



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 244

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-79380-3

Document de recherche

Direction des études analytiques
documents de recherche

L'accès aux études postsecondaires Canada ou aux États-Unis? est-il plus équitable au

par Marc Frenette

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, immeuble R.- H.- Coats, Ottawa (Ontario) K1A 0T6

Téléphone: 1 800 263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

L'accès aux études postsecondaires est-il plus équitable au Canada ou aux États-Unis?

par

Marc Frenette

**11F0019MIF N° 244
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-79380-3**

Analyse des entreprises et du marché du travail
24 -F, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa, ON K1A 0T6
Statistique Canada

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

Mars 2005

Ce 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. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, sous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation écrite préalable des Services de concession des droits de licence, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada, K1A 0T6.

Also available in English

Table des matières

1. Introduction.....	5
2. Revue de la littérature	7
3. Méthodes.....	11
4. Données.....	14
5. Résultats	18
6. Discussion des résultats	24
7. Conclusion.....	30
Bibliographie.....	35

Résumé

La présente étude comparative porte sur le rôle que jouent les antécédents familiaux dans l'accès aux études postsecondaires au Canada et aux États-Unis. Étant donné que les études postsecondaires sont financées d'une façon très différente dans l'un et l'autre pays, les antécédents familiaux peuvent jouer des rôles foncièrement différents. Les résultats donnent à penser que la poursuite d'études universitaires est moins courante chez les étudiants à faible revenu et les membres de minorités visibles aux États-Unis que chez leurs homologues au Canada. Plusieurs raisons possibles sont examinées.

Mots clés : Accès aux études postsecondaires, mobilité sociale, mobilité intergénérationnelle du revenu

1. Introduction

Deux tendances intéressantes se dégagent dans de nombreux pays développés en ce qui concerne les études universitaires. En premier lieu, le rendement économique du diplôme universitaire semble être à la hausse. En deuxième lieu, des pays tels que le Canada, les États-Unis, le Royaume-Uni et l'Australie, entre autres, ont adopté un système qui charge les étudiants de plus lourdes responsabilités financières. Par conséquent, il se peut que les étudiants provenant de milieux défavorisés aient un plus faible accès à un investissement dont le taux de rendement augmente.

Il n'est pas étonnant que la question de l'accès à l'université soit à l'avant-plan des débats des intervenants dans les systèmes universitaires des pays développés. À mesure qu'une part croissante du fardeau que représente le financement d'études universitaires est transférée aux étudiants, il devient de plus en plus important d'en comprendre l'effet sur les étudiants provenant de milieux socioéconomiques moins favorisés. Des renseignements détaillés sur les caractéristiques des étudiants qui s'inscrivent à l'université (et de ceux qui ne s'inscrivent pas) fournissent un cadre qui permet d'évaluer le niveau de mobilité sociale dans une économie, élément d'importance capitale dans les discussions portant sur les mesures propres à réduire la pauvreté et à favoriser l'autosuffisance chez les membres les plus vulnérables de la société. Il importe de comprendre les facteurs qui sous-tendent l'accès aux études postsecondaires du point de vue de l'acquisition de compétences, particulièrement étant donné la population vieillissante de nombreux pays industrialisés et la concurrence globale accrue.

Selon les recherches canadiennes sur l'accès à l'université, le niveau d'études des parents est peut-être le plus important prédicteur de l'inscription à l'université. Même si le revenu des parents joue un rôle également, il est généralement plus faible que celui du niveau d'études des parents. Cela peut tenir à ce que la plupart des programmes universitaires au Canada sont financés par des fonds publics et leurs frais de scolarité peuvent être abordables pour de nombreux étudiants. Par contre, de nombreuses universités aux États-Unis sont financées par le secteur privé, ce qui a deux répercussions¹. En premier lieu, les frais de scolarité dans ces établissements sont considérablement plus élevés que dans les établissements canadiens et peuvent donc être inabordables pour de nombreux étudiants. Pour l'année universitaire 2000-2001, les frais de scolarité dans les universités américaines privées étaient en moyenne de 19 414 \$. En deuxième lieu, comme 32 % des universités américaines sont privées, leur présence peut causer du tort aux établissements d'enseignement publics (qui ont alors un plus faible nombre d'inscriptions d'étudiants plus riches), réduisant le nombre d'options abordables qui s'offrent aux étudiants à faible revenu. D'ailleurs, il existe des preuves que les étudiants américains sont moins susceptibles d'habiter près d'une université publique que leurs homologues canadiens. Do (2004) conclut que 51 % des étudiants américains fréquentent une école secondaire à proximité d'une université publique (dans le même pays), tandis qu'au Canada, Frenette (2004) conclut que 83 % des étudiants du secondaire habitent près d'une université publique (à 80 km de distance en ligne droite). En outre, les frais de scolarité dans le système public sont également plus élevés aux États-Unis qu'au Canada. En moyenne, les

1. Aux États-Unis, les universités sont souvent appelées « collèges offrant un programme d'étude de quatre ans »

étudiants ont payé 4 382 \$ en frais de scolarité dans les universités publiques aux États-Unis, soit 31 % de plus que les 3 334 \$ payés au Canada².

Bien entendu, les prêts étudiants peuvent aider certains étudiants à couvrir les coûts supplémentaires des études aux États-Unis bien que, selon les données, il semble que les étudiants américains n'aient pas accès à plus de fonds que les étudiants canadiens. Pour l'année universitaire 1999-2000, le prêt moyen consenti aux étudiants du premier cycle à temps plein poursuivant des études durant une année complète dans les universités privées et publiques aux États-Unis s'élevait à environ 7 000 \$. Au Canada, le prêt moyen consenti à tous les étudiants du premier cycle étant d'environ d'environ 6 700 \$. Bien qu'un chiffre pour les États-Unis comparable aux données canadiennes (c.-à-d. pour tous les étudiants du premier cycle dans les établissements d'enseignement publics) ne soit pas disponible, il serait fort probablement inférieur à 7 000 \$ et ce, pour deux raisons. Premièrement, les montants des prêts consentis aux étudiants à temps partiel sont généralement plus faibles. Deuxièmement, aux États-Unis les montants des prêts augmentent modérément avec le revenu de la famille, de sorte que des prêts plus élevés peuvent être consentis aux étudiants qui fréquentent des établissements privés³.

Par conséquent, nous pourrions nous attendre à ce que le revenu des parents ait une plus grande incidence aux États-Unis qu'au Canada. La présente étude vise principalement à évaluer la validité de cette attente en estimant le rôle du revenu du ménage dans les inscriptions à l'université au Canada et aux États-Unis, ce qui éclaire le débat sur le financement des études ainsi que la mobilité sociale. La question de la mobilité sociale est importante, étant donné que des recherches antérieures ont révélé que la mobilité du revenu est plus élevée au Canada qu'aux États-Unis (Solon, 2002).

Bien entendu, de nombreux étudiants décident d'aller plutôt au collège. Par souci d'exhaustivité, nous analysons également la décision de s'inscrire à un programme d'études collégiales, c'est-à-dire dans un collège communautaire ou CEGEP (Collège d'enseignement général et professionnel) au Canada et dans un collège offrant un programme d'études de deux ans aux États-Unis.

On peut mesurer l'équité en matière d'accès aux études postsecondaires sur de nombreux plans. Le niveau d'études des parents a-t-il une plus grande incidence dans l'un des pays? Les femmes ou les membres de minorités visibles ont-ils de meilleures chances de s'inscrire à un programme d'études postsecondaires dans l'un des pays par rapport à l'autre? Étant donné le lien entre le diplôme d'études postsecondaires et un revenu plus élevé, les réponses à ces questions peuvent éclairer les débats sur les facteurs qui expliquent pourquoi certains groupes s'en tirent systématiquement moins bien que d'autres sur le marché du travail. De nombreux chercheurs ont examiné le rôle des

2. Les frais de scolarité aux États-Unis ont été tirés de divers tableaux publiés dans le Digest of Education Statistics, édition de 2003, disponible auprès du National Center for Education Statistics à l'adresse <http://nces.ed.gov/programs/digest/d03>. Les données canadiennes sur les frais de scolarité ont été tirées du numéro du 27 août 2001 du Quotidien de Statistique Canada, qui peut être consulté à l'adresse <http://dissemination.statcan.ca/Daily/Francais/010827/d010827b.htm>. Les chiffres en dollars utilisés ici (et ci-après) sont exprimés en dollars canadiens de 2001, en appliquant les parités de pouvoir d'achat de Statistique Canada aux dépenses de consommation finale des ménages au Canada et aux États-Unis (tableau CANSIM 380-0057).

3. Les chiffres des prêts consentis aux États-Unis sont tirés de divers tableaux publiés dans le Digest of Education Statistics (voir le renvoi 2), tandis que les données canadiennes sont tirées de Junor et Usher (2002).

antécédents socioéconomiques dans l'accès aux études postsecondaires séparément par pays, mais très peu ont comparé ces rôles dans différents pays et aucun ne l'a fait pour le Canada et les États-Unis.

La principale conclusion de la présente étude est que deux groupes d'étudiants aux États-Unis semblent être désavantagés sur le plan de la poursuite d'études universitaires relativement à leurs homologues au Canada, soient les étudiants appartenant à des familles à faible revenu et les membres de minorités visibles. Le désavantage auquel font face les étudiants à faible revenu aux États-Unis est intéressant étant donné que, dans les tranches supérieures de répartition du revenu, la poursuite d'études universitaires est un phénomène beaucoup plus courant aux États-Unis qu'au Canada. Dans ces tranches supérieures, les étudiants membres de minorités visibles jouissent d'un avantage par rapport aux étudiants non membres de minorités visibles au Canada; aux États-Unis, les deux groupes ont des chances égales de poursuivre des études universitaires.

L'étude commence par un résumé de divers travaux au Canada et aux États-Unis sur l'accès aux études postsecondaires en fonction du coût et des caractéristiques socioéconomiques (section 2). Les méthodes d'estimation utilisées dans la présente étude sont exposées à la section 3. Les trois sections qui suivent représentent le corps du document : les données utilisées aux fins de l'étude sont décrites à la section 4 et les résultats sont exposés à la section 5 et examinés à la section 6. Enfin, nous présentons nos conclusions à la section 7.

2. Revue de la littérature

Les deux questions suivantes sont souvent posées dans les ouvrages sur l'accès aux études postsecondaires : « Le coût empêche-t-il les étudiants de poursuivre leurs études? » et « Quels sont ceux qui poursuivent? ». Nous résumons tout d'abord les principaux ouvrages et les questions se rapportant au rôle des coûts dans l'accès aux études postsecondaires, puis, nous donnons un aperçu du nombre croissant d'ouvrages publiés sur le rôle des caractéristiques socioéconomiques.

L'approche traditionnelle de l'évaluation des coûts pour les étudiants consiste à examiner la variation de ces coûts et des taux d'inscription entre secteurs de compétence (c.-à-d., provinces ou États) et au fil du temps ou à examiner l'écart en matière d'inscriptions entre les différentes tranches de répartition du revenu en ce qui concerne différents régimes de coûts pour les étudiants. Habituellement, les frais de scolarité sont utilisés pour mesurer les coûts pour les étudiants, mais certaines études portent également sur le rôle de l'aide aux étudiants.

L'un des problèmes de la variation temporelle des frais de scolarité tient à ce qu'elle peut être endogène, c'est-à-dire que les gouvernements peuvent prévoir l'évolution de la demande et modifier le financement en conséquence. Autrement dit, la variation des taux d'inscription peut refléter les déplacements de la courbe de demande plutôt que des mouvements le long de cette dernière. Bien que les différences sur le plan des frais de scolarité entre secteurs de compétence puissent être exogènes, les secteurs de compétence sont habituellement peu nombreux, ce qui donne un trop petit nombre de points de données. Une autre approche, qui offre plus de degrés de liberté, consiste à exploiter les microdonnées sur le revenu du ménage dans le cas des étudiants visés par différents régimes de frais de scolarité. Même si cela ne permet pas d'évaluer directement le rôle des frais de scolarité, on peut soutenir que, si des frais de scolarités plus élevés empêchent certains étudiants

d'aller à l'université, on pourrait s'attendre à ce que les étudiants à faible revenu subissent l'effet négatif le plus important. C'est en fait l'approche adoptée par la majorité des chercheurs au cours des dernières années.

Certains auteurs se sont penchés sur les différences entre les probabilités d'inscription selon le revenu du ménage au fil du temps. Au Canada, Christofides, Cirello et Hoy (2001) examinent l'évolution du rôle du revenu des parents de 1975 à 1993, tandis que Corak, Lipps et Zhao (2003) étendent cette analyse jusqu'en 1997 de manière à couvrir la période durant laquelle les frais de scolarité ont commencé à augmenter plus fortement. Une autre différence entre les deux études est que CCH examinent les études postsecondaires en général tandis que CLZ examinent aussi, séparément, les études universitaires. Alors que CCH ne trouvent aucune preuve d'un plus grand écart au chapitre de l'accès en fonction du revenu dans les inscriptions aux études postsecondaires, CLZ constatent que l'écart sur le plan de l'accès aux études universitaires a augmenté au début des années 1990 (lorsque les frais de scolarité ont commencé à augmenter fortement), pour se rétrécir du milieu à la fin des années 1990 (lorsque les programmes d'aide aux étudiants ont été modifiés de manière à répondre à l'évolution des besoins des étudiants à faible revenu). Drolet (2004) prolonge l'étude CLZ jusqu'en 2001 et conclut que l'écart au chapitre de l'accès en fonction du revenu est demeuré stable. Aux États-Unis, Ellwood et Kane (2000) concluent que cet écart a augmenté tout au long des années 1980.

D'autres auteurs ont combiné les microdonnées sur le revenu du ménage et les données agrégées sur les différences entre les frais de scolarité. Au Canada, Coelli (2004) et Rivard et Raymond (2004) examinent les augmentations différentielles des frais de scolarité dans différentes provinces durant les années 1990. Alors que Coelli conclut que l'augmentation des frais de scolarité des universités a un effet plus négatif sur les étudiants appartenant à des familles à faible revenu, Rivard et Raymond ne constatent aucun effet. Cette divergence pourrait tenir, entre autres, à ce que l'Ontario et le Québec sont exclues de l'analyse dans Rivard et Raymond, puisque ces provinces ont des systèmes d'études postsecondaires très différents, de sorte qu'il est difficile d'appliquer les modèles estimés par les auteurs⁴.

Les études de Radner et Miller (1970), Bishop (1977), Kohn, Manski et Mundel (1976), Manski et Wise (1983), McPherson et Schapiro (1991) et Kane (1994 et 1996) aux États-Unis évaluent la réaction des étudiants, sur le plan des probabilités d'inscription, aux modifications des coûts pour les étudiants selon le niveau de revenu et concluent à un effet plus grand sur les étudiants à faible revenu que sur ceux à revenu élevé. D'autres études américaines ont prouvé que les étudiants, à tous les échelons de l'échelle des revenus, ont la même réaction aux modifications des coûts pour les étudiants (Cameron et Heckman [1998] et Ellwood et Kane [2000]).

Le coût associé au départ du domicile familial pour terminer ses études postsecondaires est une autre composante importante du fardeau financier de l'étudiant. Au Canada, Frenette (2004, 2005) examine le rôle de la distance à laquelle les élèves habitent de l'université ou du collège le plus proche pendant qu'ils fréquentent l'école secondaire, qui peut servir d'approximation du fardeau que représenteront leurs frais de déménagement et de subsistance lorsqu'ils quitteront le domicile familial pour aller à l'université. Les études révèlent une association entre une plus grande distance

4. Une autre raison possible est que les auteurs doivent imputer le revenu des parents à partir de données sur la profession des parents et de données de recensement sur la relation entre la profession et le revenu.

et une plus faible probabilité de fréquentation, particulièrement dans le cas des étudiants provenant de familles à faible revenu. Aux États-Unis, Card (1995) conclut que les étudiants qui ont grandi sans un collègue à proximité ont en moyenne une année d'études de moins.

Comme les études postsecondaires sont associées à un revenu plus élevé, comprendre quels étudiants poursuivent leurs études peut aider à expliquer pourquoi certains groupes obtiennent systématiquement de moins bons résultats que d'autres sur le marché du travail. Ce désavantage s'observe dans les familles d'une génération à l'autre (Fortin et Lefebvre [1998] et Corak et Heisz [1999] au Canada; Eide et Showalter [1999] aux États-Unis) ou dans certains groupes socioéconomiques comme les membres d'une minorité visible (Pendakur et Pendakur [2002] au Canada; Antecol et Bedard [2004] aux États-Unis), les immigrants (Baker et Benjamin [1994], Bloom, Grenier et Gunderson [1995], Grant [1999] et Frenette et Morissette [2005] au Canada; Borjas [1985] et Butcher et DiNardo [2002] aux États-Unis), ou les femmes (Kidd et Shannon [1994] et Drolet [2002] au Canada; Polachek et Robst [2001] aux États-Unis).

Nous avons déjà exposé la corrélation établie par plusieurs chercheurs pour l'évolution du rôle du revenu du ménage dans divers régimes de coûts pour les étudiants aux fins de l'évaluation du rôle de ces coûts dans les inscriptions aux études postsecondaires. L'ampleur réelle de l'écart au chapitre de l'accès en fonction du revenu observée dans un secteur de compétence donné à un moment donné a une valeur en soi puisqu'elle montre l'importance de l'effet du désavantage auquel font face les étudiants provenant de familles à faible revenu sur l'obtention d'un diplôme d'études postsecondaires, leur permettant éventuellement d'éviter le piètre sort de leurs parents (que ce soit associé aux coûts ou non). Les études canadiennes et américaines mentionnées ci-dessus laissent supposer que ces étudiants sont effectivement moins susceptibles de s'inscrire à un programme d'études postsecondaires que les étudiants provenant de familles plus aisées, bien que l'effet soit généralement plus marqué en ce qui concerne la poursuite d'études universitaires que la poursuite d'études collégiales.

L'un des aspects importants de la corrélation du revenu des parents à l'inscription aux études postsecondaires est l'utilisation de données transversales qui ne contiennent pas d'information sur le revenu des parents si l'étudiant a déménagé et s'il n'est pas inscrit comme habitant chez ses parents. L'établissement d'une corrélation entre la décision de quitter le domicile familial pour poursuivre des études et le revenu de la famille peut avoir pour effet de sous-estimer l'écart au chapitre de

l'accès en fonction du revenu. Dans la présente étude, nous contournons ce problème en utilisant des données longitudinales qui permettent de suivre les étudiants de leurs études au secondaire à quelques années après la fin de ces études^{5,6}.

Outre le revenu des parents, les antécédents scolaires des parents peuvent également procurer un avantage à certains étudiants. Les auteurs des ouvrages publiés s'entendent encore davantage, semble-t-il, sur le rôle positif important que joue le niveau d'études des parents dans l'atteinte d'un niveau de scolarité plus élevé par leurs enfants. Au Canada, il convient de mentionner à cet égard les études de Broucker et Lavallée (1998a et 1998b), Butlin (1999), Bouchard et Zhao (2000), Knighton et Mirza (2002) et Finnie, Laporte et Lascelles (2004). Aux États-Unis, on peut mentionner entre autres les études de Johnson (2002), Belzil et Hansen (2003) et Plug et Vijverberg (2003). Plug et Vijverberg examinent la question plus en profondeur en utilisant des données sur les enfants naturels et adoptifs, et concluent qu'entre 55 % et 60 % de la corrélation intergénérationnelle de la scolarité s'explique par la transmission génétique. Dans l'un et l'autre pays, le niveau d'études des parents joue un rôle plus important dans la poursuite d'études universitaires que d'études collégiales.

Les auteurs des ouvrages publiés s'entendent également pour dire que les femmes sont plus susceptibles de poursuivre des études postsecondaires. Au Canada, Butlin (1999) et Frenette (2004, 2005) concluent que les femmes sont considérablement plus susceptibles d'aller au collège et à l'université, et Finnie, Laporte et Lascelles (2004) constatent que cet écart s'est accentué au cours des années 1990. Des études récentes menées aux États-Unis révèlent également que les étudiantes sont plus susceptibles de poursuivre des études postsecondaires que les étudiants et que l'écart s'est accentué au cours des dernières années (p. ex., Kane [1994] et Charles et Luoh [2001]). Les auteurs de ces études soutiennent que cet écart croissant ne peut s'expliquer par une augmentation de l'avantage salarial de la scolarité pour les femmes.

En outre, de nombreux chercheurs, particulièrement aux États-Unis, examinent les écarts sur le plan des inscriptions selon l'origine ethnique. Kane (2001) montre que, tandis que les écarts entre les races (Noirs-Blancs) sur le plan de l'obtention d'un diplôme d'études secondaires et du rendement aux tests se sont rétréci, les écarts entre les races au chapitre de l'inscription aux études postsecondaires se sont en fait accentués. Au Canada, on a accordé beaucoup plus d'attention à l'écart au chapitre de l'accès entre les immigrants et les étudiants nés au Canada, bien que les principales études ne portent jamais sur cette question en priorité. Butlin (1999) et Finnie, Laporte et

5. Les tests de sensibilité donnent à penser qu'en utilisant des données longitudinales, on obtient une relation plus forte (d'un facteur de 1,5) entre le revenu et la poursuite d'études universitaires qu'en utilisant des données transversales. Plus de détails seront fournis sur demande.

6. Notons que, même si la plupart des études fondées sur des données transversales sous-estiment peut-être l'écart au chapitre de l'accès en fonction du revenu à un moment donné, le but visé est souvent de déterminer comment cet écart évolue au fil du temps. Corak, Lipps et Zhao (2003) soutiennent qu'étant donné que la proportion d'étudiants du postsecondaire qui considèrent le domicile de leurs parents comme leur lieu de résidence habituel est demeurée stable au cours des deux dernières décennies au Canada, l'estimation de l'évolution de l'écart au chapitre de l'accès en fonction du revenu ne devrait comporter qu'un faible biais ou ne pas en comporter du tout. Pour soutenir que la relation entre le revenu du ménage et la décision de quitter le domicile familial pour poursuivre des études est similaire au Canada et aux États-Unis, il faudrait analyser en plus grand détail les modèles de migration des étudiants.

Lascelles (2004) concluent que, si les immigrants sont plus susceptibles d'aller à l'université ou au collège, les résultats habituellement ne sont pas significatifs.

3. Méthodes

Si les étudiants pouvaient choisir l'un d'une série continue de niveaux de scolarité, ils choisiraient le nombre d'années d'études optimal, S^* , qui maximise les rendements nets actualisés du choix d'études prévus au cours de la vie (c.-à-d. les rendements actualisés moins les coûts actualisés, représentés par « R-C » par souci de simplicité), sous réserve des contraintes de crédit (S_c). Les rendements, coûts et contraintes de crédit sont à leur tour fonction des caractéristiques individuelles observées (X) et non observées (Z)⁷. Plus particulièrement, les étudiants ont le comportement suivant :

$$\text{Max}_{S^*} E[R(S | X, Z) - C(S | X, Z)]$$

$$\text{s.t. } S = S_c(X, Z)$$

Dans la stratégie d'estimation, il n'est pas nécessaire de connaître les coûts et les rendements réels associés aux études supérieures. Il s'agit simplement d'évaluer l'effet de X sur les décisions concernant les études, ce qui révèle comment les (perceptions des) rendements nets et (ou) contraintes de crédit varient selon les caractéristiques observables⁸. Autrement dit, on interprète les différences de choix d'études dans une dimension socioéconomique donnée comme résultant des différences de rendements nets ou de contraintes de crédit. Nous pouvons donc, en théorie, modéliser la variable continue latente S^* comme suit :

$$S^* = X\beta + \varepsilon$$

Notons que ε est un terme de perturbation qui suit la loi de distribution normale dont la moyenne est nulle et la variance égale à 1, et qui contient toute caractéristique non observable pouvant influencer sur le choix d'études (Z). En réalité, nous observons seulement le choix discret réel S_j où j peut être égal à 0 (pas d'études postsecondaires), 1 (études collégiales) ou 2 (études universitaires) dans la présente étude. La valeur de S_j dépend de la valeur de S^* relative à certains seuils (μ_j). Spécifiquement, nous observons que :

$$S = 0 \text{ if } S^* = \alpha_1$$

$$S = 1 \text{ if } \alpha_1 < S^* = \alpha_2$$

7. Par exemple, certaines personnes peuvent obtenir un rendement plus important d'études universitaires au cours de leur vie (p. ex., les hommes ou les personnes plus jeunes), tandis que d'autres peuvent renoncer à un revenu plus élevé à court terme en s'inscrivant à l'université (p. ex., les personnes qui occupent un emploi à temps plein après avoir terminé leurs études secondaires). D'autres encore peuvent avoir davantage accès à des sources de crédit si leurs parents peuvent cosigner leurs prêts.

8. Voir Lauer (2003) pour une interprétation similaire à l'aide d'un modèle très étroitement lié.

$$S = 2 \text{ if } \alpha_2 < S^*$$

En établissant les probabilités et en remplaçant S^* par $(X\beta + \varepsilon)$, nous obtenons :

$$P(S = 0) = P(X\beta + \varepsilon = \alpha_1) = P(\varepsilon = \alpha_1 - X\beta) = \Phi(\alpha_1 - X\beta)$$

$$P(S = 1) = P(\alpha_1 < X\beta + \varepsilon = \alpha_2) = P(\alpha_1 - X\beta < \varepsilon = \alpha_2 - X\beta) = \Phi(\alpha_2 - X\beta) - \Phi(\alpha_1 - X\beta)$$

$$P(S = 2) = P(\alpha_2 < X\beta + \varepsilon) = P(\varepsilon > \alpha_2 - X\beta) = 1 - \Phi(\alpha_2 - X\beta)$$

Le terme Φ est la fonction de distribution cumulative normale type. Nous utiliserons ces probabilités dans une estimation du maximum de vraisemblance dans le modèle probit ordonné pour retrouver les valeurs de β , μ_1 et μ_2 ⁹.

Comme les coefficients du modèle probit ordonné sont difficiles à interpréter, il est préférable de montrer les effets de la probabilité marginale. Notant que $\frac{\cdot \Phi[f(t)]}{\cdot t} = \frac{\cdot f(t)}{\cdot t} \phi[f(t)]$, où ϕ représente la fonction de densité de probabilité de la distribution normale type, nous obtenons les fonctions d'effet marginal suivantes :

$$\frac{\cdot P(S = 0)}{\cdot X} = -\phi(\alpha_1 - X\beta)$$

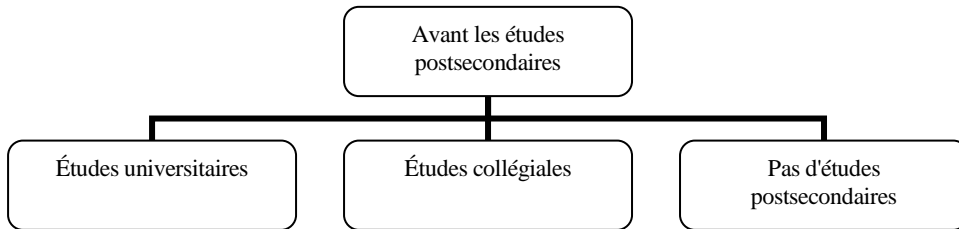
$$\frac{\cdot P(S = 1)}{\cdot X} = [\phi(\alpha_1 - X\beta) - \phi(\alpha_2 - X\beta)]$$

$$\frac{\cdot P(S = 2)}{\cdot X} = [\phi(\alpha_2 - X\beta)]$$

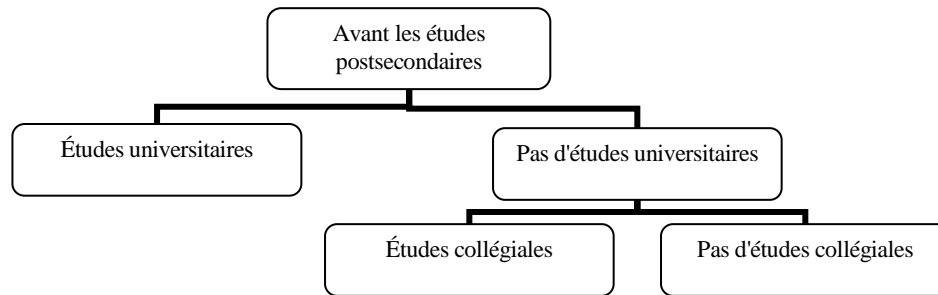
Bien qu'une approche ordinaire soit une façon appropriée de montrer la hiérarchie des *résultats* des études, il se peut qu'elle ne tienne pas compte de la hiérarchie des *décisions* en matière d'études des étudiants. Examinons les trois cheminements suivants en matière de décision concernant les études postsecondaires :

9. Nous avons également adopté une approche fondée sur une estimation logit ordonnée, mais les résultats obtenus n'étaient pas sensiblement différents. On pourrait également estimer un modèle multinomial qui laisse supposer un compromis entre les coûts et les avantages (Menard, 1996). Plus précisément, dans le cas d'un modèle avec N résultats, il faut estimer $N-1$ vecteurs de coefficient dans un modèle multinomial, mais seulement un vecteur de coefficient plus $N-1$ seuils dans un modèle ordinal. Par conséquent, les estimations des modèles multinominaux normalement comportent des erreurs plus élevées que les modèles ordinaux. Néanmoins, un modèle multinomial impose moins de restrictions qu'un modèle ordinal (p. ex., un modèle logit ordonné suppose que le logarithme du rapport de cotes a des pentes égales à l'échelle des résultats). Pour s'assurer de leur robustesse, nous avons vérifié tous les résultats à l'aide d'un modèle logit multinomial. Même si les résultats étaient qualitativement similaires, leur signification était souvent compromise étant donné les petites tailles des échantillons et le nombre élevé de paramètres. Ces résultats sont disponibles sur demande.

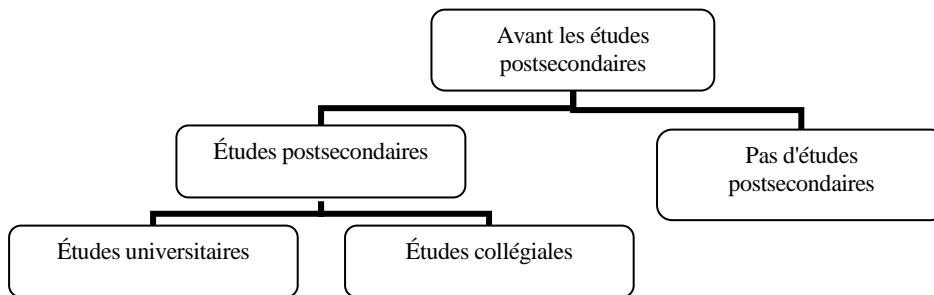
Cheminement 1 : Une seule décision



Cheminement 2 : Décision concernant les études universitaires prise d'abord



Cheminement 3 : Décision concernant les études postsecondaires prise d'abord



Selon le cheminement 1, les étudiants décident entre les trois possibilités en même temps. Notons que le modèle ordinal estime ce cheminement. Selon le cheminement 2, les étudiants prennent d'abord la décision de poursuivre ou de ne pas poursuivre d'études universitaires, puis de poursuivre ou de ne pas poursuivre d'études collégiales. Selon le cheminement 3, les étudiants décident d'abord de poursuivre ou de ne pas poursuivre d'études postsecondaires, puis prennent une décision concernant les études universitaires ou collégiales. Le cheminement « correct » dépend probablement de l'individu. Les cheminements 2 et 3 offrent plus de détails que le cheminement 1 mais, en réalité, la probabilité de chacun des trois résultats dans le cheminement 1 peut être déterminée à partir des cheminements 2 et 3 selon les lois de la probabilité. Toutefois, il existe un cas dans lequel les cheminements 1 et 3 peuvent être trompeurs.

Supposons que nous estimons un modèle ordinal et que celui-ci montre que le revenu n'est pas fortement associé à la poursuite d'études collégiales (ce qui est souvent le cas). Cela veut-il dire que

le coût des études collégiales décourage les étudiants provenant de milieux défavorisés d'aller au collège? Pas nécessairement, puisque les étudiants qui choisissent d'aller à l'université auraient eu les moyens d'aller au collège également, mais qu'ils ne sont compris que dans le dénominateur dans le ratio de poursuite d'études collégiales (dans le cheminement 1). Dans le cheminement 2, la question ne se pose pas puisque les étudiants qui fréquentent l'université ne prennent pas la deuxième décision (poursuivre des études collégiales ou ne pas poursuivre d'études postsecondaires). Notons que la question se pose dans le cheminement 3, puisque les non-participants au système d'études postsecondaires sont exclus du taux de poursuite d'études collégiales.

À la section sur les résultats, nous examinerons les résultats du modèle probit ordonné (cheminement 1) ainsi que ceux d'un modèle probit binaire de la décision à la deuxième étape du cheminement 2 (c.-à-d., la décision de poursuivre des études collégiales dans le cas de ceux qui décident de ne pas aller à l'université). Les résultats complets des modèles des cheminements 2 et 3 figurent à l'annexe.

4. Données

En examinant l'accès aux études postsecondaires, l'idéal est de disposer de données longitudinales sur les jeunes couvrant leur transition des études secondaires aux études postsecondaires. Certains chercheurs ont utilisé plutôt des données transversales, mais on court alors le risque de perdre des renseignements sur les antécédents familiaux des étudiants postsecondaires qui avaient quitté le domicile familial en permanence au moment de l'enquête. Dans la mesure où les étudiants de familles à revenu élevé sont plus susceptibles de quitter le domicile familial pour poursuivre des études universitaires ou collégiales (puisque'ils peuvent se le permettre), une approche transversale sous-estimera le rôle du revenu du ménage dans les inscriptions à l'université. Une base de sondage composée exclusivement de jeunes est également une caractéristique utile des données utilisées aux fins d'une étude de l'accès aux études postsecondaires. Malheureusement, la plupart des enquêtes longitudinales sont menées auprès d'échantillons composés de ménages qui, souvent, ne comprennent pas suffisamment de jeunes échantillonnés.

En gardant ces attributs présents à l'esprit, nous avons choisi aux fins de la présente étude les données de la National Longitudinal Survey of Youth, 1997 (NLSY97) aux États-Unis et de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) au Canada¹⁰. La NLSY97 est une enquête menée auprès des jeunes tandis que l'EDTR est une enquête importante auprès des ménages. Par souci d'uniformité, nous aurions pu utiliser le Panel Study of Income Dynamics (PSID) aux États-Unis (puisque'il s'agit d'une enquête auprès des ménages) mais les échantillons de jeunes sont considérablement plus petits que ceux de la NLSY97. L'effet négatif éventuel de l'utilisation de différents types d'enquêtes sur le niveau de comparabilité entre pays est réduit au minimum, puisque seuls des renseignements communs aux deux fichiers sont utilisés. Nous décrivons tout d'abord les données de la NLSY97, étant donné que sa structure dicte celle de la plus grande partie de l'étude.

10. Le fichier de la NLSY97 utilisé aux fins de la présente étude est celui à grande diffusion, tandis que le fichier de l'EDTR est le fichier de microdonnées.

La NLSY97 est une enquête menée auprès des jeunes âgés de 12 à 16 ans le 31 décembre 1996. Le premier volet de l'enquête a été mené en 1997 et a servi à recueillir des renseignements sur les antécédents familiaux et de l'élève auprès des parents et du jeune¹¹. Les 8 984 jeunes interviewés initialement dans le premier volet ont fait l'objet d'un suivi chaque année subséquente. Les dernières données disponibles sont celles pour 2001.

L'échantillon analytique se compose de jeunes âgés de 14 à 16 ans le 31 décembre 1996 qui ont été interviewés chaque année de 1997 à 2001. Les étudiants dans cette fourchette d'âge avaient entre 19 et 21 ans en 2001, de sorte qu'ils avaient amplement le temps de s'inscrire à l'université ou au collège. Cette série de restrictions donne un échantillon de 2 423 étudiants.

La variable de résultats est le plus haut niveau d'études poursuivi dans l'une quelconque des cinq interviews (de 1997 à 2001). Il convient de souligner que les interviews dans le cadre de la NLSY97 sont menés durant l'année scolaire régulière, ce qui réduit au minimum le nombre de cas d'étudiants ne fréquentant pas un établissement d'enseignement au moment de l'enquête (p. ex., durant l'été).

On recueille des données sur le revenu total (avant impôt) de toutes les sources de tous les membres du ménage pour l'année de référence 1996. Notons que, même s'il est préférable en général d'obtenir des données sur le revenu *de la famille*, le revenu du ménage est souvent préféré dans les comparaisons internationales en raison des définitions différentes de la famille. Quoi qu'il en soit, seules des données sur le revenu du ménage sont disponibles dans la NLSY97.

En outre, le revenu du ménage est corrigé pour tenir compte du fait que le coût de la vie augmente habituellement avec la taille du ménage. Au lieu de diviser simplement le revenu du ménage par le nombre de membres du ménage (de manière à créer un niveau de revenu par habitant), nous tenons compte des économies d'échelle éventuelles associées à des ménages de taille plus grande (p. ex., le partage des biens économiques). Bien que de nombreux ajustements soient possibles, nous adoptons une approche type qui consiste à diviser le revenu du ménage par la racine carrée du nombre de membres du ménage.

Nous créons ensuite des variables nominales de quartile de revenu fondées sur le classement du ménage dans la répartition du revenu de l'échantillon du pays en cause¹².

11. Nous employons indifféremment les termes « étudiant », « élève » et « jeune ».

12. Comme la répartition du revenu aux États-Unis est plus dispersée que la répartition du revenu au Canada, il est probable que les revenus américains moyens seraient plus faibles dans la tranche inférieure de répartition des revenus et plus élevés dans la tranche supérieure. Autrement dit, les revenus correspondant à chaque catégorie peuvent être différents entre les deux pays, ce qui pourrait expliquer les différences entre les résultats alors qu'en fait nous aimerions maintenir la parité des revenus à l'intérieur des catégories. Pour réduire au minimum ce problème éventuel, nous pourrions établir les seuils de revenu à une valeur en dollars similaire dans l'un et l'autre pays. À cette fin, nous avons rajusté les revenus déclarés de manière à obtenir une parité de pouvoir d'achat (PPA) entre les pays et nous avons calculé les seuils de quartile selon la répartition du revenu au Canada (aux États-Unis), pour l'un et l'autre pays. Les facteurs de conversion des PPA ont été élaborés par Statistique Canada, qui a utilisé les dépenses de consommation finale des ménages pour son calcul. Cet exercice ne révèle qu'un très faible changement dans la grandeur des résultats. Par souci de clarté, nous ne présentons ici que les résultats fondés sur le classement relatif à l'échelle de répartition du revenu dans le pays du ménage.

La nature transitoire du revenu est une autre considération dont il convient de tenir compte au moment de mesurer le revenu à un moment donné; en effet, les niveaux de revenu évoluent d'une année à l'autre, selon le marché du travail et les événements de la vie. À cet égard, nous exploitons le fait que la NLSY97 comprend une mesure de la richesse des ménages. Lorsque nous remplaçons les variables nominales de quartile de revenu par des variables nominales de quartile de richesse aux États-Unis construites de manière similaire, nous obtenons presque exactement les mêmes résultats. Cela pourrait être lié à un faible niveau de mobilité du revenu entre de vastes catégories comme les quartiles.

Au cours de la première série d'interviews, on recueille des données sur le nombre d'années d'études élémentaires-secondaires (ES) et postsecondaires achevées des parents biologiques et avec lesquels le jeune habite¹³. Les répondants peuvent déclarer tout au plus 12 années d'études élémentaires-secondaires et 8 années d'études postsecondaires. Nous avons créé trois catégories à partir de ces réponses, soient diplôme d'études secondaires ou niveau inférieur (pas d'études postsecondaires), études postsecondaires partielles (certaines études postsecondaires mais moins de quatre ans) et diplôme universitaire (quatre années d'études postsecondaires ou plus). Notons que nous ne savons pas vraiment si le parent est titulaire d'un diplôme universitaire, de sorte que la troisième catégorie sert simplement d'approximation.

Comme nous le verrons ci-dessous, l'EDTR contient seulement des renseignements sur les parents avec lesquels le jeune habite. Ainsi, nous utilisons les données sur le niveau d'études de ces parents dans la NLSY97. Cependant, une analyse distincte laisse supposer que la distinction est sans conséquence dans les principaux résultats.

Pour tenir compte en partie du rôle de la distance par rapport à l'établissement d'enseignement, nous incluons une variable nominale de région urbaine. Il convient de souligner, toutefois, qu'il ne s'agit pas d'une approximation idéale de la distance (Frenette, 2004). Le taux de chômage local est utilisé comme approximation pour le coût de renonciation associé à la décision de poursuivre des études collégiales ou universitaires (plutôt que de travailler). Toutefois, les données du fichier à grande diffusion utilisé ici sont très limitées. Le taux est tiré de la Current Population Survey (CPS) menée en mars 1998. Dans le cas des personnes habitant dans une région métropolitaine, l'expression « région locale » s'entend de la région métropolitaine, tandis que dans le cas de toutes les autres personnes, il s'agit de toute région autre qu'une région métropolitaine. Aux fins de confidentialité, les taux sont indiqués par catégorie. Nous avons dû regrouper encore les catégories pour garantir des tailles d'échantillon suffisantes dans chaque cellule. En fin de compte, nous utilisons une série de variables nominales correspondant aux fourchettes suivantes : 0 à 6 %, 6 à 9 % et 9 % et plus.

Nous utilisons également d'autres variables dans notre analyse, dont une variable indicatrice d'appartenance au sexe féminin, une variable indicatrice d'appartenance à une minorité visible, une

13. Nous avons dû imputer le niveau d'études du parent à partir de la valeur moyenne dans le cas de données manquantes (p. ex., « ne sais pas » ou lorsque le parent avec qui le jeune habite n'était simplement pas présent). Nous avons dû imputer le niveau d'études de la mère dans 5 % (mère biologique) et 8 % (mère avec qui le jeune habite) des cas. Nous avons dû imputer le niveau d'études du père dans 13 % (père biologique) et 29 % (père avec qui le jeune habite) des cas.

variable indicatrice du statut d'immigrant et une variable indicatrice d'une langue maternelle autre que celle de la majorité. Ces variables ne posent aucun problème de comparabilité avec l'EDTR¹⁴.

EDTR

La base de sondage de l'EDTR est celle de l'Enquête sur la population active (EPA) qui est l'équivalent au Canada de la CPS aux États-Unis. Contrairement à la plupart des enquêtes par panel menées auprès des ménages, les répondants à l'EDTR sont interviewés seulement pendant six ans au maximum. Néanmoins, étant donné que chaque panel comprend environ 15 000 ménages, la taille de l'échantillon est considérablement plus grande que dans le cas de la plupart des enquêtes par panel menées auprès des ménages et peut-être de toutes.

Aux fins d'appariement avec la NLSY97, nous analysons dans la présente étude seulement le deuxième panel de l'EDTR. Les membres de ce panel ont été interviewés pour la première fois en 1997, quand on a recueilli des données sur les antécédents, y compris le revenu en 1996.

L'échantillon analytique se compose de jeunes âgés de 14 à 16 ans le 31 décembre 1996 qui ont été interviewés chaque année au cours de la période de six ans allant de 1997 à 2002. Durant la période à l'étude, les étudiants en Ontario et au Québec normalement s'inscrivent à l'université un an plus tard que les étudiants des autres provinces. Par conséquent, pour l'Ontario et le Québec, nous avons sélectionné des étudiants âgés de 15 à 17 ans le 31 décembre 1996. Cette série de restrictions donne un échantillon de 1 324 étudiants.

Soulignons qu'étant donné qu'on pose aux ménages des questions sur leurs activités durant l'année précédente, l'enquête porte en fait sur la même période que la NLSY97 (soit de 1996 à 2001), bien qu'il convienne d'apporter d'autres précisions à cet égard. Dans l'EDTR, le statut d'étudiant inscrit à un programme d'études postsecondaires porte sur l'année complète (p. ex., la personne a-t-elle fréquenté l'université l'année dernière?). La situation est quelque peu différente dans le cas de la NLSY97, où l'inscription est déterminée au moment de l'interview qui peut avoir lieu à n'importe quel moment de l'année. Même si les interviews menées dans le cadre de la NLSY97 ont lieu durant l'année scolaire régulière, il y a un problème de comparabilité. Plus particulièrement, si la dernière interview dans le cadre de la NLSY97 a été menée avant l'été (comme dans environ la moitié des cas), alors ces élèves ont eu moins de semestres scolaires que les répondants à l'EDTR durant lesquels ils pouvaient s'inscrire à l'université. Cela peut présenter un problème si certains étudiants de familles à faible revenu doivent épargner pendant quelques années avant de s'inscrire. Pour vérifier la robustesse de ces résultats, nous avons exécuté de nouveau les modèles qui suivent pour les données de la NLSY97 séparément pour les interviews menées avant et après l'été de 2001, sans que cela entraîne de modification sensible des résultats aux États-Unis.

Les répondants à l'EDTR peuvent répondre aux questions sur le revenu directement (comme dans la NLSY97) ou bien ils peuvent permettre à Statistique Canada de tâcher d'apparier les données les concernant à leurs fichiers de données fiscales. Même si environ les deux tiers des revenus des

14. Il convient de signaler que nous définissons l'anglais comme étant la langue de la majorité aux États-Unis et l'anglais ou le français au Canada.

ménages sont actuellement tirés des données fiscales, cela n'a virtuellement aucun effet sur la répartition du revenu comparativement aux données d'enquête pures¹⁵.

Comme nous l'avons mentionné plus haut, l'EDTR ne fournit des renseignements sur les années d'études des parents que pour les parents avec qui les jeunes habitent¹⁶. Alors que les répondants à la NLSY97 ne peuvent déclarer que 12 années d'études élémentaires-secondaires et huit années d'études postsecondaires au maximum, les répondants à l'EDTR peuvent déclarer jusqu'à 15 années d'études élémentaires et 20 années d'études postsecondaires. Comme nous créons des catégories plus vastes d'années d'études, cela n'a d'incidence sur aucune partie de l'analyse.

Nous avons calculé le taux de chômage directement à partir des réponses à l'EDTR sur la participation au marché du travail en mars 1998. Aux fins de l'appariement le plus étroit possible à la NLSY97, nous avons calculé les taux dans les régions métropolitaines de recensement (RMR) ou les agglomérations de recensement (AR) pour les personnes habitant dans ces régions, et pour le reste de la province dans le cas des personnes habitant à l'extérieur des RMR ou des AR.

5. Résultats

Résultats descriptifs

Nous décrivons tout d'abord les caractéristiques socioéconomiques des échantillons canadiens et américains au tableau 1. En termes absolus, les étudiants canadiens proviennent de familles ayant en moyenne un profil socioéconomique légèrement inférieur, du moins pour ce qui est du revenu du ménage et du niveau d'études des parents. Même si une proportion plus petite d'étudiants canadiens sont membres d'une minorité visible, le nombre d'immigrants et (ou) d'étudiants dont la langue maternelle est autre que celle de la majorité est relativement plus élevé. En outre, les étudiants canadiens sont plus susceptibles d'habiter en région urbaine, ce qui peut expliquer en partie pourquoi ils ont généralement un meilleur accès local aux universités publiques (comme nous l'avons signalé dans l'introduction). Le taux de chômage des étudiants durant les années critiques de prises de décision est généralement plus élevé au Canada qu'aux États-Unis.

15. Voir Frenette, Green et Picot (2004) pour une comparaison de la répartition du revenu dans l'EDTR et dans l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC) qui recueille des données sur le revenu auprès des répondants.

16. De nouveau, nous avons dû imputer le nombre d'années d'études des parents à partir de la valeur moyenne dans les cas de données manquantes. Nous avons dû imputer le niveau de scolarité de la mère dans 5 % des cas et le niveau de scolarité du père dans 16 % des cas.

Tableau 1 : Caractéristiques socioéconomiques moyennes des étudiants

	Canada	États-Unis
Revenu du ménage ^a	30 789	34 528
Le père a un dipl. d'ét. sec. ou un niv. de scolarité inférieur	0,334	0,322
Le père a des études secondaires partielles	0,464	0,459
Le père a un diplôme universitaire	0,202	0,220
La mère a un dipl. d'ét. sec. ou un niv. de scolarité inférieur	0,425	0,455
La mère a des études secondaires partielles	0,411	0,331
La mère a un diplôme universitaire	0,164	0,214
Sexe féminin	0,501	0,504
Membre d'une minorité visible	0,122	0,228
Immigrant	0,088	0,041
Langue maternelle autre que celle de la majorité	0,134	0,041
Région urbaine	0,808	0,687
Taux de chômage <6% ^b	0,412	0,751
6%<=taux de chômage< 9% ^b	0,258	0,186
Taux de chômage>=9% ^b	0,331	0,063
14 ans le 31 décembre 1996 ^c	0,331	0,335
15 ans le 31 décembre 1996 ^c	0,339	0,338
16 ans le 31 décembre 1996 ^c	0,330	0,327
N	1 324	2 423

^a S'entend du revenu du ménage par équivalent-adulte de toutes sources avant impôt en 1996, en dollars canadiens de 1996. La somme en dollars américains a été convertie en dollars canadiens de façon à permettre d'examiner la parité de pouvoir d'achat.

^b En raison de limites dans les données américaines, les taux de chômage sont ceux de mars 1998 dans les deux pays (voir le texte pour plus de détails).

^c Selon la sélection de l'échantillon, les étudiants de l'Ontario et du Québec étaient plus âgés d'un an plus âgés (voir le texte pour plus de détails).

Bien que les différences entre les pays soient intéressantes en soi, il importe de noter dans le tableau 1 que chaque échantillon est tiré d'une population très hétérogène composée d'étudiants aux antécédents socioéconomiques très différents. Dans la section économétrique, les différences entre ces caractéristiques seront prises en compte dans les résultats.

Avant de passer aux résultats économétriques, toutefois, il est utile d'examiner certaines données descriptives des tendances en matière d'inscription aux études postsecondaires (tableau 2). En premier lieu, nous observons que les étudiants canadiens sont plus susceptibles de faire des études postsecondaires que les étudiants américains (67 % comparativement à 57 %); toutefois, cela est attribuable à un taux beaucoup plus élevé de poursuite d'études collégiales au Canada (34 %) qu'aux États-Unis (18 %). En fait, les étudiants américains sont nettement plus susceptibles de fréquenter l'université (39 %) que les étudiants canadiens (33 %).

Tableau 2 : Taux d'inscription aux études postsecondaires selon les caractéristiques socio-économiques

	Études universitaires		Études collégiales		Études coll. (sous réserve de conditions) ^a		Total, études postsecondaires	
	Canada	É.-U.	Canada	É.-U.	Canada	É.-U.	Canada	É.-U.
Global	0.332	0.389	0.336	0.180	0.502	0.294	0.667	0.569
1 ^{er} quartile de revenu	0.240	0.153	0.322	0.165	0.424	0.195	0.563	0.318
2 ^e quartile de revenu	0.243	0.321	0.383	0.207	0.505	0.305	0.625	0.528
3 ^e quartile de revenu	0.381	0.449	0.327	0.185	0.528	0.336	0.708	0.634
4 ^e quartile de revenu	0.463	0.635	0.311	0.161	0.579	0.439	0.774	0.795
Le père a un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur	0.256	0.275	0.336	0.185	0.452	0.256	0.592	0.460
Le père a des études postsecondaires partielles	0.294	0.323	0.347	0.196	0.491	0.290	0.640	0.519
Le père a un diplôme universitaire	0.544	0.694	0.309	0.137	0.679	0.446	0.854	0.830
La mère a un diplôme d'études secondaires ou un niveau inférieur	0.229	0.264	0.358	0.190	0.464	0.258	0.586	0.454
La mère a des études postsecondaires partielles	0.362	0.394	0.308	0.182	0.483	0.300	0.670	0.576
La mère a un diplôme universitaire	0.524	0.647	0.348	0.153	0.731	0.435	0.872	0.801
Hommes	0.260	0.345	0.350	0.165	0.473	0.252	0.610	0.510
Femmes	0.403	0.433	0.321	0.194	0.538	0.341	0.724	0.626
Non membre d'une minorité visible	0.302	0.411	0.351	0.176	0.502	0.298	0.653	0.587
Membre d'une minorité visible	0.545	0.316	0.228	0.192	0.501	0.281	0.773	0.508

^a Calcul pour les étudiants non inscrits à l'université.

La plus grande propension des étudiants aux États-Unis à poursuivre des études universitaires s'observe dans presque toutes les tranches de répartition du revenu. Dans le quartile supérieur de revenu, 63 % des étudiants américains s'inscrivent à l'université, comparativement à seulement 46 % des étudiants canadiens. Nous observons des tendances similaires dans les troisième et deuxième quartiles de revenu. Toutefois, l'inverse s'observe dans le quartile inférieur de revenu : seulement 15 % des étudiants américains fréquentent l'université, comparativement à 24 % de ceux au Canada. En fait, les étudiants canadiens sont tout aussi susceptibles de poursuivre des études universitaires qu'ils se situent dans le quartile inférieur ou dans le deuxième quartile de revenu. Ce résultat est assez significatif, puisqu'il donne à penser que la relation entre la poursuite d'études universitaires et le revenu au Canada ne s'observe que dans la moitié supérieure de l'échelle de répartition du revenu. Par contre, les étudiants américains du deuxième quartile de revenu sont plus de deux fois plus susceptibles de poursuivre des études universitaires que les étudiants du quartile inférieur.

Les étudiants dont l'un des parents est titulaire d'un diplôme universitaire sont considérablement plus susceptibles de fréquenter l'université que les autres étudiants. Ce résultat s'observe dans l'un et l'autre pays, mais l'écart est légèrement plus marqué aux États-Unis. Les femmes sont également plus susceptibles de fréquenter l'université et l'avantage relatif est modérément plus important au

Canada. Alors que les membres d'une minorité visible sont beaucoup plus susceptibles de fréquenter l'université au Canada, ils sont légèrement moins susceptibles de le faire aux États-Unis.

Pour ce qui est de la poursuite d'études collégiales, nous calculons les taux de deux façons. Lorsque tous les étudiants sont inclus dans le calcul (la colonne « Études collégiales »), il est évident que la poursuite d'études collégiales n'est pas forcément associée à une caractéristique socioéconomique donnée dans l'un ou l'autre pays, sauf qu'au Canada, les personnes non membres d'une minorité visible sont plus susceptibles de poursuivre des études collégiales que les membres d'une minorité visible.

Le tableau est légèrement différent lorsque nous tenons compte de la non-participation aux études universitaires. En premier lieu, les taux varient alors selon le groupe de revenu, quoique toujours moins que dans le cas de la fréquentation de l'université. De nouveau, la variation est plus grande aux États-Unis. Le fait d'avoir un parent titulaire d'un diplôme universitaire est maintenant fortement associé à la poursuite d'études collégiales dans l'un et l'autre pays. Les femmes sont maintenant légèrement plus susceptibles d'aller au collège. Au Canada, les membres des minorités visibles sont maintenant aussi susceptibles de poursuivre des études collégiales que les personnes non membres d'une minorité visible. Bref, lorsque nous observons la non-participation aux études universitaires, les questions associées à l'accès aux études collégiales ressemblent davantage à celles associées à l'accès à l'université (bien qu'à une échelle plus petite).

Résultats économétriques

Au tableau 3, nous présentons les résultats d'un modèle probit ordonné du choix d'études postsecondaires, qui est décrit à la section 3. Comme les coefficients sont difficiles à interpréter, nous examinerons plus particulièrement les effets, présentés séparément, de la probabilité marginale de poursuivre des études collégiales et des études universitaires. Chaque variable dans le modèle est mise en interaction avec une variable nominale pour les États-Unis¹⁷.

En examinant d'abord les résultats pour les études universitaires, nous observons que les résultats en ce qui concerne le revenu du ménage correspondent aux données descriptives fournies au tableau 2. Au Canada, les étudiants du quartile supérieur de revenu jouissent d'un grand avantage sur le plan de la poursuite d'études universitaires par rapport aux étudiants du quartile inférieur (21 points de pourcentage). Toutefois, cet avantage ne correspond qu'à environ la moitié de celui des étudiants américains du quartile supérieur de revenu par rapport aux étudiants du quartile inférieur de revenu (42 points de pourcentage)¹⁸. En outre, l'écart entre le quartile inférieur de revenu et le deuxième

17. Il convient de souligner que les échantillons de l'EDTR et de la NLSY97 sont tirés de plans de sondage complexes. Comme les formules type des variances supposent des échantillons aléatoires simples, les estimations des variances diffèrent sensiblement des variances réelles. Malheureusement, les renseignements requis pour calculer des variances correctes ne sont pas disponibles aux chercheurs non-américains qui utilisent la NLSY97. Toutefois, la signification des principaux résultats canadiens n'a pas changé lorsque nous avons calculé les variances bootstrap avec 50 poids d'échantillonnage bootstrap. Ces résultats sont disponibles sur demande.

18. La valeur pour les États-Unis est obtenue par l'ajout du coefficient canadien (0,2098) et du coefficient du terme d'interaction américain (0,2085).

quartile de revenu aux États-Unis est de 20 points de pourcentage (significatif) comparativement à 2 points de pourcentage (non significatif) au Canada.

Les étudiants dont les parents sont titulaires d'un diplôme universitaire jouissent d'un avantage considérable sur le plan de la poursuite d'études universitaires par rapport aux étudiants dont les parents ont un niveau de scolarité inférieur. Au Canada, par exemple, nous observons un écart de 19 (15) points de pourcentage sur le plan de la poursuite d'études universitaires entre les étudiants dont le père (la mère) est titulaire d'un diplôme universitaire comparativement aux étudiants dont le père (la mère) n'a pas fait d'études postsecondaires. Bien que la relation estimée soit légèrement plus forte aux États-Unis, les écarts entre les deux pays ne sont pas statistiquement significatifs.

Les femmes constituent un autre groupe qui jouit d'un avantage similaire dans l'un et l'autre pays. Au Canada, elles ont un avantage de 15 points de pourcentage par rapport aux hommes. Aux États-Unis, l'écart est légèrement plus petit, soit de 12 points de pourcentage. Comme dans le cas du niveau d'études des parents, la différence entre les deux pays n'est pas statistiquement significative.

L'expérience des membres de minorités visibles est très différente dans l'un et l'autre pays. Au Canada, ils jouissent d'un avantage de 20 points de pourcentage sur le plan de la poursuite d'études universitaires. Aux États-Unis, cet avantage est de 4 points de pourcentage seulement et n'est pas statistiquement significatif. Souvenons-nous que, selon les données brutes, les membres de minorités visibles aux États-Unis sont moins susceptibles d'aller à l'université que les personnes qui ne sont pas membres de minorités visibles. Les résultats économétriques donnent à penser que cela est attribuable aux différences sur le plan des caractéristiques socioéconomiques observables (p. ex., le revenu ou le niveau d'études des parents).

Tableau 3 : Résultats du modèle probit ordonné, résultats sur le plan des études des jeunes^a

	Coefficient	Poursuite d'études collégiales		Poursuite d'études universitaires		Z
		Z Prob. marg.		Z Prob. marg.		
2 ^e quartile de revenu	0,0532	0,37	0,0004	0,58	0,0201	0,37
3 ^e quartile de revenu	0,3890	2,58	-0,0045	-0,86	0,1494	2,54
4 ^e quartile de revenu	0,5445	3,48	-0,0110	-1,37	0,2098	3,44
Le père a des études postsecondaires partielles	0,0626	0,52	0,0006	0,54	0,0235	0,52
Le père a un diplôme universitaire	0,4989	3,05	-0,0106	-1,22	0,1928	3,00
La mère a des études postsecondaires partielles	0,2358	2,00	0,0005	0,34	0,0894	1,98
La mère a un diplôme universitaire	0,3936	2,35	-0,0062	-0,87	0,1518	2,32
Femme	0,3989	3,83	0,0043	2,02	0,1487	3,84
Membre d'une minorité visible	0,5210	2,45	-0,0120	-1,01	0,2015	2,42
Immigrant	-0,2110	-0,85	-0,0068	-0,51	-0,0761	-0,89
Langue maternelle autre que celle de la majorité	0,3040	1,47	-0,0062	-0,59	0,1181	1,44
Région urbaine	0,0061	0,04	0,0001	0,04	0,0023	0,04
6 %<=Taux de chômage<9 %	0,1652	1,23	-0,0002	-0,09	0,0629	1,21
Taux de chômage>=9 %	0,2493	1,96	-0,0031	-0,67	0,0962	1,93
15 ans le 31 décembre 1996	-0,0695	-0,54	-0,0009	-0,45	-0,0260	-0,55
16 ans le 31 décembre 1996	0,2506	1,97	0,0002	0,09	0,0951	1,95
É.-U.	-0,3433	-1,49	0,0062	0,58	-0,1329	-1,45
2 ^e quartile de revenu *É.-U.	0,4910	3,10	-0,0103	-1,24	0,1898	3,07
3 ^e quartile de revenu *É.-U.	0,3744	2,28	-0,0052	-0,81	0,1442	2,26
4 ^e quartile de revenu *É.-U.	0,5391	3,15	-0,0129	-1,31	0,2085	3,14
Le père a des études postsecondaires partielles *É.-U.	0,1290	0,99	0,0010	1,17	0,0486	0,99
Le père a un diplôme universitaire *É.-U.	0,1687	0,95	-0,0003	-0,10	0,0643	0,94
La mère a des études postsecondaires partielles *É.-U.	-0,0965	-0,75	-0,0015	-0,57	-0,0359	-0,76
La mère a un diplôme universitaire *É.-U.	0,0985	0,55	0,0003	0,41	0,0374	0,54
Sexe féminin *É.-U.	-0,0788	-0,70	-0,0009	-0,62	-0,0295	-0,70
Membre d'une minorité visible *É.-U.	-0,4460	-2,03	-0,0180	-1,20	-0,1572	-2,19
Immigrant *É.-U.	0,4899	1,80	-0,0197	-0,83	0,1921	1,78
Langue maternelle autre que celle de la majorité *É.-U.	-0,3562	-1,51	-0,0168	-0,87	-0,1240	-1,66
Région urbaine *É.-U.	-0,0841	-0,58	-0,0007	-0,69	-0,0316	-0,59
6 %<=Taux de chômage<9 %*É.-U.	-0,0079	-0,05	-0,0001	-0,05	-0,0030	-0,05
Taux de chômage>=9 %*É.-U.	-0,3806	-2,45	-0,0182	-1,42	-0,1321	-2,68
15 ans le 31 décembre 1996*É.-U.	0,3379	2,44	-0,0019	-0,57	0,1291	2,41
16 ans le 31 décembre 1996*É.-U.	-0,0538	-0,39	-0,0007	-0,32	-0,0201	-0,39
μ_1	0,7008	3,26				
μ_2	1,3087	6,06				
N		3747				
Log L ^b		-3480				

^a Les résultats sont dans l'ordre suivant : pas d'études postsecondaires (0), études collégiales (1) et études universitaires (2). Il convient également de souligner que le cheminement 1 est suivi dans ce modèle.

^b log de vrai semblance.

Pour ce qui est de la poursuite d'études collégiales, le modèle probit ordonné montre très peu de différences observables à l'intérieur des pays, et aucune entre les pays. En fait, seule la variable indicatrice d'appartenance au sexe féminin au Canada est significative (au niveau de 5 %) et elle est très petite sur le plan empirique. Cela donne l'impression que les études collégiales sont très accessibles au Canada et aux États-Unis, mais, comme nous l'avons signalé dans la section portant sur les méthodes, cette impression peut être trompeuse puisque les étudiants qui choisissent d'aller à l'université pourraient se permettre d'aller au collège. Par conséquent, il pourrait être préférable de simplement exclure les étudiants qui choisissent d'aller à l'université au moment d'évaluer l'accessibilité aux études collégiales.

À l'annexe, nous montrons les effets de la probabilité marginale d'une série de modèles probit binaires utilisés pour analyser les choix faits dans le cadre de différents cheminements (décrits à la section portant sur les méthodes). À l'étape 2 du cheminement 2 (tableau A1), la décision de poursuivre des études collégiales est modélisée pour les étudiants qui décident de ne pas poursuivre d'études universitaires. Un modèle différent d'accès aux études collégiales se dégage de ces résultats. En premier lieu, nous observons quelques (faibles) preuves d'incidence du revenu du ménage. Au Canada, les étudiants du quartile supérieur de revenu jouissent d'un avantage de 13 points de pourcentage par rapport aux étudiants du quartile inférieur de revenu, qui s'écarte à peine du test de signification à 10 %. Aux États-Unis, la relation est plus forte, puisqu'on observe un écart de 26 points de pourcentage. Bien que l'écart entre le revenu et l'accès aux États-Unis ne soit pas significativement différent de celui au Canada, il est significativement différent de 0. Au Canada, le fait d'avoir un parent titulaire d'un diplôme universitaire semble jouer un rôle important. En fait, la relation entre la participation aux études collégiales et le fait d'avoir une mère titulaire d'un diplôme universitaire est plus forte que celle indiquée au tableau 3 pour la participation aux études universitaires. Bien que les estimations pour les États-Unis ne soient pas différentes de celles pour le Canada, elles sont de grandeur plus petite. Enfin, il y a quelques (faibles) preuves que les femmes sont plus susceptibles de poursuivre des études collégiales dans les deux pays.

6. Discussion des résultats

Bien que la poursuite d'études universitaires soit un phénomène plus courant aux États-Unis, il est attribuable dans une large mesure à une plus forte participation des étudiants de familles aisées. Les étudiants du quartile inférieur de revenu aux États-Unis sont en réalité moins susceptibles de poursuivre des études universitaires que leurs homologues au Canada. Cette constatation peut expliquer la plus faible mobilité intergénérationnelle du revenu aux États-Unis par rapport au Canada (Solon, 2002). Autrement dit, les enfants provenant de milieux défavorisés aux États-Unis peuvent être moins susceptibles que leurs homologues au Canada d'éviter le piètre sort de leurs parents parce qu'ils ont de plus faibles possibilités d'études.

Comme nous l'avons signalé dans l'introduction, la différence entre le Canada et les États-Unis pour ce qui est de l'écart au chapitre de l'accès aux études en fonction du revenu peut être attribuable en partie à la plus grande présence d'universités privées aux États-Unis ainsi qu'aux frais de scolarité plus élevés dans les universités publiques dans ce pays.

Une autre explication pourrait tenir à une plus forte corrélation entre les habiletés non observées et le revenu du ménage aux États-Unis qu'au Canada. Autrement dit, il se peut que l'écart plus

important au chapitre de l'accès aux études en fonction du revenu observé aux États-Unis soit simplement attribuable à un écart plus important sur le plan des habiletés des étudiants entre les différentes tranches de répartition du revenu.

Kane (2001) expose quatre approches qui ont été utilisées pour tenir compte des différences sur le plan des habiletés non observées dans la répartition du revenu. La première approche consiste à utiliser les renseignements disponibles sur les approximations pour les habiletés, comme les scores aux tests, le niveau d'études des parents, etc. La deuxième approche porte sur les importantes variations temporaires du revenu des ménages. La troisième approche consiste à classer les étudiants selon le centile de revenu et à établir une corrélation entre la variation du revenu moyen selon le centile et la variation des taux d'inscription. La quatrième approche consiste à attribuer des transferts de revenus de façon aléatoire aux parents et à observer les tendances en matière d'inscription de leurs enfants. Jusqu'ici, nous avons tenu compte du biais associé aux habiletés d'une manière similaire à la première approche ci-dessus, en tenant compte des différences sur le plan du niveau d'études des parents et d'autres caractéristiques socioéconomiques.

Étant donné la nature comparative de la présente étude, il n'y a pas de meilleurs renseignements sur les habiletés des étudiants dans la NLSY97 et l'EDTR. Néanmoins, la NLSY97 comprend des mesures des habiletés sous forme de l'outil informatisé appelé Armed Services Vocational and Aptitude Battery (ASVAB), test qui a été administré au cours de la première interview. Nous commençons par estimer un modèle probit ordinal similaire à celui indiqué au tableau 3, mais seulement pour les étudiants américains pour lesquels des renseignements sur le score obtenu au test sont fournis (2 417 en tout). Nous ré-estimons ensuite le modèle en ajoutant les scores ASVAB. Notons que nous avons normalisé la distribution des scores de manière à obtenir une moyenne de 0 et une variance correspondant à 1. Les effets marginaux sur la probabilité de poursuivre des études universitaires sont indiqués au tableau 4.

Tableau 4 : Effets de la probabilité marginale de poursuivre des études universitaires selon un modèle probit ordonné, jeunes aux É.-U.^a

	<u>Pas de score ASVAB</u>		<u>Scores ASVAB ajoutés</u>	
	Prob. marg.	Z	Prob. marg.	Z
2 ^e quartile de revenu	0,2071	7,28	0,1246	4,10
3 ^e quartile de revenu	0,2906	10,21	0,1625	5,15
4 ^e quartile de revenu	0,4050	14,24	0,2660	7,89
Le père a des études postsecondaires partielles	0,0709	3,13	0,0375	1,60
Le père a un diplôme universitaire	0,2541	8,11	0,1878	5,55
La mère a des études postsecondaires partielles	0,0526	2,36	0,0274	1,19
La mère a un diplôme universitaire	0,1878	6,30	0,0950	3,06
Sexe féminin	0,1181	6,34	0,0647	2,73
Membre d'une minorité visible	0,0283	1,17	0,1263	4,52
Immigrant	0,1065	2,08	0,0562	1,07
Langue maternelle autre que celle de la majorité	-0,0186	-0,37	0,1101	1,88
Région urbaine	-0,0288	-1,36	-0,0449	-2,02
6 % <= Taux de chômage < 9 %	0,0593	2,34	0,0905	3,33
Taux de chômage >= 9 %	-0,0478	-1,28	-0,0147	-0,37
15 ans le 31 décembre 1996	0,1001	4,27	0,0330	1,35
16 ans le 31 décembre 1996	0,0727	3,09	-0,0061	-0,25
Sciences générales/100			0,0073	2,88
Raisonnement arithmétique/100			0,0027	1,21
Connaissance des mots/100			0,0033	1,48
Compréhension de paragraphes/100			0,0043	2,13
Opérations numériques/100			0,0014	5,77
Rapidité de codage/100			-0,0001	-0,36
Connaissance des automobiles/100			-0,0055	-2,30
Connaissance de l'atelier/100			-0,0073	-3,21
Connaissances mathématiques/100			0,0156	7,51
Connaissances mécaniques/100			0,0006	0,25
Connaissances électroniques/100			0,0019	0,98
Assemblage d'objets/100			0,0006	0,38

^a L'échantillon dans l'un et l'autre modèle se compose de 2 417 jeunes auxquels on a administré le test informatisé appelé Armed Services Vocational and Aptitude Battery (ASVAB) au cours de l'interview menée en 1997. Il convient de souligner également que le cheminement 1 est suivi dans ce modèle (voir le texte pour plus de détails).

En premier lieu, nous observons une relation statistiquement significative entre les approximations de certaines habiletés et la participation aux études universitaires (p. ex., sciences générales, compréhension de paragraphes, opérations numériques et connaissances mathématiques). Avant l'ajout des scores ASVAB, les étudiants du quartile supérieur de revenu ont un avantage de 41 points de pourcentage pour ce qui est de la participation aux études universitaires par rapport aux étudiants du quartile inférieur de revenu (partie de gauche). Bien que l'ajout des scores ASVAB dans le modèle ait pour effet de réduire l'écart, qui passe de 41 à 27 points de pourcentage (une

baisse de 34 %), l'écart résiduel demeure considérable (partie de droite)¹⁹. L'écart qui reste après prise en compte des habiletés dans les données américaines demeure considérablement plus grand que celui que nous avons observé plus tôt dans les données canadiennes (21 points de pourcentage), et ce, malgré le fait que les différences sur le plan des habiletés ne sont pas prises en compte dans l'échantillon canadien.

Bien qu'il soit difficile de savoir quel serait l'effet de l'ajout des habiletés sur les résultats obtenus au Canada (si une approximation était disponible), il est clair que l'écart au chapitre de l'accès selon le revenu augmentera seulement si les habiletés sont corrélées *négativement* au revenu du ménage.

Par conséquent, il est probable que l'écart plus important au chapitre de l'accès selon le revenu observé aux États-Unis n'est pas entièrement attribuable à une relation plus forte entre les habiletés et le revenu du ménage.

Une troisième explication possible de la relation plus étroite entre la poursuite d'études universitaires et le revenu aux États-Unis est la qualité hétérogène des établissements d'enseignement. Autrement dit, les rendements associés aux universités plus abordables aux États-Unis pourraient ne pas justifier l'investissement pour de nombreux étudiants provenant de familles à faible revenu. Brewer, Eide et Ehrenberg (1999) estiment un avantage important associé à la fréquentation d'une université privée « d'élite » et un avantage plus petit associé à la fréquentation d'une université privée de rang moyen, relativement aux universités publiques classées en bas de l'échelle aux États-Unis. Toutefois, Betts, Ferrall et Finnie (2000) constatent également d'importantes variations dans les revenus des diplômés canadiens selon diverses mesures de la qualité de l'université. Il faudrait procéder à une étude comparative détaillée pour évaluer la validité de cette hypothèse.

Pourquoi les membres d'une minorité visible ont-ils un avantage sur le plan de la poursuite d'études universitaires au Canada mais non aux États-Unis? Deux possibilités viennent à l'esprit. Selon la première, les membres d'une minorité visible aux États-Unis peuvent avoir une perception plus faible des rendements économiques associés à un diplôme universitaire que leurs homologues au Canada. Malheureusement, les échantillons de la NLSY et de l'EDTR ne sont pas suffisamment grands pour permettre une analyse détaillée selon la minorité visible. Pour examiner cette question, nous utilisons les données de recensements canadiens et américains. Au tableau 5, nous montrons le revenu annuel médian des diplômés d'études secondaires et universitaires travailleurs à temps plein à longueur d'année âgés de 25 à 34 ans dans les deux pays, selon la minorité visible.

19. Carneiro et Heckman (2002) appliquent le Armed Forces Qualifications Test (AFQT) à la cohorte initiale de la NLSY de 1979 et constatent que, même si une relation résiduelle persiste après prise en compte des scores de l'AFQT, l'écart au chapitre de l'accès en fonction du revenu est considérablement plus petit. Souvenons-nous que Ellwood et Kane (2000) ont conclu que l'écart sur le plan de l'accès en fonction du revenu s'est élargi aux États-Unis durant les années 1980. Il se peut que le revenu joue un rôle plus important au cours des dernières années.

Tableau 5 : Revenu annuel médian selon l'appartenance à une minorité visible^a

	Canada			É.-U.		
	Études secondaires	Études universitaires	Différence en %	Études secondaires	Études universitaires	Différence en %
Blancs	30 767	41 811	35,9	34 450	50 350	46,2
Noirs	26 664	37 945	42,3	30 475	43 725	43,5
Asiatiques ^b	25 639	39 996	56,0	33 125	59 625	80,0
Hispaniques	25 639	35 894	40,0	30 475	42 400	39,1
Autochtones	25 639	38 369	49,7	27 825	39 750	42,9
Autres min. vis.	26 645	41 022	54,0	30 475	46 375	52,2

^a Les échantillons se composent de travailleurs à temps plein à longueur d'années âgés de 25 à 34 ans tirés du Recensement du Canada de 2001 et du Recensement des États-Unis de 2000. Les revenus sont ceux de l'année précédant le recensement dans l'un et l'autre cas.

^b Comprendent les Asiatiques de l'Est, du Sud-Est et du Sud. Les Asiatiques du Moyen-Orient sont inclus dans la catégorie « Autres minorités visibles ».

Les résultats montrent clairement que, pour la plupart des groupes, les rendements économiques de l'obtention d'un diplôme universitaire ne sont pas plus élevés au Canada qu'aux États-Unis. En fait, ils sont considérablement plus élevés pour les Asiatiques aux États-Unis, comparativement à leurs homologues au Canada. Les rendements sont un peu plus élevés pour certains Autochtones au Canada, mais il s'agit d'un groupe peu nombreux.

Une autre possibilité tient simplement à une différence dans la composition de la population des minorités visibles. Dans la partie supérieure du tableau 6, nous utilisons les données des recensements du Canada et des États-Unis pour montrer la proportion de membres de diverses minorités visibles âgés de 25 à 34 ans et titulaires d'un diplôme universitaire dans l'un et l'autre pays (ainsi que la part qu'ils représentent de tous les membres d'une minorité visible donnée).

Tableau 6 : Décomposition de l'écart entre le Canada et les États-Unis au chapitre de la proportion de membres de minorités visibles titulaires d'un diplôme universitaire^a

	Canada		É.-U.	
	Part de la population de membres de minorités visibles	Proportion de titulaires d'un diplôme universitaire	Part de la population de membres de minorités visibles	Proportion de titulaires d'un diplôme universitaire
Noirs	0,132	0,183	0,472	0,153
Asiatiques ^b	0,527	0,410	0,184	0,534
Hispaniques	0,049	0,188	0,316	0,081
Autochtones	0,191	0,062	0,022	0,103
Autres minorités visibles	0,102	0,339	0,006	0,312
Total, minorités visibles	1,000	0,296	1,000	0,200
Blancs	0,000	0,237	0,000	0,305
	Méthode de décomposition 1 ^c		Méthode de décomposition 2 ^c	
Écart entre le Canada et les É.-U. sur le plan des membres des minorités visibles titulaires d'un diplôme universitaire			0,095	
Effet de composition	0,156		0,071	
Effet de structure	-0,061		0,024	

^a Les échantillons se composent de toutes les personnes âgées de 25 à 34 ans tirées du Recensement du Canada de 2001 et du Recensement des États-Unis de 2000. Les revenus sont ceux de l'année précédant le recensement dans l'un et l'autre cas.

^b Comprennent les Asiatiques de l'Est, du Sud-Est et du Sud. Les Asiatiques du Moyen-Orient sont inclus dans la catégorie « Autres minorités visibles ».

^c Voir le texte pour les formules détaillées.

En premier lieu, nous soulignons que les données de recensement laissent supposer également un taux plus élevé de poursuite d'études universitaires aux États-Unis qu'au Canada en général (voir la ligne « Blancs »). Chez les membres de minorités visibles, 30 % ont un diplôme universitaire au Canada comparativement à 20 % seulement aux États-Unis. Cela semble s'expliquer par la plus forte proportion d'Asiatiques au Canada (qui ont un taux élevé d'études universitaires) ainsi que la plus faible proportion de Noirs au Canada (qui ont un faible taux d'études universitaires).

À la partie inférieure du tableau 6, nous décomposons l'écart entre le Canada et les États-Unis sur le plan de l'obtention d'un diplôme universitaire chez les membres de minorités visibles (9,5 %). Cet écart peut s'exprimer sous la forme :

$$GAP_{can-us} = \sum_i S_{can,i} P_{can,i} - \sum_i S_{us,i} P_{us,i}$$

La proportion de titulaires d'un diplôme universitaire est représentée par P, tandis que S représente la part de la population de membres de minorités visibles. Chaque minorité visible est représentée par l'indice i. Selon la première méthode de décomposition, nous ajoutons et soustrayons le terme $\sum_i S_{can,i} P_{us,i}$ au deuxième membre de l'équation. Après avoir réarrangé les termes et exprimé le deuxième membre sous une forme matricielle (en supprimant l'indice i), nous obtenons :

$$\text{Méthode de décomposition 1 : } GAP_{can-us} = S_{can} (P_{can} - P_{us}) + (S_{can} P_{us} - S_{us} P_{us})$$

Bref, l'écart total est la somme de l'effet de structure (c.-à-d., dû à une différence dans P) et de l'effet de composition (c.-à-d., dû à une différence dans S). Selon la deuxième méthode, nous ajoutons et soustrayons simplement le terme $\sum_i S_{us,i} P_{can,i}$, ce qui donne :

$$\text{Méthode de décomposition 2 : } GAP_{can-us} = S_{us} (P_{can} - P_{us}) + (S_{can} P_{can} - S_{us} P_{can})$$

À la partie inférieure du tableau 6, nous voyons que l'une et l'autre méthode indiquent des différences de composition qui sous-tendent l'écart global. Selon la méthode 1, les différences de composition expliquent plus de 100 % de l'écart, tandis que selon la méthode 2, elles en expliquent près des trois quarts.

7. Conclusion

Un nombre considérable de preuves recueillies récemment donnent à penser que l'accès aux études postsecondaires n'est pas réparti de façon égale dans de nombreux pays. Plus particulièrement, les étudiants de milieux socioéconomiques plus favorisés ont un avantage considérable, notamment en ce qui a trait à la participation aux études universitaires. L'objectif de notre étude était de comparer les différentes expériences des étudiants canadiens et américains en ce qui a trait à l'accès aux études postsecondaires.

Notre principale conclusion est que deux groupes d'étudiants sont désavantagés sur le plan de la poursuite d'études universitaires aux États-Unis comparativement au Canada. Il s'agit des étudiants provenant de familles à faible revenu et des membres de minorités visibles. Pour ce qui est de la poursuite d'études collégiales, nos résultats ne révèlent qu'un très faible lien avec les antécédents socioéconomiques lorsque nous incluons les étudiants qui décident d'aller à l'université (et qui peuvent donc se permettre de poursuivre des études collégiales). Lorsque nous excluons ces étudiants, les tendances qui se dégagent sont qualitativement similaires à celles observées pour ce qui est de l'accès à l'université, quoi que moins prononcées.

Les étudiants du quartile inférieur de revenu aux États-Unis sont nettement moins susceptibles de s'inscrire à l'université que leurs homologues au Canada. En effet, au Canada, 24 % de ces étudiants

s'inscrivent à l'université (peu après avoir terminé leurs études secondaires), comparativement à 15 % seulement aux États-Unis. Le taux plus faible aux États-Unis est important étant donné qu'aux niveaux de revenu plus élevés, les étudiants américains sont beaucoup plus susceptibles d'aller à l'université que les étudiants canadiens. Ces résultats demeurent valables lorsque nous examinons les preuves économétriques présentées, dans lesquelles nous tenons compte des différences sur le plan du niveau d'études des parents, du sexe et de diverses autres caractéristiques socioéconomiques.

Bien qu'il soit difficile d'attribuer ces différences à des facteurs précis, nous avons déterminé que certains étudiants sont susceptibles de poursuivre des études universitaires tandis que d'autres le sont moins. Plus particulièrement, le coût plus élevé des études universitaires aux États-Unis peut expliquer pourquoi les étudiants américains du quartile inférieur de revenu sont moins susceptibles d'aller à l'université que leurs homologues canadiens observés, bien qu'aux niveaux de revenu plus élevés, les étudiants américains soient beaucoup plus susceptibles de s'inscrire à l'université. Les coûts plus élevés aux États-Unis peuvent s'expliquer par la forte présence d'universités privées, un niveau considérablement inférieur d'accès local aux universités publiques et le coût plus élevé des études dans ces universités publiques même lorsqu'elles sont situées dans la même localité.

La différence entre les habiletés des étudiants des différentes tranches de répartition du revenu au Canada et aux États-Unis est un facteur qui entre en cause également. Même si nous avons montré que les différences entre les habiletés expliquent environ le tiers de l'écart au chapitre de la participation aux études universitaires entre le quartile supérieur de revenu et le quartile inférieur de revenu aux États-Unis, l'écart résiduel demeure considérablement plus important que celui observé au Canada (même lorsqu'il n'est pas tenu compte de l'effet des habiletés). Toutefois, les différences sur le plan des habiletés peuvent néanmoins expliquer une partie de l'écart entre les deux pays.

La différence en ce qui a trait au niveau d'hétérogénéité de la qualité de l'enseignement universitaire entre les pays est un troisième facteur qui pourrait entrer en cause. Des études menées au Canada et aux États-Unis donnent à penser que la qualité de l'enseignement universitaire influe sur les revenus à venir mais, jusqu'ici, il n'existe pas d'études comparant les deux pays à cet égard.

Les étudiants qui sont membres de minorités visibles aux États-Unis sont également moins susceptibles de fréquenter l'université comparativement à leurs homologues canadiens, bien qu'ils ne soient pas désavantagés dans l'un et l'autre pays. Aux États-Unis, ces étudiants sont aussi susceptibles que d'autres de poursuivre des études universitaires une fois prises en compte les différences entre les caractéristiques socioéconomiques observables. Au Canada, par contre, les membres de minorités visibles sont beaucoup plus susceptibles de poursuivre des études universitaires que les autres étudiants.

En ce qui a trait aux raisons éventuelles des différences entre les pays, nous avons examiné deux facteurs. Dans l'un et l'autre cas, nous avons dû avoir recours aux données de recensement sur les études universitaires pour obtenir des échantillons plus grands. La première possibilité est celle de rendements plus élevés associés à un diplôme universitaire au Canada comparativement aux États-Unis pour ces personnes. Toutefois, les données n'étayaient pas cette hypothèse.

La deuxième possibilité a trait aux différences sur le plan de la composition de la population de minorités visibles entre les pays (p. ex., la proportion de Noirs, d'Asiatiques, etc.). Au Canada, il y a relativement plus d'Asiatiques (groupe où l'on trouve une forte proportion de diplômés universitaires) et moins de Noirs (groupe où l'on trouve une faible proportion de diplômés universitaires). Les résultats de la décomposition donnent à penser que la plus grande partie de l'écart sur le plan des études universitaires entre membres d'une minorité visible dans l'un et l'autre pays peut effectivement être attribuée à des différences de composition de la minorité visible en question.

Annexe

Tableau A1 : Effets de la probabilité marginale d'après les modèles probit binaires^a

	Étape 1 (univ./pas univ.)		Étape 2 (coll./pas coll.)	
	Prob. marg.	Z	Prob. marg.	Z
2 ^e quartile de revenu	-0,0064	-0,09	0,0557	0,84
3 ^e quartile de revenu	0,1911	2,73	0,0750	1,03
4 ^e quartile de revenu	0,2481	3,48	0,1302	1,63
Le père a des études postsec. partielles	0,0130	0,23	0,0410	0,77
Le père a un diplôme universitaire	0,2075	2,84	0,1613	1,73
La mère a des études postsec. partielles	0,1370	2,47	0,0135	0,25
La mère a un diplôme universitaire	0,1586	2,10	0,2104	2,12
Sexe féminin	0,1787	3,90	0,0845	1,71
Membre d'une minorité visible	0,2874	3,17	-0,0582	-0,50
Immigrant	-0,0572	-0,57	-0,0846	-0,75
Langue maternelle autre que celle de la majorité	0,1117	1,15	0,1581	1,41
Région urbaine	-0,0132	-0,21	0,0320	0,53
6 %<=Taux de chômage<9 %	0,0384	0,62	0,1002	1,51
Taux de chômage>=9 %	0,0905	1,52	0,1114	1,69
15 ans le 31 décembre 1996	-0,0227	-0,39	-0,0221	-0,38
16 ans le 31 décembre 1996	0,1078	1,86	0,0788	1,26
É.-U.	0,0271	0,26	-0,2333	-2,07
2 ^e quartile de revenu*É.-U.	0,2102	2,68	0,0909	1,22
3 ^e quartile de revenu*É.-U.	0,1059	1,36	0,0942	1,16
4 ^e quartile de revenu*É.-U.	0,1644	2,03	0,1261	1,42
Le père a des études postsec. partielles*É.-U.	0,0509	0,85	0,0114	0,19
Le père a un diplôme universitaire*É.-U.	0,0473	0,61	-0,0499	-0,57
La mère a des études postsec. partielles*É.-U.	-0,0690	-1,22	-0,0060	-0,10
La mère a un diplôme universitaire*É.-U.	0,0340	0,43	-0,0980	-1,18
Sexe féminin*É.-U.	-0,0759	-1,53	0,0215	0,40
Membre d'une minorité visible*É.-U.	-0,2325	-3,28	0,0958	0,73
Immigrant*É.-U.	0,1646	1,33	0,1794	1,13
Langue maternelle autre que celle de la majorité*É.-U.	-0,1410	-1,64	-0,1245	-1,41
Région urbaine*É.-U.	-0,0266	-0,41	-0,0271	-0,40
6 %<=Taux de chômage<9 %*É.-U.	0,0313	0,47	-0,0787	-1,26
Taux de chômage>=9 %*É.-U.	-0,1669	-3,12	-0,0595	-0,90
15 ans le 31 décembre 1996*É.-U.	0,1145	1,78	0,1104	1,64
16 ans le 31 décembre 1996*É.-U.	-0,0398	-0,67	-0,0178	-0,27

^a Le cheminement 2 est suivi dans ce modèle (voir le texte pour plus de détails).

Tableau A2 : Effets de la probabilité marginale d'après les modèles probit binaires^a

	Étape 1 (ét. postsec./ pas ét. postsec.)		Étape 2 (ét. postsec./ pas ét. postsec.)	
	Prob. marg.	Z	Prob. marg.	Z
2 ^e quartile de revenu	0,0540	0,86	-0,0401	-0,50
3 ^e quartile de revenu	0,1521	2,45	0,1311	1,83
4 ^e quartile de revenu	0,2039	3,27	0,1733	2,36
Le père a des études postsec. partielles	0,0366	0,69	0,0013	0,02
Le père a un diplôme universitaire	0,2040	3,01	0,1406	1,88
La mère a des études postsec. partielles	0,0696	1,35	0,1235	2,13
La mère a un diplôme universitaire	0,2111	2,94	0,0798	1,08
Sexe féminin	0,1526	3,28	0,1429	2,65
Membre d'une minorité visible	0,1290	1,41	0,2314	3,13
Immigrant	-0,0735	-0,62	-0,0440	-0,35
Langue maternelle autre que celle de la majorité	0,1495	1,84	0,0589	0,62
Région urbaine	0,0233	0,38	-0,0245	-0,35
6 %<=Taux de chômage<9 %	0,0945	1,64	-0,0045	-0,07
Taux de chômage>=9 %	0,1326	2,56	0,0269	0,43
15 ans le 31 décembre 1996	-0,0277	-0,48	-0,0136	-0,20
16 ans le 31 décembre 1996	0,1159	2,06	0,0681	1,10
É.-U.	-0,1466	-1,64	0,2325	1,67
2 ^e quartile de revenu*É.-U.	0,1518	2,42	0,1279	1,67
3 ^e quartile de revenu*É.-U.	0,1242	1,83	0,0348	0,41
4 ^e quartile de revenu*É.-U.	0,1860	2,74	0,0503	0,58
Le père a des études postsec. partielles*É.-U.	0,0390	0,69	0,0249	0,36
Le père a un diplôme universitaire*É.-U.	0,0212	0,25	0,0217	0,26
La mère a des études postsec. partielles*É.-U.	-0,0231	-0,41	-0,0732	-1,04
La mère a un diplôme universitaire*É.-U.	-0,0458	-0,50	0,0515	0,62
Sexe féminin*É.-U.	-0,0195	-0,38	-0,1085	-1,86
Membre de minorité visible*É.-U.	-0,1032	-0,99	-0,2813	-2,52
Immigrant*É.-U.	0,1746	1,74	0,0847	0,73
Langue maternelle autre que celle de la majorité*É.-U.	-0,1785	-1,64	-0,1201	-0,88
Région urbaine*É.-U.	-0,0451	-0,71	-0,0165	-0,22
6 %<=Taux de chômage<9 %*É.-U.	-0,0403	-0,60	0,0527	0,75
Taux de chômage>=9 %*É.-U.	-0,1687	-2,39	-0,1418	-1,60
15 ans le 31 décembre 1996*É.-U.	0,1337	2,31	0,0488	0,69
16 ans le 31 décembre 1996*É.-U.	-0,0360	-0,57	-0,0504	-0,70

^a Le cheminement 3 est suivi dans ce modèle (voir le texte pour plus de détails).

Bibliographie

- Antecol, H. et K. Bedard. 2004. « The racial wage gap: The importance of labor force attachment differences across black, Mexican and white men. » *Journal of Human Resources*. 39, 2 : 564–583.
- Baker, M. et D. Benjamin. 1994. « The performance of immigrants in the Canadian labour market. » *Journal of Labor Economics*. 12, 3 : 369–405.
- Belzil, C. et J. Hansen. 2003. « Structural estimates of the intergenerational education correlation » *Journal of Applied Econometrics*. 18, 6 : 679–696.
- Betts, J., C. Ferrall et R. Finnie. 2000. « The role of university quality in determining post-graduation outcomes: Panel evidence from three recent Canadian cohorts. » University of California at San Diego, Department of Economics. Document du travail.
- Bishop, J. 1977. « The effect of public policies on the demand for higher education » *Journal of Human Resources*. 12, 3 : 285–307.
- Bloom, D.E., G. Grenier et M. Gunderson 1995. « The changing labour market position of Canadian immigrants. » *Canadian Journal of Economics*. 28, 4b : 987–1005.
- Borjas, G.J. 1985. « Assimilation, changes in cohort quality and the earnings of immigrants. » *Journal of Labor Economics*. 3, 4 : 463–89.
- Bouchard, B. et J. Zhao. 2000. « La formation universitaire : tendances récentes quant à la participation, l'accessibilité et les avantages. » *Revue trimestrielle de l'éducation*. 6, 4 : 24–31. N° 81-003-XIF au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.
- Brewer, D.J., E.R. Eide et R.G. Ehrenberg. 1999. « Does it pay to attend an elite private college? » *Journal of Human Resources*. 34, 1 : 104-123.
- Butcher, K.F. et J. DiNardo. 2002. « The immigrant and native-born wage distributions: Evidence from United States censuses. » *Industrial and Labor Relations Review*, 56, 1 : 97-121.
- Butlin, G. 1999. « Déterminants de la poursuite d'études postsecondaires. » *Revue trimestrielle de l'éducation*. 5, 3 : 9-31. N° 81-003-XIF au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.
- Cameron, S.V. et J.J. Heckman 1998. « Life cycle schooling and dynamic selection bias: models and evidence for five cohorts of American males. » *Journal of Political Economy*. 106, 2 : 262-333.
- Card, D. 1995. « Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling. » Dans *Aspects of labour market behaviour: Essays in honour of John Vanderkamp*. L. Christofides, E.K. Grant et R. Swidinsky (réds.). Toronto, ON : University of Toronto Press.

- Carneiro, P. et J.J. Heckman. 2002. « The evidence on credit constraints in post-secondary schooling. » *The Economic Journal*, 112, 482 : 705-734.
- Charles, K. et M.C. Luoh. 2001. « Gender differences in completed schooling. » University of Michigan, Department of Economics Working Paper.
- Christofides, L.N., J. Cirello et M. Hoy. 2001. « Family income and postsecondary education in Canada. » *Canadian Journal of Higher Education*. 31, 1 : 177-208.
- Coelli, M. 2004. « Tuition increases and inequality in postsecondary education attendance. » Document préparé pour la réunion de l'Association canadienne d'économique à Toronto, ON.
- Corak, M. et A. Heisz. 1999. « The intergenerational earnings and income mobility of Canadian men: Evidence from longitudinal income tax data. » *Journal of Human Resources*. 34, 3 : 504-533.
- Corak, M., G. Lipps et J. Zhao. 2003. « Revenu familial et participation aux études postsecondaires. » Direction des études analytiques. Documents de recherche. N° 11F0019MIF2003210 au catalogue. Ottawa ON: Statistique Canada.
- de Broucker, P. et L. Lavallée. 1998a. « Réussir dans la vie : l'influence de la scolarité des parents. » *Revue trimestrielle de l'éducation*. 5,1 : 22-28. N° 81-003-XIF au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.
- de Broucker, P. et L. Lavallée. 1998b. « Aspects intergénérationnels de l'acquisition des capacités de lecture et de la scolarité. » Dans *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*. M. Corak (réd.). N° 89-553-XIB au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.
- Do, C. 2004. « The effects of local colleges on the quality of college attended. » *Economics of Education Review*. 23, 3 : 249-257.
- Drolet, M. 2002. « New evidence on gender pay differentials: Does measurement matter? » *Analyse des politiques*. 28, 1 : 1-16.
- Drolet, M. 2004. « Participation aux études postsecondaires au Canada : le rôle du revenu et du niveau de scolarité des parents a-t-il évolué au cours des années 1990? » Direction des études analytiques. Documents de recherche. No 11F00192005243 au catalogue de Statistique Canada. Ottawa, ON : Statistique Canada.
- Eide, E.R. et M.H. Showalter 1999. « Factors affecting the transmission of earnings across generations: A quantile regression approach. » *Journal of Human Resources*. 34, 2 : 253-267.
- Ellwood, D. et T.J. Kane 2000. « Who is getting a college education: Family background and the growing gaps in enrolment. » Dans *Securing the Future*. S. Danziger et J. Waldfogel (réds.). New York : Russell Sage Foundation.

- Finnie, R., C. Laporte et E. Lascelles. 2004. « Antécédents familiaux et accès aux études postsecondaires : Que s'est-il passé pendant les années 1990? » Direction des études analytiques. Documents de recherche. N° 11F0019MIF2004226 au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.
- Fortin, N.M. et S. Lefebvre. 1998. « Mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada. » Dans *Les marchés du travail, les institutions sociales et l'avenir des enfants au Canada*. M. Corak (éd.). N° 89-553-XIB au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.
- Frenette, M. 2004. « Access to college and university: Does distance matter? » *Analyse des politiques*. 30, 4 : 427-443.
- Frenette, M. 2005. « Too far to go on? Distance to school and university participation. » *Education Economics*, à venir.
- Frenette, M., D. Green et G. Picot 2004. « Croissance de l'inégalité du revenu pendant les années 1990 : exploration de trois sources de données. » Direction des études analytiques. Documents de recherche. N° 11F0019MIF2004219 au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.
- Frenette, M. et R. Morissette 2005. « Will they ever converge? Earnings of immigrant and Canadian-born workers over the last two decades. » *International Migration Review*. 39, 1 : à venir.
- Grant, M.L. 1999. « Evidence of new immigrant assimilation in Canada. » *Revue canadienne d'économique*. 32, 4 : 930-955.
- Johnson, P.A. 2002. « Intergenerational dependence in education and income. » *Applied Economics Letters*. 9, 3 : 159-162.
- Junor, S. et A. Usher. 2002. *Le prix du savoir : l'accès à l'éducation et la situation financière au Canada*. Montréal, QC: La Fondation canadienne des bourses d'études du millénaire.
- Kane, T.J. 1994. « College attendance by blacks since 1970 : The role of college cost, family background and the returns to education. » *Journal of Political Economy*. 102, 5 : 878-911.
- Kane, T.J. 1996. « College cost, borrowing constraints and the timing of college entry. » *Eastern Economic Journal*. 22, 2 : 181-194.
- Kane, T.J. 2001. « College-going and inequality : A literature review. » Document préparé pour le Russell Sage Foundation. La dernière vue le 20 septembre, 2004 à http://www.russellsage.org/special_interest/socialinequality/revkane01.pdf
- Kidd, M.P. et M. Shannon 1994. « An update and extension of the Canadian evidence on gender wage differentials. » *Revue canadienne d'économique*. 27, 4 : 918-938.

- Knighton, T. et S. Mirza. 2002. « L'incidence du niveau de scolarité des parents et du revenu du ménage sur la poursuite d'études postsecondaires. » *Revue trimestrielle de l'éducation*. 8, 3 : 25-32. N° 81-003-XIF au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.
- Kohn, M.G., C.F. Manski et D. Mundel 1976. « An empirical investigation of factors which influence college-going behaviour. » *Annals of Economic and Social Measures*. 5, 4 :391-419.
- Lauer, C. 2003. « Family background, cohort and education: A French-German comparison based on a multivariate ordered probit model of educational attainment. » *Labour Economics*. 10, 2 : 231-51.
- Manski, C.F. et D.A. Wise 1983. *College choice in America*. Cambridge, MA : Harvard University Press.
- McPherson, M.S. et M.O. Schapiro 1991. « Does student aid effect college enrolment? New evidence on a persistent controversy. » *American Economic Review*. 81, 1 : 309-318.
- Menard, S. 1996. « Applied logistic regression analysis. » Sage University Paper Series. Quantitative Applications in the Social Sciences, no. 07-106.
- National Center for Education Statistics. 2003. Digest of Education Statistics, 2003 edition. Disponible à <http://nces.ed.gov/programs/digest/d03>.
- Pendakur, K. et R. Pendakur 2002. « Colour my world: Have earnings gaps for Canadian-born ethnic minorities changed over time. » *Analyse des politiques*. 28, 4 : 489-512.
- Plug, E. et W. Vijverberg. 2003. « Schooling, family background and adoption: Is it nature or is it nurture? » *Journal of Political Economy*. 111, 3 : 611-641.
- Polachek, S.W. et J. Robst. 2001. « Trends in the male-female wage gap: The 1980s compared with the 1970s. » *Southern Economic Journal*. 67, 4 : 869-888.
- Radner, R. et L.S. Miller. 1970. « Demand and supply in U.S. higher education: A progress report. » *American Economic Review*. 60, 2 : 326-334.
- Rivard, M. et M. Raymond. 2004. « The effect of tuition fees on post-secondary education in Canada. » Document de travail 2004-09. Ottawa, ON : Ministère des Finances.
- Solon, G. 2002. « Cross-country differences in intergenerational earnings mobility. » *Journal of Economic Perspectives*. 16, 3 : 59-66.
- Statistique Canada. Tableau CANSIM 380-0057.
- Zhao, J. et P. de Broucker. 2001. « Participation aux études postsecondaires et revenu familial. » *Le Quotidien*, 7 décembre, 2001. N° 11-011-F au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.

Zhao, J. et P. de Broucker. 2002. « Participation aux études postsecondaires et revenu familial. »
Le Quotidien, 9 janvier 2002. N° 11-011-F au catalogue. Ottawa, ON : Statistique Canada.