	-0,00617(0,0025) ^a	-0,00354(0,0027)	-0,0069(0,00262) ^a	-0,0047(0,0027) ^c
Nombre d'années de scolarité de la PCM	0,0499(0,00661) ^a	0,0566(0,00746) ^a	0,052(0,00719) ^a	0,0497(0,0073) ^a
Nombre d'heures de travail par semaine de la PCM	-0,0018(0,0007) ^a	-0,00056(0,0008)	-0,0012(0,0008)	0,00009(0,0008)
Mauvaise santé de la PCM (= 1 si l'état de santé de la PCM est mauvais ou passable, = 0 autrement)	-0,3740(0,0476) ^a	-0,4288(0,0518) ^a	-0,4265(0,0511) ^a	-0,4317(0,0518) ^a
Déplacements résidentiels (nombre de déplacements)	-0,0335(0,00626) ^a	-0,0277(0,00651)	-0,0234(0,00644) ^a	-0,0345(0,0065) ^a
Région rurale (= 1 si l'enfant vit dans une région rurale, = 0 autrement)	-0,0646(0,0373) ^c	-0,0558(0,0363)	-0,0411(0,0367)	-0,0568(0,0368)
Taux de chômage (1996)	0,0221(0,00572) ^a	0,0236(0,00562) ^a	0,0212(0,0057) ^a	0,0209(0,0057) ^a
Justesse du modèle : -2LOGL (coordonnée à l'origine et covariables)	18245,934	15958,884	16735,408	16208,92

Tableau 6.6 - (suite et fin)

Variables	Coefficients (erreur-type) des échantillons regroupés			
	CDN & tous les immigrants	CDN & Américains	CDN & Européens	CDN & Asiatiques ^d
Variable à tester, soit le logarithme du rapport de vraisemblance (15DF) pour l'hypothèse selon laquelle toutes les pentes sont conjointement différentes de zéro	514,9179 ^a	531,9446 ^a	518,8431 ^a	480,7508 ^a
Taille de l'échantillon	8 925	7 985	8 298	7981
<p>Note:</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. La variable dépendante est l'évaluation par la PCM de l'état de santé de l'enfant. 2. a, b et c représentent les niveaux de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement. 3. La variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration est également positive (0,0141) et significative au niveau de 1 % pour le groupe des autres immigrants. <p>Source: Préparé par l'auteur à partir des données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997).</p>				

Tableau 6.7 Estimations logit ordonnées des résultats en matière de santé des enfants : modèle à interactions comportant le nombre d'années écoulées depuis l'immigration

Variables	Coefficients (erreur-type)				
	Tous les immigrants	Américains	Européens	Asiatiques	Tous les immigrants (le groupe américain est le groupe témoin)
Coordonnée à l'origine 3	-0,2664 (0,4008)	-3,562 ^a (1,5081)	1,2602 ^c (0,7121)	0,3308 (1,4799)	1,0285 (0,5554)
Coordonnée à l'origine 2	0,6010 (0,4012)	-2,694 ^c (1,4973)	2,0505 ^a (0,7149)	1,1673 ^b (1,4820)	1,9140 (0,5567)
Coordonnée à l'origine 1	1,8119 ^a (0,4101)		3,7031 ^a (0,7520)	2,8963 (1,5132)	3,1481 (0,5647)
Européen (= 1, si la famille fait partie du groupe d'immigrants européens, = 0 autrement)					-0,8137 (0,3614)
Asiatique (= 1, si la famille fait partie du groupe d'immigrants asiatiques, = 0 autrement)					-1,2863 ^a (0,4002)
Autre (= 1, si la famille fait partie d'un autre groupe d'immigrants, = 0 autrement)					-1,0945 ^a (1,0344)
Nombre d'années écoulées depuis l'immigration au Canada	0,00779 ^b (0,0038)	-0,0109 (0,0161)	0,00900 ^c (0,0057)	0,0322 ^c (0,0209)	-0,00277 (0,0132)
Nombre d'années écoulées depuis l'immigration*Européen					0,00456 (0,0139)
Nombre d'années écoulées depuis l'immigration*Asiatique					0,0179 (0,0177)
Nombre d'années écoulées depuis l'immigration*Autre					0,0225 (0,0146)
Enfant canadien de naissance (= 1 si l'enfant est né au Canada, = 0 autrement)	0,1594 (0,1138)	-0,0274 (0,7873)	-0,4985 (0,2516)	-0,216 (0,3957)	0,0808 (0,1193)
Âge de l'enfant	0,0204 (0,0138)	0,1367 ^b (0,0619)	-0,0458 ^a (0,0233)	0,000715 (0,0462)	0,0201 (0,0142)
Sexe (= 1 si l'enfant est un garçon, = 0 si l'enfant est une fille)	0,0506 (0,0698)	0,0674 (0,2776)	0,0201 (0,1124)	0,1605 (0,2131)	0,0561 (0,0708)
Revenu équivalent (\$)	7,932E-6 ^a (2,431E-6)	9,362E-7 (9,847E-6)	0,000022 ^a (4,3E-6)	-3,83E-6 (6,162E-6)	8,865E-6 (2,512E-6)
Maison (= 1 si un membre de la famille est propriétaire de la maison, = 0 autrement)	-0,1972 ^b (0,0916)	-0,3300 (0,4633)	0,1452 (0,1472)	-1,0061 ^b (0,3747)	-0,2129 (0,0925)
Parent seul (= 1 si l'enfant vit avec un parent seul, = 0 autrement)	-0,3773 ^a (0,1093)	1,2139 ^c (0,6936)	0,1801 (0,2133)	-0,4505 (0,4031)	-0,3697 (0,1100)
Âge de la mère (en années) au moment de la naissance de l'enfant	-0,0146 ^b (0,00675)	0,0387 (0,0282)	-0,0263 ^b (0,0112)	-0,00408 (0,0253)	-0,0152 (0,00685)
Nombre d'années de scolarité de la PCM	0,0313 ^b (0,0166)	0,2027 ^b (0,0944)	0,0168 (0,029)	0,0157 (0,0496)	0,0193 (0,0169)

Tableau 6.7 – (suite et fin)

Variables	Coefficients (erreur-type)				
	Tous les immigrants	Américains	Européens	Asiatiques	Tous les immigrants (le groupe américain est le groupe témoin)
Nombre d'heures de travail par semaine de la PCM	-0,00739 ^a (0,00202)	-0,00638 (0,00754)	-0,0068 (0,0035)	-0,00502 (0,00571)	-0,00722 (0,00206)
Mauvaise santé de la PCM (= 1 si l'état de santé de la PCM est mauvais ou passable, = 0 autrement)	-0,2044 ^c (0,1310)	-0,5614 (0,8151)	-0,4846 ^a 90,2748)	-0,1896 (0,5763)	-0,2252 (0,1335)
Déplacements résidentiels (nombre de déplacements)	-0,0480 ^b (0,0201)	-0,0934 (0,0651)	0,0382 (0,035)	-0,1756 ^a (0,0695)	-0,0544 (0,0204)
Région rurale (= 1 si l'enfant vit dans une région rurale, = 0 autrement)	-0,1076 (0,1886)	-0,5302 (0,4097)	0,0548 (0,2548)	0,9453 (1,4066)	-0,2122 (0,1917)
Taux de chômage provincial (1996)	0,0233 (0,0272)	0,0136 (0,1043)	-0,0562 (0,0454)	0,0516 (0,1024)	0,00775 (0,0279)
Justesse du modèle : -2LOGL (coordonnée à l'origine et covariables)	2265,158	145,764	874,867	271,042	2229,839
Variable à tester, soit le logarithme du rapport de vraisemblance (15DF) pour l'hypothèse selon laquelle toutes les pentes sont conjointement différentes de zéro	79,1867 ^a (14DF)	34,7156 ^a (14DF)	55,8300 ^a (14DF)	23,2489 ^b (14DF)	114,51 ^a (20DF)
Taille de l'échantillon	1 071	131	444	127	1 71
Note:					
1. La variable dépendante est l'évaluation par la PCM de l'état de santé de l'enfant.					
2. a, b et c représentent les niveaux de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.					
3. La variable de nombre d'années écoulées depuis l'immigration est également positive (0,0141) et significative au niveau de 1 % pour le groupe des autres immigrants.					
Source: Préparé par l'auteur à partir des données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997).					

Annexe 1 – Revenu et inégalité

Tableau A1 Le PNB et l'inégalité des revenus

Pays	Revenu		Inégalité			
	PNB (\$US)	Année	Part en pourcentage du revenu du ménage			Année
			Quintile inférieur de 20 %	Quintile supérieur de 20 %	Ratio du quintile supérieur et du quintile inférieur	
Canada	9 590	1978	3,8	42,0	11,053	1977
États-Unis	9 976	1978	4,6	50,3	10,93	1978
Canada	10 130	1980	5,3	40	7,55	1981
Pays asiatiques						
Bangladesh	130	1980	9,3	39,0	4,19	1981-1982
Arabie saoudite	2 150	1980	6,9	40,0	5,8	1980-1981
Singapour	4 430	1980	5,1	48,9	9,59	1982-1983
Hong Kong	4240	1980	5,4	47,0	8,7	1980
Inde	240	1980	8,1	41,4	5,11	1983
Sri Lanka	230	1980	5,8	34,7	5,98	1980-1981
Indonésie	430	1980	6,6	49,4	7,49	1976
Corée	1 130	1979	5,7	45,3	7,95	1976
Japon	9 890	1980	8,7	37,5	4,31	1976
Chine	290	1980	5,8	50,4	8,69	
Canada	6 930	1970-1975	5,0	41,0	8,2	1969
Pays d'Europe						
Allemagne	2 550	1970-1975	6,5	46,2	7,11	1973
R.-U.	3 780	1970-1975	6,3	38,8	6,16	1973
France	5 950	1970-1975	4,3	46,9	10,91	1970
Turquie	900	1970-1975	3,4	56,5	16,62	1973
Pays-Bas	5 750	1970-1975	6,5	42,9	6,6	1967
Norvège	4 660	1973	6,3	37,3	5,92	1970
Suède	5 910	1973	6,6	37,0	5,61	1972
Irlande	2 150	1973	7,0	39,4	5,63	1973

Note: ^a représente le calcul de l'auteur.
Source: Rapport sur le développement dans le monde, divers numéros, Banque mondiale, Oxford University Press; Atlas de la Banque mondiale : population, produit par tête et taux de croissance, divers numéros.

Annexe 2 – Statistiques descriptives

Tableau A2.1 Ressources moyennes des divers groupes faisant partie de l'échantillon

Ressources moyennes	Valeurs moyennes				
	Groupe CDN	Groupe combiné d'immigrants	Groupe d'immigrants américains	Groupe d'immigrants européens	Groupe d'immigrants asiatiques
Âge de l'enfant	8,44 (0,03)	8,61 (0,08)	8,89 (0,20)	8,66 (0,12)	8,50 (,23)
Sexe (= 1 si l'enfant est un garçon, = 0 si l'enfant est une fille)	0,51(0,005)	0,52 (0,01)	0,52 (0,04)	0,44 (0,02)	0,56 (0,04)
Revenu équivalent (\$)	2 6011 (178,06)	2 7678 ^b (603,8)	27313 ^a (1567,9)	32548 ^a (113,2)	2 6257 (1543,7)
Maison (= 1 si un membre de la famille est propriétaire de la maison, = 0 autrement)	0,77(0,004)	0,74(,013) ^c	0,85 ^a (0,03)	0,80 ^c (0,02)	0,87 ^a (0,03)
Parent seul (= 1 si l'enfant vit avec un parent seul, = 0 autrement)	0,19(0,004)	0,14(0,01) ^c	0,08 ^a (0,02)	0,12 ^a (0,02)	0,14 ^c (0,03)
Âge de la PCM	37,20(0,06)	39,60(0,18) ^a	39,67 ^a (0,50)	39,56 ^a (0,25)	40,10 ^a (0,48)
Âge de la mère (en années) au moment de la naissance de l'enfant	27,3(0,05)	29,34(0,15) ^a	29,60 (0,52) ^a	28,89 (0,27)	30,19 ^a (0,43)
Nombre d'années de scolarité de la PCM	12,54 (0,02)	13,08 (0,06) ^a	14,04(0,17) ^a	13,03 ^a (0,11)	13,20 ^a (0,23)
Nombre d'heures de travail par semaine de la PCM	20,01 (0,17)	20,04(0,48)	19,24(1,56)	20,08(0,83)	22,39 (1,74) ^a
Heures de travail hebdomadaires ethniques de la PCM	19,92(0,02)	20,82(0,13)	19,17 (0,09)	21,50 (0,20)	22,90 ^a (0,73)
Mauvaise santé de la PCM (= 1 si l'état de santé de la PCM est mauvais ou passable, = 0 autrement)	0,06(0,002)	0,07(0,007)	0,03 ^a (0,01)	0,05 (0,01)	0,04 ^a (0,02)
Déplacements résidentiels (nombre de déplacements)	1,78(0,03)	1,66(0,05)	1,91 ^a (0,20)	1,76 (0,10)	1,76 (0,17)
Région rurale (= 1 si l'enfant vit dans une région rurale, = 0 autrement)	0,16(0,004)	0,04 (0,005) ^a	0,10(0,02) ^a	0,05(0,01) ^a	0,01 (0,01) ^a
Taux de chômage provincial (1996)	9,82(0,02)	9,0(0,04) ^a	9,36 ^b (0,14)	9,19 ^a (0,07)	8,47 ^a (0,10)
Nombre d'années écoulées depuis l'immigration des parents	NA	21,68(0,31)	20,33 (0,70)	26,93 (0,49)	17,03 (0,65)
Enfant canadien de naissance (%)	99	86	96	89	80
Note:					
1. NA indique sans objet.					
2. a, b et c indiquent des valeurs qui diffèrent de façon significative de la valeur moyenne du groupe CDN aux niveaux de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.					
Source: Préparé par l'auteur à partir des données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997).					

Tableau A2.2 Comparaison des résultats en matière de santé moyens des enfants des familles CDN et des familles immigrantes faisant partie de l'échantillon.

État de santé de l'enfant selon le PCM	Groupe CDN	Groupe combiné d'immigrants	Groupe d'immigrants américains	Groupe d'immigrants européens	Groupe d'immigrants asiatiques
Excellence santé (= 1 si l'enfant est en excellente santé, = 0 autrement)	0,60 (0,006)	0,58(0,015)	0,80^a <i>(0,032)</i>	0,62 (0,022)	0,47^a <i>(0,045)</i>
Très bonne santé (= 1 si l'enfant est en très bonne santé, = 0 autrement)	0,28 (0,005)	0,27 (0,014)	0,12^a (0,03)	0,21^a (0,02)	0,29 (0,04)
Bonne santé (= 1 si l'enfant est en bonne santé, = 0 autrement)	0,10 (0,003)	0,14 ^a (0,01)	0,06 ^a (0,02)	0,16 ^a (0,02)	0,23 ^a (0,4)
Santé passable ou mauvaise (= 1 si l'enfant est en santé passable ou mauvaise, = 0 autrement)	0,02 (0,002)	0,02 (0,004)	0,02 (0,01)	0,01^a (0,003)	<i>0,01</i> <i>(0,04)</i>
Probabilités cumulatives					
Santé excellente ou très bonne (= 1 si l'enfant est en excellente ou en très bonne santé, = 0 autrement)	0,88 (0,0037)	0,85 ^a (0,011)	<i>0,92^b</i> <i>(0,022)</i>	0,83 ^a (0,02)	0,76 ^a (0,038)
Santé excellente ou très bonne ou bonne (= 1 si l'enfant est en excellente, très bonne ou bonne santé, = 0 autrement)	0,98 (0,0016)	0,981 (0,0042)	0,98 (0,01)	0,99^b (0,004)	0,99^c (0,007)
Note:					
1. a, b et c indiquent une des valeurs qui diffèrent de façon significative de la valeur moyenne du groupe CDN aux niveaux de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.					
2. La statistique t en caractères gras indique que les conclusions sont différentes dans le cas du groupe combiné d'immigrants et de celui des sous-groupes.					
3. Les valeurs en italiques indiquent les meilleurs résultats des trois sous-groupes.					
Source : Préparé par l'auteur à partir des données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997).					

Annexe 3 – État de santé des enfants dans certains pays d'origine

Tableau A3 Taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans et taux de mortalité infantile en 1996

Pays	Taux de mortalité chez les enfants de moins de 5 ans	Taux de mortalité infantile (moins d'un an)	Espérance de vie à la naissance (en années)
Canada	7	6	79
États-Unis	8	8	76
Pays asiatiques			
Bangladesh	112	83	57
Arabie saoudite	30	25	71
Singapour	4	4	77
Inde	111	73	62
Sri Lanka	19	17	73
Pakistan	136	95	63
Indonésie	71	47	64
République démocratique populaire de Corée	30	23	72
République de Corée	7	6	72
Japon	6	4	80
Chine	47	38	69
Pays d'Europe			
Allemagne	6	5	76
R.-U.	7	6	77
France	6	5	79
Turquie	47	41	68
Pays-Bas	6	5	78
Norvège	6	5	77
Suède	4	4	78
Irlande	7	6	76
Source: La situation des enfants dans le monde, 1998, publié pour UNICEF, Oxford University Press.			

Annexe 4 – Estimations logit ordonnées des résultats en matière de santé

Tableau A4 Estimations logit ordonnées des résultats en matière de santé des enfants sans tenir compte du taux de chômage (la variable dépendante est l'évaluation par le PCM de l'état de santé de l'enfant)

Variable	Coefficients (erreur-type) de l'échantillon regroupé			
	Canadiens de naissance & tous les immigrants	Canadiens de naissance & Américains	Canadiens de naissance & Européens	Canadiens de naissance & Asiatiques
Coordonnée à l'origine 3	-0,5635 ^a (0,1259)	-0,6835 ^a (0,1819)	-0,3339 ^b (0,1564)	-0,5303 ^a (0,1624)
Coordonnée à l'origine 2	0,3739 ^a (0,1259)	0,2861 (0,1818)	0,6113 ^a (0,1565)	0,4280 ^a (0,1625)
Coordonnée à l'origine 1	1,3367 ^a (0,1281)	1,1993 ^a (0,1835)	1,5741 ^a (0,1587)	1,3727 ^a (0,1644)
Enfant canadien de naissance (= 1 si l'enfant est né au Canada, = 0 autrement)	0,1827 ^a (0,0607)	0,1088 (0,1418)	-0,1109 (0,1013)	0,1093 (0,1089)
Âge de l'enfant	0,0109 ^b (0,0046)	0,00625 (0,00496)	0,00268 (0,00484)	0,00512 (0,0049)
Sexe (= 1 si l'enfant est un garçon, = 0 si l'enfant est une fille)	0,0144 (0,0241)	0,000511 (0,0258)	0,00525 (0,0252)	0,00402 (0,0257)
Revenu équivalent (\$)	8,404E-6 ^a (9,369E-7)	8,521E-6 ^a (1,037E-6)	0,000010 ^a (1,02E-6)	7,04E-6 ^a (9,929E-7)
Maison (= 1 si un membre de la famille est propriétaire de la maison, = 0 autrement)	0,0142 (0,0334)	0,0865 ^a (0,0367)	0,0974 (0,0352)	0,0551 ^a (0,0365)
Parent seul (= 1 si l'enfant vit avec un parent seul, = 0 autrement)	-0,0631 ^c (0,0352)	-0,00277 (0,0375)	0,0313 ^a (0,0368)	-0,0194 (0,0374)
Âge de la mère (en années) au moment de la naissance de l'enfant	-0,00549 ^b (0,00247)	-0,00360 (0,00270)	-0,00673 ^a (0,00261)	-0,00418 (0,00269)
Nombre d'années de scolarité de la PCM	0,0479 ^a (0,00654)	0,0545 ^a (0,00742)	0,0484 ^a (0,00713)	0,0495 ^a (0,00725)
Nombre d'heures de travail par semaine de la PCM	-0,00169 ^b (0,000717)	-0,00047 (0,00078)	-0,00090 (0,00076)	0,000016 (0,00077)
Mauvaise santé de la PCM (= 1 si l'état de santé de la PCM est mauvais ou passable, = 0 autrement)	-0,4033 ^a (0,0471)	-0,4470 ^a (0,0516)	-0,4504 (0,0506)	-0,4418 ^a (0,0518)
Déplacements résidentiels (nombre de déplacements)	-0,0357 ^a (0,00622)	-0,0296 ^a (0,00648)	-0,0256 (0,0064)	-0,0367 (0,00647)
Région rurale (= 1 si l'enfant vit dans une région rurale, = 0 autrement)	-0,0510 (0,0372)	-0,0449 (0,0362)	-0,0305 (0,0366)	-0,0455 ^a (0,0367)
Lieu de naissance (= 1 si les parents sont nés à l'étranger, = 0 autrement)	-0,0597 ^b (0,0307)	0,4621 ^a (0,1026)	-0,1055 ^b (0,0411)	-0,3610 ^a (0,0643)
-2LOGL (coordonnée à l'origine et covariables)	18440,276	16000,393	16866,376	16251,197
Variable à tester, soit le logarithme du rapport de vraisemblance (13DF) pour l'hypothèse selon laquelle tous les coefficients de pente sont conjointement différents de zéro	496,241 ^a	515,4569 ^a	508,7529 ^a	452,5533 ^a
Taille de l'échantillon	8 992	7 996	8339	7 984
Note:				
1. a, b et c représentent les niveaux de signification de 1 %, 5 % et 10 %, respectivement.				
Source: Préparé par l'auteur à partir des données du cycle 2 de l'ELNEJ (1996-1997).				

Bibliographie

- Agresti, A. (1996). *An Introduction to Categorical Data Analysis*. John Wiley and Sons. New York.
- Ahmed, N. (2002). Fitting In: Human Capital Assimilation of Children of Immigrant Families in Canada. Unpublished thesis. Dalhousie University, Halifax, NS, Canada.
- Albrecht, G. L. (1994). Subjective Health Assessment. In *Measuring Health and Medical Outcomes*. C. Jenkinson (ed.). University of Oxford.
- Baker, M. et D. Benjamin (1994). "The performance of Immigrants in the Canadian Labour Market." *Journal of Labor Economics*. Vol. 12, 369-405.
- Beaujot, R., K. G. Basavarajappa, et R. B. P. Verma (1988). Le revenu des immigrants au Canada : une analyse des données de recensement. Catalogue no. 91-527-XPE, Ottawa: Statistique Canada.
- Becker G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge, Mass: Harvard University Press. (Enlarged ed., 1991).
- Beiser, M., F. Hou, I. Hyman, et M. Tousignant (1998). *Études des nouveaux enfants immigrants qui grandissent en tant que Canadiens*. Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines Canada, W-98-24F.
- Birren, J. E. (1993). Measuring Quality of Life in Old Age. Document présenté au XV International Congress of Gerontology, Budapest, Hungary.
- Blau, F. (1980). Immigration and Labour Earnings in Early Twentieth Century America. *Research in Population Economics*. Vol. 2, 21-41.
- Bloom, D. E., G. Grenier, et M. Gunderson (1995). "Les changements dans le marché travail du travail des immigrants au Canada." *Revue Canadienne d'économie*. Vol. 28 No. 4, 987-1005.
- Borjas G. J. et Tienda, M. Eds. (1985). *Hispanics in the U.S. Economy*. New York: Academic Press.
- Borjas, G. J. (1985). "Assimilation, Changes in Cohort Quality, and the Earnings of Immigrants." *Journal of Labor Economics*. Vol. 4, 463-489.
- Borjas, G. J. (1987). Self-selection and the earnings of immigrants. *American Economic Review*. Vol. 77, 531-53.
- Borjas, G. J. (1991). Immigration and Self Selection, In J. Abowd and R. Freeman, eds. *Immigration, Trade and the Labour Market*. Chicago: University Press for the National Bureau of Economic Research.

Borjas, G. J. (1992). "Ethnic Capital and Intergenerational Mobility." *Quarterly Journal of Economic*. Vol. 107 No. 1, 123-150.

Borjas, G. J. (1993). Immigration Policy, National Origin and Immigration 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*. D. Card and R. Freeman (eds.), Chicago: University of Chicago Press.

Borjas, G. J. (1994). Long-Run Convergence of Ethnic Skill Differentials: The Children and Grandchildren of the Great Migration. *Industrial and Labor Relations Review*. Vol. 47 No. 4, 553-73.

Borjas, G. J. (1995). "Assimilation and Changes in Cohort Quality Revisited: What Happened to Immigrant Earnings in the 1980s?" *Journal of Labor Economics*. Vol. 13, 201-45.

Card, D., J. DiNardo, et E. Estes (1998). *The More Things Change: Immigrants and the Children of Immigrants in the 1940s, the 1970s, and 1990s*. NBER Working Paper, 6519, 1050 Massachusetts Avenue, Cambridge MA02138.

Carliner, G. (1980). Wages Earnings, and Hours of First, Second and Third Generation American Males. *Economic Inquiry*. Vol. 18, 87-102.

Chiswick, B. R. (1986). "Is the New Immigration Less Skilled Than the Old?" *Journal of Labour Economics*. Vol. 4 No. 2, 169-92.

Chiswick, B. R. (1978). "The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign born Men." *Journal of Political Economy*, Vol. 86, 897-921.

Chiswick, B. R. et P. W. Miller (2000). Immigrant Earnings: Language Skills, Linguistic Concentrations and Business Cycle. Document présenté au AEA Annual Meeting, Boston, Janvier.

Citoyenneté et Immigration Canada (1996). Les profile : *recherches en immigration*. Publications du gouvernement du Canada, Cat No. Ci62-2/14-1996.

Curtis, L J., M. D. Dooley, E.L. Lipman et D. H. Feeny (2001). The Role of Permanent Income and Family Structure in the Determination of Child Health in Canada. *Health Economics*. Vol. 10 No. 4, 287-302.

Dean, K. J. (1993). Self-care and Health Promotion. Document présenté au XV International Congress of Gerontology, Budapest, Hungary.

Defreitas, G. (1980). The Earnings of Immigrants in the American Labour Market Ph.D. dissertation, Columbia University.

De Silva, A. (1997). Earnings of Immigrant Classes in the Early 1980s in Canada: A Reexamination. *Canadian Public Policy- Analyse de Politiques*, Vol. 23 No. 2, 179-202.

Doll, H. A., N. A. Black, A.B. Flood, et K. McPherson (1993). Criterion Validation of the Nottingham Health Profile; Patient Views of Surgery for Benign Prostatic Hypertrophy. *Social Science and Medicine*. Vol. 37, 115-22.

Dudley, L et Jr. Poston (1994). Patterns of economic attainment of foreign born male workers in the United States. *International Migration Review*. Vol. 28 No. 3, 478-500.

Duleep, H. O. et M. C. Regets (1992). Some Evidence of the Effects of Admissions Criteria on Immigrant Assimilation. Dans *Immigration, Language and Ethnicity*, eds. B. R. Chiswick. Canada et les États-Unis, Washington, D.C.:AEI Press; distributed by University Press of America, Lanham Md. 410-39.

Duleep, H.O. et M. C. Regets (1996). "Earning Convergence: Does it Matter Where Immigrants Come From or Why?" *Canadian Journal of Economics*. Vol. 29, Special Issue, Part 1, April: S130-34.

Duleep, H.O. et M.C. Regets (1997). "The Decline in Immigrant Entry Earnings: Less Transferable Skills or Lower Ability?" *Quarterly Review of Economics and Finance*. Vol. 37, Special Issue, 189-208.

Dunn, J. R. et I. Dyck (2000). Social Determinants of Health in Canada's Immigrant Population: Results from the National Population Health Survey. *Social Science & Medicines*. Vol. 51, 1573-1593.

Even, W. E. et D. A. Macpherson (1993). "The Decline of Private-Sector Unionism and the Gender Wage Gap." *The Journal of Human Resources*. Vol. 28 No. 2, 279-96.

Green, D. A. (1999). "Immigrant Occupational Attainment: Assimilation and Mobility over Time." *Journal of Labor Economics*. Vol. 17 No. 1, 49-79.

Greene, W. H. (1993). *Econometric Analysis*. Second Edition, Macmillan Publishing Company, New York.

Gujarati, D. N. (1988). *Basic Econometrics*. Second Edition, McGraw-Hill Publishing Company, New York.

Jasso, G. et M. R. Rosenzweig (1985). How Well do U.S. Immigrants Do? Vintage Effects, Emigration Selectivity, and the Occupational Mobility of Immigrants. University of Minnesota. Mimeo.

Jasso, G. et M. R. Rosenzweig (1990). *The New Chosen People: Immigrants to the United States*. New York: Russell Sage Foundation.

Jasso, G. et M. R. Rosenzweig (1995). Do Immigrants Screened for Skills Do Better than Family Reunification Immigrants? *International Migration Review*. Vol. 29 No. 1, 85-111.

Jasso, G. et M. R. Rosenzweig (1998). *The Changing Skill of New Immigrants to the United States: Recent Trends and Their Determinants*. National Bureau of Economic Research Working Paper: 6764, October.

Jensen, L. (1988). Poverty and Immigration in the United States: 1960-1980. Dans *Divided Opportunities: Minorities, Poverty and Social Policy*. (eds.) G. D. Sandefur et M. Tienda. New York: Plenum Press (Chapter 5).

Kobayashi, A. E. Moore, et M. Rosenberg (1998). *Des enfants immigrants en santé: une analyse démographique et géographique*. Direction générale de la recherche appliquée, Politique stratégique, Développement des ressources humaines Canada, W98-20F.

Lalonde, R. J. et R. H. Topel (1991). Immigrants in the American Labour Market: Quality, Assimilation, and Distributional Effects. *American Economic Review*. Vol. 81 No. 2, 297-302.

Lin, Z. (1997). Canadien nés à l'étranger et Canadiens de naissance : une comparaison de la mobilité interprovinciale de leur main-d'oeuvre. Document présenté au Canadian Employment Research Forum (CERF), Vancouver, Octobre 17-18.

Long, J. E. (1980). "The Effect of Americanisation of Earnings: Some Evidence for Women." *Journal of Political Economy*. Vol. 88, 620-629.

Marshall, V. W. (1993). Social Models of Aging. Document présenté au XVth International Congress of Gerontology, Budapest, Hungary.

McDonald, J. T. et C. Worswick (1997). Unemployment Incidence of Immigrant Men in Canada *Canadian Public Policy-Analyse de Politiques*. Vol. 23 No. 4, 353-73.

McDonald, J. T. et C. Worswick (1999). The Earnings of Immigrant Men in Australia: Assimilation, Cohort Effects, and Macroeconomic Conditions. *The Economic Record*. Vol. 75 No. 228 (March), 49-62.

Munroe-Blum, H., M. H. Boyle, D. R. Offord, et N. Kates (1989). "Immigrant Children: Psychiatric Disorder, School Performance, and Service Utilization." *American Journal of Orthopsychiatry*. Vol. 59 No. 4, 510-519.

Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labour Markets. *International Economic Review*. Vol. 14, 693-709.

Poston, D. L., Jr. (1988). "The Socio Economic Attainment Patterns of Asian Americans." *Journal of Sociology*. Vol. 19, 213-234.

Portes, A. (1996). Immigration and its Aftermath in *the New Second Generation*. (eds.) A. Portes, New York: Russell Sage Foundation, pp.1-7.

Rappak, P. et D. Thomas (1997). *Employment Stability and the Adjustment of Immigrants: An Examination of Data from the Survey of Labour and Income Dynamics*. Document présenté au Canadian Employment Research Forum (CERF), Vancouver, Octobre 17-18.

Rowan, K. (1992). *Outcome Comparison of Intensive Care Units in Great Britain and Ireland Using the APACHE II method*. Dphil thesis, University of Oxford.

Statistiques Canada (1998). *Enquête longitudinale nationale sur les enfants : matériel d'enquête, 1996-97. Cycle 2, Release 3*, Ottawa: Statistique Canada.

Simon, J. L. et R. J. Sullivan (1988). More on Immigrants' Earnings over Time. *Genus*. Vol. 44, 157-175.

Tienda, M. (1983). Nationality and Income Attainment among Native and Immigrant Hispanic Men in the United States. *Sociological Quarterly*. Vol. 24, 253-272.

UNDP (1999). *Human Development Report*. Oxford University Press.

World Health Organization (1947). *The Constitution of the World Health Organization WHO Chronicle*. Vol. 1, 13.

Worswick, C. (2001). "Le rendement scolaire des enfants d'immigrants au Canada 1994/98." Statistiques Canada, Études analytiques – Document de recherche. No. 178. (11F0019MIF2001178).

Yuengert, A. (1994). "Immigrant Earnings, Relative to What? The Importance of Earnings Function Specification and Comparison Points." *Journal of Applied Econometrics*. Vol. 9, 71-90.