

Groupes sous-représentés à des études postsecondaires : Éléments probants extraits de l'Enquête auprès des jeunes en transition

Rapport préparé par Ross Finnie, École supérieure d'affaires publiques et internationales et Initiative de recherche sur les politiques de l'éducation, Université d'Ottawa; Stephen Childs, Initiative de recherche sur les politiques de l'éducation, Université d'Ottawa; Andrew Wismer, Initiative de recherche sur les politiques de l'éducation, Université d'Ottawa pour le Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur



An agency of the Government of Ontario

Avertissement :

Les opinions exprimées dans ce rapport de recherche sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue ou les politiques officielles du Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur ou d'autres agences ou organismes qui ont offert leur soutien, financier ou autre, à ce projet.

Citer le présent document de la façon suivante :

Finnie, R., Childs, S. et Wismer, A. 2011. *Groupes sous-représentés à des études postsecondaires : Éléments probants extraits de l'Enquête auprès des jeunes en transition*, Toronto, Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur.

Publié par le

Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur

1, rue Yonge, bureau 2402

Toronto (Ontario) Canada

M5E 1E5

Téléphone : 416 212-3893

Télécopieur : 416 212-3899

Web : www.heqco.ca

Courriel : info@heqco.ca

© Imprimeur de la Reine pour l'Ontario, 2011

Résumé

Il est crucial pour assurer la compétitivité de l'Ontario et fondamental sur le plan de l'équité de garantir l'accès aux études postsecondaires (EPS) à toutes les personnes admissibles. Ce document présente une analyse empirique de l'accès aux études postsecondaires chez certains groupes sous-représentés (et minoritaires) en Ontario de même qu'une comparaison des résultats de cette analyse avec ceux des autres régions du Canada. Le fait d'avoir des parents qui n'ont pas fait d'EPS est le facteur qui pèse le plus lourd dans l'ensemble du pays, et les effets de ce paramètre sont encore plus sensibles en Ontario que dans d'autres régions. L'effet d'être issu d'une famille à faible revenu est nettement moins important que la scolarité des parents; l'effet du revenu parental est même plus faible en Ontario que dans certaines autres régions. Les jeunes d'ascendance autochtone ou qui souffrent d'un handicap sont des groupes fortement sous-représentés aux EPS en Ontario, ce qui est entièrement relié à leur plus faible taux de participation aux études universitaires, ce qui est compensé à divers degrés par des taux de participation plus élevés aux études collégiales. Les jeunes venant des régions rurales sont aussi très sous-représentés (bien que dans une moindre mesure) à l'université, mais, ce groupe présente aussi un taux de participation aux études collégiales quelque peu supérieur. En outre, l'Ontario ne se compare pas favorablement aux autres régions en ce qui a trait à ces derniers groupes. Presque partout au pays, les enfants d'immigrants sont beaucoup plus susceptibles que les autres de faire des études universitaires, mais moins enclins à faire des études collégiales. Le fait de venir d'une famille monoparentale a peut d'incidence sur l'accès aux EPS de même que le fait d'être francophone hors du Québec. Ce dernier facteur est en fait positif dans certains cas. Il est étonnant que constater chez les femmes, dont le taux de participation aux EPS est généralement nettement plus élevé (notamment à l'université) que celui des hommes, que celles qui appartiennent à des groupes sous-représentés sont plus désavantagées que les hommes.

Cette étude a été financée par le Conseil ontarien de la qualité de l'enseignement supérieur (COQES), dont nous avons bénéficié des commentaires durant tout le projet. Notre travail est fondé sur les recherches menées dans le cadre du projet Mesurer l'efficacité de l'aide financière aux étudiants (MEAFE) de la Fondation canadienne des bourses du millénaire (FCBM) de même que sur des documents auxquels Richard Mueller a participé. Les auteurs sont reconnaissants envers l'Université d'Ottawa pour son appui au projet MEAFE. Les auteurs assument la responsabilité complète de l'analyse et des opinions exprimées dans ce document.

Table des matières

I. Introduction	3
II. Analyse documentaire	5
II.1 Documentation générale sur l'accès aux études postsecondaires	5
II.2 Groupes sous-représentés à des études postsecondaires	6
III. Méthodologie	12
IV. Les données.....	13
IV.1 Enquête auprès des jeunes en transition	13
IV.2 Groupes sous-représentés à des études postsecondaires	14
IV.3 Autres variables explicatives	18
IV.4 Sélection de l'échantillon	20
V. Résultats	20
V.1 Accès aux études postsecondaires selon le groupe et la région.....	20
V.2 Principaux résultats du modèle de régression pour l'Ontario	24
V.3 Comparaison entre hommes et femmes	35
V.4 Comparaison avec les autres régions	43
VI. Conclusion	59
VII. Bibliographie	61

I. Introduction

Garantir l'accès aux études postsecondaires à toutes les personnes admissibles est un élément clé pour assurer la compétitivité de l'Ontario sur les scènes nationale et internationale. L'égalité d'accès est aussi un aspect important sur le plan de l'équité, et quiconque a le talent nécessaire et souhaite s'y investir devrait bénéficier de la chance de s'épanouir qu'apportent les études postsecondaires.

Pour plusieurs jeunes, la question de savoir s'ils entreprendront des études postsecondaires et les mèneront à terme ne se pose pas. Une étude récente montre, par exemple, que les enfants de familles dont le revenu est élevé - et encore davantage si les parents ont une scolarité avancée - sont beaucoup plus susceptibles que les autres de faire des études postsecondaires (entre autres, universitaires). Par contre, la situation est bien moins claire dans d'autres groupes, y compris chez les groupes historiquement sous-représentés aux paliers postsecondaires. Or, il est essentiel d'accroître la participation de ces groupes, dont certains affichent une croissance en chiffres absolus, aux études postsecondaires si nous voulons atteindre les objectifs précités en matière d'économie et d'équité.

Les responsables des orientations politiques s'inquiètent de ce que les personnes issues des groupes suivants ne soient désavantagées sur le plan de l'accès aux études postsecondaires :

- familles à faible revenu;
- familles sans antécédents d'études postsecondaires (première génération d'apprenants);
- personnes vivant en région rurale ou loin d'un collège ou d'une université;
- personnes ayant le français comme langue maternelle;
- immigrants de la première ou de la deuxième génération;
- familles monoparentales (ou autres familles non traditionnelles);
- personnes d'ascendance autochtone ou membres des Premières nations; et
- personnes handicapées.

Les auteurs du présent document exploitent les très riches résultats de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET), cohorte A afin de mener plus loin leurs travaux antérieurs et ceux d'autres chercheurs et entreprendre une analyse poussée sur l'accès de ces groupes de la population ontarienne à l'éducation postsecondaire.¹ Ce faisant, nous apporterons de nouvelles conclusions probantes sur la participation aux études postsecondaires qui permettront aux responsables des orientations politiques de concevoir des politiques adaptées à la situation qui prévaut en Ontario. De plus, en étudiant tous ces groupes dans le cadre de la même analyse, en prenant en compte les chevauchements entre les groupes,

¹ Nous tenons à souligner le projet MEAFE, financé par la Fondation canadienne des bourses du millénaire, qui a fait progresser le programme de recherche au cours des dernières années en s'appuyant largement sur les données de l'EJET, que nous reprenons également ici. Consultez le site www.mesa-project.org ou les documents publiés par Finnie, Sweetman et Usher (2009) et par Finnie, Frenette, Mueller et Sweetman (2010). Nos travaux sont étroitement liés à une série d'études publiées par Ross Finnie et Richard Mueller.

nous apportons un nouvel éclairage sur l'accès aux études postsecondaires, non seulement à l'échelle provinciale mais aussi à l'échelle nationale - et même internationale.

Pour cela, nous établissons dans un premier temps la proportion des élèves appartenant à chacun des groupes sous-représentés et qui ont accès à des études postsecondaires (collégiales et universitaires) par rapport à leurs homologues dans l'ensemble de la population ontarienne (c'est-à-dire que nous comparons les personnes issues de familles à faible revenu à celles qui viennent de familles dont le revenu est plus élevé et celles de familles sans antécédents d'études postsecondaires à celles dont les parents ont une scolarité avancée, etc.). Nous faisons d'abord cette comparaison pour la population ontarienne puis nous rapprochons les données de l'Ontario à celles des autres provinces et régions du Canada.

Nous appliquons ensuite aux taux de participation à des études postsecondaires un modèle de régression multiple. Ce qui nous permet de prendre ces divers facteurs en compte simultanément et ainsi de déterminer les différences nettes dans le taux d'accès aux études postsecondaires pour chaque groupe sous-représenté visé par l'étude (par exemple, les taux d'accès des personnes de familles à faible revenu en tenant compte de la scolarité des parents, du milieu de résidence - urbain ou rural, etc.).

Nous poussons ensuite plus avant l'analyse de régression en ajoutant des variables explicatives supplémentaires provenant de l'Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A (EJET-A), comme les notes obtenues au secondaire, l'engagement au secondaire et les résultats aux évaluations internationales du PISA (Programme international pour le suivi des acquis des élèves). Cette méthode nous permet de voir dans quelle mesure les écarts en matière d'accès sont liés à ces facteurs ainsi que la proportion de l'écart qui subsiste quand ces facteurs sont pris en compte. Les résultats sont ventilés selon le sexe des élèves et ils sont comparés aux résultats des autres provinces et régions du Canada.

Cette méthode permet de tracer un portrait empirique simple, mais riche, des groupes sous-représentés en Ontario (dont certains sont, en fait, *sur*-représentés) et de comparer les résultats avec ceux des autres provinces et régions du Canada. Les conclusions sont intéressantes et parfois étonnantes. Par exemple, certains écarts en matière d'accès disparaissent presque complètement lorsque les autres caractéristiques de groupe sont prises en compte et d'autres ne varient presque pas. De même, certains écarts en matière d'accès sont fortement associés aux variables explicatives supplémentaires (notes obtenues au secondaire, etc.) et d'autres non. Enfin, quelques-unes des différences constatées entre l'Ontario et les autres provinces et régions sont saisissantes alors que sous d'autres aspects les taux relatifs de participations aux études postsecondaires des groupes sous-représentés sont très semblables à l'échelle nationale. L'ensemble de ces résultats aura des conséquences très importantes auprès des responsables des orientations politiques provinciales et fédérales dans leurs efforts en vue d'accroître la participation globale aux études postsecondaires et les taux d'achèvement des études.

Le présent rapport est organisé comme suit : la prochaine section (Section II) consiste en une analyse de la documentation pertinente; la Section III expose la méthodologie employée; la Section IV fournit la description des données; la Section V présente les résultats des analyses statistiques multivariées et descriptives; et la dernière section conclut par le résumé des principales constatations et par une exploration des répercussions possibles de ces conclusions sur le plan des politiques.

II. Analyse documentaire

II.1 Documentation générale sur l'accès aux études postsecondaires

Notre analyse des groupes sous-représentés à des études postsecondaires s'inscrit dans l'évolution de la tendance générale qu'on observe chez les économistes qui consiste à analyser la participation aux EPS en ne se limitant plus aux questions pécuniaires (droits de scolarité, aide financière aux étudiants, revenu familial, etc.) mais en intégrant d'autres facteurs importants. Les enquêtes longitudinales qui sont maintenant à la disposition des chercheurs comportent des renseignements détaillés sur les antécédents des répondants - notamment l'EJET-A qui a servi de base à la présente étude - et permettent d'examiner le taux de participation à des études postsecondaires en fonction des antécédents familiaux, de l'expérience vécue au secondaire et d'autres influences présentes depuis le plus jeune âge, ce qui n'était pas possible auparavant.

L'une des grandes conclusions de la présente étude est que : « [...] l'accès aux études postsecondaires et la persévérance des étudiants sont le résultat d'un ensemble complexe de processus qui commencent en général très tôt dans la vie. Pour comprendre ces processus, nous avons besoin d'un modèle, d'une démarche empirique et de données qui en rendent compte. » (Finnie, Sweetman et Usher, 2009) [traduction]. Selon ce point de vue, l'appartenance à l'un des groupes sous-représentés visés par la présente étude peut être reliée à un ensemble particulier d'influences et de processus associés aux antécédents de la personne (par exemple, la valeur accordée dans la famille aux études postsecondaires ou la prédisposition aux études postsecondaires dès le plus jeune âge) et à d'autres facteurs (y compris financiers) qui interviennent au moment même où se prend la décision de poursuivre des études postsecondaires (lorsque l'élève termine le secondaire).

Vous trouverez dans cette section un aperçu de la documentation pertinente sur l'accès aux études postsecondaires concernant particulièrement les groupes sous-représentés visés par la présente étude.² En fait, il existe une documentation abondante sur plusieurs des groupes visés (étudiants provenant de familles à faible revenu et apprenants de première génération) alors que certains groupes ont fait l'objet de peu d'études, particulièrement dans le contexte canadien.

² Pour un aperçu général de la documentation publiée sur l'accès aux EPS, en particulier dans le contexte canadien, se reporter aux travaux de Mueller (2008, 2009).

II.2 Groupes sous-représentés à des études postsecondaires

II.2.1 Étudiants à faible revenu

Les économistes ont beaucoup écrit au sujet de la représentation à des études postsecondaires des élèves venant de familles à faible revenu. Cette orientation découlait en grande partie du modèle standard utilisé par les économistes pour analyser la participation à l'enseignement supérieur, selon lequel la décision de poursuivre ou non des études découlerait de la comparaison entre le rendement futur des EPS, sous la forme d'un revenu supérieur et d'autres avantages reliés à la scolarité, et les coûts initiaux des études comprenant non seulement les coûts directs, comme les droits de scolarité, les autres frais assumés par les étudiants, les livres et le reste, mais aussi le coût de renonciation à occuper un emploi dès la sortie du secondaire afin de mener la vie d'étudiant.

Il s'ensuit de ce modèle que l'un des obstacles à l'accès aux EPS pourrait être leur abordabilité, ce qui pourrait renvoyer au revenu familial. Cela signifie que les jeunes qui souhaiteraient poursuivre des études postsecondaires parce qu'ils estiment que les avantages contrebalancent les coûts, ne peuvent réaliser leur souhait par manque de moyens financiers. Bien sûr, le système d'aide financière aux étudiants vise à aider les étudiants dans le besoin, mais il est possible qu'il ne réponde pas aux besoins de tous les étudiants potentiels. Les tendances relatives à la participation aux EPS en fonction du revenu familial ont donc toujours été interprétées selon ce cadre financier et on en déduisait la confirmation de l'efficacité du système d'EPS et du système d'aide financière aux étudiants à résorber les obstacles potentiels reliés au manque de liquidités de certains jeunes gens pour payer leurs études. Des documents complémentaires mettent directement l'accent sur ces facteurs financiers : droits de scolarité, aide financière aux étudiants, etc.

L'autre raison qui explique l'abondance de la documentation sur la relation entre l'accès aux études postsecondaires et le revenu familial, et l'importance relative accordée aux facteurs financiers est d'ordre plus pratique et tient à la disponibilité de ces données. Nous nous attardons parfois aux aspects qui bénéficient du meilleur éclairage - sans nous demander si ceux-ci sont les plus adéquats pour éclairer la recherche.

Les faits probants accumulés dans la documentation canadienne sur les droits de scolarité, l'aide financière aux étudiants et le revenu familial suggèrent que la demande d'accès aux EPS au Canada est relativement inélastique quant au prix (Junor et Usher, 2004), bien que la hausse des droits de scolarité puisse avoir des conséquences plus lourdes sur les familles à faible revenu. Coelli (2005, 2009) utilise la variation des droits de scolarité d'une province à l'autre pendant les années 1990 pour déterminer ces conséquences, alors que Neill (2009) s'attache au parti politique au pouvoir dans chaque province comme instrument susceptible de corriger le caractère endogène des droits de scolarité dans l'estimation de la demande pour les EPS. Johnson (2009) constate des conséquences semblables, mais moins importantes pour la période commençant après le tournant des années 2000. Christophides, Cirello et Hoy (2001), et Corak, Lipps et Zhao (2003) incluent le revenu parental dans leurs modèles de participation aux EPS et concluent que ce facteur est important pour ce qui est des études universitaires, mais pas tellement au palier collégial; ils constatent eux aussi que les droits de scolarité ont généralement une faible incidence globale, mais peut-être plus grande chez les personnes issues de familles à faible revenu. Les constatations de Drolet (2005) vont dans le même sens : l'écart dans la participation aux EPS entre les jeunes de familles ayant un revenu élevé ou faible rétrécit quand on considère à la fois les études

collégiales et universitaires, mais les élèves provenant de familles à faible revenu sont moins susceptibles de poursuivre de telles études - et particulièrement des études universitaires.

Frenette (2005), utilisant la déréglementation des frais de scolarité des programmes professionnels en Ontario à titre d'expérience naturelle, constate que c'est chez les personnes issues de familles de la classe moyenne, et non de familles à faible revenu, que le taux de participation à ces programmes est le plus faible. Dans un document postérieur (Frenette, 2007, 2009), le même auteur constate, à partir des données recueillies de l'EJET-A, les mêmes que nous utilisons dans notre étude, qu'une très faible partie de l'écart dans la fréquentation universitaire chez les jeunes du 1^{er} et du 4^e quartile de revenu est liée à des contraintes financières. Ce sont plutôt les résultats aux tests normalisés et les notes obtenues au secondaire qui expliquent principalement cet écart.

Kathleen Day (2009) s'intéresse aux effets de l'aide financière aux étudiants (en utilisant elle aussi les données de l'EJET-A), mais elle met principalement l'accent sur les limites de la plupart de ces études, même de la sienne, à séparer ces effets des caractéristiques des étudiants et d'autres facteurs non observés qui sont susceptibles d'avoir une incidence sur l'accession aux études, sur la persévérance jusqu'à l'obtention du diplôme et sur d'autres résultats.

Comme plusieurs auteurs avant eux, Finnie et Mueller (2008, 2009a) constatent que le revenu familial est un prédicteur important de la poursuite d'études postsecondaires - notamment universitaires - mais que cet effet s'estompe lorsqu'on tient compte de la scolarité des parents. Ce résultat est important parce qu'il suggère que l'on avait peut-être tort d'interpréter certains paramètres dans le cadre de contraintes financières et autres (soit les effets du revenu familial dont nous avons déjà parlé), les facteurs les plus importants étant en fait plus d'ordre *culturel* qu'économique.

Ces conclusions représentent un enjeu fondamental dans notre analyse des obstacles à l'accession à des études postsecondaires. Le facteur entravant n'est peut-être pas tant que les jeunes issus de familles à faible revenu ne sont pas *capables* de faire des EPS, mais que leurs parents n'en ont pas fait; ce serait donc la transmission de valeurs prédisposant aux EPS, la préparation en vue des EPS et d'autres facteurs associés à la scolarité des parents - et non au revenu familial - qui auraient en fait le plus d'importance.

Les répercussions de ces recherches sur le plan des politiques peuvent être considérables : au lieu d'orienter les ressources additionnelles vers la suppression de contraintes financières pour favoriser l'accès aux EPS (maintenir les droits de scolarité faibles, accorder des prêts et bourses plus généreux et plus accessibles, etc.), il vaudrait peut-être mieux stimuler la motivation et le rendement des élèves au palier secondaire (et même avant) en informant mieux et plus tôt les élèves et les parents sur le rapport coûts-avantages des études postsecondaires et en menant d'autres interventions axées sur les facteurs liés à l'enfance et à la famille, qui semblent être les déterminants les plus importants de l'accès aux études postsecondaires. Une autre étude menée récemment par Childs, Finnie et Mueller (2010) confirme cette conclusion.

Toujours dans l'optique de cette évolution dans la manière de penser au Canada, Carneiro et Heckman (2002) ont examiné dans la documentation publiée aux États-Unis les données probantes confirmant l'énorme importance des facteurs à long terme - comme les antécédents familiaux - par rapport aux facteurs à court terme telles les contraintes financières. Ils constatent que plusieurs de ces facteurs contextuels étant corrélés au revenu

familial pendant la courte période au cours de laquelle se prend la décision de poursuivre ou non des études postsecondaires, on conclut souvent à tort que cet indicateur de contraintes financières à court terme est le principal obstacle qui empêche les personnes à faible revenu de poursuivre des études postsecondaires.

Maintenant, Heckman et d'autres auteurs, dont Cunha et Heckman (2007), Heckman (2000), Heckman et Masterov (2007), se concentrent davantage sur des facteurs non financiers; les travaux empiriques récents montrent que les ressources financières ne sont qu'un des nombreux facteurs déterminant la participation aux EPS. Dans la même veine, Murray (2002) constate que les enfants de parents qui ont réussi ont eux aussi tendance à connaître le succès (financier). Cette étude implique que la décision de poursuivre des études postsecondaires est largement déterminée longtemps avant l'entrée au collège ou à l'université et que l'allègement des contraintes financières à court terme n'a qu'une faible incidence sur cette décision. Cet aspect de la recherche corrobore l'affirmation selon laquelle ce sont les facteurs à long terme, comme les antécédents familiaux, plutôt que les facteurs à court terme, comme les contraintes financières, qui influent le plus sur la décision de poursuivre des études postsecondaires.

Cela dit, d'autres études ne sont pas aussi affirmatives quant au peu d'importance à accorder aux contraintes financières. Lefebvre et Merrigan (2010), par exemple, notent que si, au Canada, le revenu familial ne semble pas, en moyenne, être un facteur clé de la participation à des EPS, la relation n'est pas linéaire; le taux de participation à des EPS des jeunes issus de familles qui se situent à l'extrémité inférieure de la distribution du revenu augmente davantage avec la hausse du revenu familial que celui des jeunes de familles à revenu plus élevé. Acemoglu et Pischke (2001) arrivent à une conclusion semblable avec des données recueillies au Royaume-Uni. Carmichael et Finnie (2009) proposent un modèle théorique et des preuves empiriques qui pourraient aider à comprendre pourquoi le revenu demeure important même lorsque les contraintes liées aux liquidités sont résorbées. Dans l'étude de Finnie et Mueller aussi le revenu a son importance, surtout pour les filles, et leurs travaux récents suggèrent que les effets du revenu varient fortement d'une province à l'autre au point d'avoir une importance considérable à certains endroits alors que cette importance est moindre ailleurs.³ Il n'est donc pas question de négliger les effets du revenu mais de prendre également en compte d'autres facteurs d'ordre *culturel*, ces derniers étant peut-être les plus importants.

Cameron et Heckman (1998, 2001), Keane et Wolpin (2001), et Cunha, Heckman, Lochner et Masterov (2006), pour n'en nommer que quelques-uns, appuient généralement ces conclusions concernant l'importance des antécédents depuis le jeune âge, sans toutefois négliger complètement le facteur revenu. Keane (2002), par exemple, dans son commentaire sur la distribution selon le revenu de la fréquentation des collèges aux États-Unis, note que l'inégalité semble motivée par la disparité dans l'accumulation du capital humain avant l'âge d'accès au palier collégial. Ces recherches montrent qu'il serait fort inefficace d'élaborer des politiques visant à alléger les contraintes financières à court terme pour stimuler la participation aux études postsecondaires.

³ Conseil des ministres de l'Éducation (Canada) (CMEC) et Ressources humaines et Développement des compétences Canada (RHDSC) (10 février 2010). *Measuring competencies and their impacts on outcomes in later life*. Rapport présenté lors d'un atelier parrainé par le CMEC et RHDSC, Montréal (à paraître).

II.2.2 Autres groupes sous-représentés

Comme le laisse entendre ce qui précède au sujet du revenu et de ses effets, la capacité des jeunes qui n'ont pas d'antécédents familiaux d'EPS ou qui font partie des **apprenants de première génération** d'accéder aux EPS est une préoccupation grandissante chez les chercheurs et chez les responsables des orientations politiques. L'un des grands consensus qui émergent dans la documentation canadienne (Butlin, 1999; Drolet, 2005; Finnie, Lascelles et Sweetman, 2005; Finnie et Mueller, 2008, 2009a; Frenette, 2007, 2008 et d'autres chercheurs) consiste à reconnaître que l'éducation parentale est un bien meilleur prédicteur de la participation à des études postsecondaires que le revenu familial. Bref, la *culture* l'emporte sur l'argent; on entend par « culture » les innombrables influences multidimensionnelles exercées par la famille - autres que celles qui ont trait au revenu et à l'argent - qui ont une incidence sur l'attitude du jeune face aux EPS et sur sa prédisposition à leur égard (Finnie, Sweetman et Usher, 2009).

Comme plusieurs de ces facteurs sont en corrélation avec le revenu familial durant la courte période au cours de laquelle se prend la décision d'entreprendre des EPS, on invoque souvent à tort que le revenu, ainsi que les contraintes financières connexes à court terme (abordabilité des études), est le facteur qui empêche les personnes à faible revenu de faire des études postsecondaires. Les conséquences de ce travail sont très utiles : pour atteindre l'objectif à long terme qui consiste à accroître le taux de participation à des études postsecondaires, les politiques devraient être orientées davantage vers les jeunes élèves.

Des études antérieures (consulter à ce sujet la bibliographie publiée par RHDSC en 2004) ont également montré que le taux de participation à des études postsecondaires est plus faible chez les **étudiants venant d'un milieu rural** que chez ceux des milieux urbains. On croit généralement que ce phénomène est imputable aux difficultés accrues d'accès aux EPS auxquelles se heurtent les jeunes en milieu rural, ce qui comprend les coûts associés. L'une des causes de cela, selon Frenette (2004, 2006), est la distance de plus en plus grande qui sépare les étudiants des milieux ruraux des établissements postsecondaires. Cela dit, il est difficile d'exclure la *ruralité* des facteurs d'éloignement et, du moins dans une certaine mesure, l'éloignement peut englober d'autres paramètres qui ne sont pas directement reliés à la distance (comme les effets culturels de l'*entourage*).

Looker (2010) note des écarts entre les provinces dans le taux de participation des étudiants venant d'un milieu rural, surtout au palier universitaire, mais il constate que, dans une large mesure, ces écarts s'expliquent par d'autres facteurs corrélés au fait de vivre en milieu rural, bien que certains effets résiduels subsistent (par exemple, l'écart entre le taux de fréquentation universitaire des jeunes d'origine rurale par rapport à ceux des milieux urbains est moindre au Québec). De plus, une grande partie de la documentation mentionnée dans cette section au sujet de l'accès aux EPS comporte des variables de contrôle pour les étudiants de milieu rural et conclut que ces derniers sont moins susceptibles de faire des études postsecondaires.

Plusieurs études (Aydemir, Chen et Corak, 2008; Aydemir et Sweetman, 2008; Bonikowska, 2007) constatent que le niveau de scolarité atteint par les **enfants de la première et de la deuxième génération d'immigrants** (soit ceux qui ont immigré au Canada en même temps que leurs parents ou qui sont nés au Canada de parents immigrants) est plus élevé que celui des Canadiens non immigrants. À partir des renseignements détaillés fournis sur l'origine des étudiants et de leurs parents par l'EJET-A, Finnie et Mueller (2009a, 2010) concluent

que le taux de participation aux EPS est **plus** élevé chez les immigrants, en particulier à l'université, mais que la tendance varie considérablement selon la région d'origine : les enfants des immigrants chinois ont, de loin, le plus haut taux de fréquentation, alors que ceux qui viennent d'Amérique latine ou des Antilles présentent un taux inférieur à celui de la population canadienne non immigrante, ce dernier groupe est le seul groupe important d'immigrants à se trouver dans cette situation.⁴ Des éléments quantifiables, comme la scolarité des parents, les notes obtenues au secondaire et les attentes des parents relativement à la scolarité de leurs enfants (ajoutés par paliers au modèle logit multinomial utilisé par les auteurs) expliquent une portion importante au moins de certains écarts, mais les différences persistent, en particulier chez certains groupes, même quand tous ces facteurs sont pris en compte : il est naturel pour ces jeunes de faire des études postsecondaires.

Les résultats dans les études et sur le marché du travail des **Canadiens d'ascendance autochtone** ont fait l'objet de plusieurs recherches, malgré les défis que comporte la collecte des données (sur qui porte l'étude, taille de l'échantillon, etc.). Kuhn et Sweetman (2002), par exemple, ainsi que George et Kuhn (1994) tentent d'expliquer l'écart entre le revenu des Autochtones et celui de l'ensemble de la population à l'aide d'une méthode de prévision par décomposition. Mendelson (2006) présente un exposé général sur les étudiants Autochtones du Canada, tandis que Frenette (2010a) utilise une technique similaire pour expliquer les écarts dans les niveaux de scolarité atteints par les Autochtones hors réserve et les non-Autochtones. Il conclut que ces écarts s'expliquent principalement par les variables incluses dans les données de l'EJET-A qu'il a utilisées, bien que certaines des mesures comprises dans son analyse soient elles-mêmes potentiellement endogènes à la décision de poursuivre des études (comme les notes).⁵ Ce qui laisse la possibilité qu'au moins quelques-uns des facteurs sous-jacents, pouvant être associés à la famille ou à la culture autochtone en général, ou d'autres obstacles sont reliés à ces séries de résultats, dont les notes scolaires, et au fait que l'accès aux études postsecondaires est conditionnel aux notes. Le revenu familial n'exerce pas une incidence directe, mais il peut intervenir dans les facteurs liés à l'environnement familial. L'étude de Walters, White et Maxim (2004) utilise les données de l'Enquête nationale auprès des diplômés menée en 1995 pour estimer l'écart entre le taux de rendement de l'éducation chez les Autochtones et chez les non-Autochtones et constate qu'il est supérieur chez les Autochtones, ce qui invalide ce facteur comme explication potentielle du plus faible taux de participation des Autochtones à des études postsecondaires. Dans la même veine, Frenette (2010a) constate que le taux de rendement de l'éducation postsecondaire est comparable chez les Autochtones et chez les non-autochtones.

Rares sont les études portant sur les autres groupes visés par le présent rapport relativement à leur accès aux EPS, notamment pour le Canada. Tout d'abord, en ce qui concerne les **francophones hors Québec**, RHDCC (2004) utilise, dans le cadre d'une analyse plus générale sur les aspirations en matière d'EPS, les données de l'EJET pour montrer la différence entre les aspirations des groupes linguistiques minoritaires du Québec et ceux du reste du Canada. Plusieurs autres études, dont celle de Butlin (1999), utilisent des variables de contrôle linguistiques et constatent typiquement des différences

⁴ Certains petits sous-groupes parmi les groupes retenus par Finnie et Mueller peuvent présenter des différences .

⁵ Drewes (2010) déclare que si une personne n'est pas intéressée à faire des EPS, les notes et le comportement au palier secondaire perdent de leur importance. Voir aussi à ce sujet Finnie, Sweetman et Usher (2009).

systématiques non seulement dans le taux d'accès aux EPS, mais aussi dans les facteurs sous-jacents qui influent généralement sur le taux d'accès aux EPS (revenu familial, niveau de scolarité des parents, aspirations des parents, etc.). Cela dit, la plupart de ces études comprennent une série d'indicateurs pour la province (ou la région) et une autre pour la langue, confondant ainsi l'effet de la francophonie à l'effet de la province puisque les francophones du Québec et hors Québec sont traités comme un seul groupe. Finnie et Mueller (2008, 2009a) tiennent compte de ces différences et concluent que le taux de fréquentation des établissements collégiaux par les francophones hors Québec est plus élevé et que la différence sur le plan de la fréquentation universitaire n'est pas statistiquement significative.

À notre connaissance, il n'existe pas d'étude axée sur le taux d'accès aux EPS des étudiants venant de **familles monoparentales** au Canada, par contre, de nombreuses études comprennent des indicateurs de cette situation. Par exemple, Finnie et Mueller (2008, 2009a) ne constatent pas d'effet lié à ce paramètre une fois que le revenu familial et le niveau de scolarité des parents sont intégrés au modèle. Sen et Clemente (2010) abordent la question de l'incidence de la taille de la famille sur l'accès aux EPS, mais ils ne retiennent que le nombre d'enfants dans la fratrie, sans égard pour le nombre de parents ou de tuteurs.

Homes (2005) fournit un état descriptif du taux de participation à des études postsecondaires des **étudiants handicapés** au Canada à partir des données de l'Enquête sur la participation et les limitations d'activités de 2001. Shaw, Madaus et Banerjee (2009) examinent simplement les stratégies potentielles en vue d'améliorer par des politiques l'accès aux EPS pour les étudiants handicapés. Dans un document plus ou moins connexe, Hollenbeck et Kimmel (2008) utilisent la méthode d'estimation de la fonction des gains et du taux de rendement de l'éducation à partir de données américaines. Malgré un taux de rendement supérieur par rapport aux personnes non handicapées, les gains des personnes handicapées qui possèdent un diplôme d'études postsecondaires sont moindres, étant donné que le rendement ne compense pas entièrement l'écart.

II.3 Résumé de la documentation

Les études antérieures sur l'accès aux EPS portaient surtout sur les difficultés apparentes auxquelles se heurtaient les personnes de familles à faible revenu pour accéder aux études postsecondaires, de même que sur les facteurs financiers connexes reliés à l'abordabilité des études (droits de scolarité, aide financière aux étudiants, etc.), et les politiques gouvernementales des dernières décennies semblent refléter en grande partie cette orientation. Or, grâce aux vastes études longitudinales sur les jeunes, qui comportent une abondance de renseignements sur leurs antécédents, notre compréhension des facteurs d'accès aux EPS a fait de grands progrès depuis une dizaine d'années. Nous avons appris, entre autres, que s'il est vrai que les étudiants à faible revenu sont sous-représentés aux études postsecondaires, d'autres facteurs sont essentiels pour comprendre ce qui motive la décision de chacun face aux études postsecondaires. Ces facteurs sont complexes, ils ont de profondes racines dans la famille et ils semblent agir dès le très jeune âge, en outre il a été démontré qu'ils sont beaucoup plus associés à la scolarité des parents qu'au revenu familial (Finnie, Sweetman et Usher, 2009). La relation revenu-poursuite d'EPS est maintenant perçue dans un contexte très différent, le revenu étant en forte corrélation avec ces autres facteurs. Si le revenu demeure important, d'autres facteurs d'ordre *culturel*, comprenant l'attitude et la prédisposition à l'égard des études et d'autres critères de cette

nature, semblent prépondérants. La richesse des données de l'EJET-A nous permet d'entreprendre l'étude des groupes sous-représentés de l'Ontario dans ce contexte.

III. Méthodologie

Pour estimer l'accès aux EPS et les différences en cette matière entre des groupes identifiables, nous avons utilisé un modèle de régression qui existait déjà (Finnie et Mueller 2008, entre autres). Selon cette démarche, l'accès aux EPS est considéré comme une fonction de l'appartenance à divers groupes d'intérêts et la prise en compte de certaines autres variables explicatives peut contribuer à déterminer dans quelle mesure les différences globales observées dans les groupes sont liées à ces autres facteurs.

Le modèle peut être exprimé à l'aide de l'équation suivante :

$$Y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + X_3\beta_3 + \mu$$

où Y représente la mesure d'intérêt accès (participation à des études collégiales ou universitaires), X_1 sont des vecteurs de covariables qui ont une influence sur Y, β_1 sont les coefficients associés à chaque ensemble de X, et μ est le terme d'erreur stochastique classique.

X_1 comprend les indicateurs d'appartenance aux divers groupes d'intérêt, en l'occurrence, ceux qui sont visés par la présente analyse : personnes issues de familles à faible revenu ou de familles ne possédant pas d'antécédent d'études postsecondaires, de milieu rural, etc. Les modèles les plus simples ne comprennent qu'un seul ensemble de variables, entrées une à la fois - soit une analyse de régression distincte pour chaque variable -, reflétant dans chaque cas les différences globales entre le taux d'accès des membres de ces groupes sous-représentés et les autres. Nous avons ensuite inclus tous les indicateurs de groupe ensemble pour déterminer les effets de chaque groupe lorsqu'ils sont examinés conjointement. Selon le degré de corrélation entre les facteurs (par exemple, les étudiants de familles à faible revenu sont plus susceptibles d'avoir des parents qui n'ont pas fait d'études postsecondaires, de vivre en milieu rural etc.), nous pourrions nous attendre à ce que les effets des « estimations séparées » et des « estimations conjointes » diffèrent, peut-être considérablement.

Nous avons ensuite intégré des variables explicatives représentant d'autres types d'influences provenant de l'EJET-A, qu'on a de plus en plus tendance à considérer parmi les plus importants déterminants de l'accès aux EPS - ou du moins parmi les facteurs associés à l'accès aux EPS, même si la causalité n'est pas strictement déterminée. X_2 comprend l'un des éléments suivants : notes obtenues au secondaire. X_3 comprend un autre ensemble : mesures de l'*engagement* et de l'*inclusion* au secondaire, à savoir à quel point l'élève se sentait en lien avec son école secondaire, l'auto-évaluation de son niveau de confiance et de compétence, et les comportements parentaux en matière de surveillance et de discipline à l'endroit de leurs enfants, etc. Les résultats en lecture au test international du PISA sont aussi compris dans ce groupe.

L'inclusion des influences supplémentaires ne respecte pas nécessairement les règles de l'économétrie (représentant des influences strictement exogènes). Par exemple, les élèves

décidés à entreprendre des EPS peuvent s'efforcer d'obtenir de meilleures notes au secondaire afin d'être admis aux EPS et de mieux réussir dans ces études. Les notes n'*expliqueraient* donc pas réellement la participation aux EPS, elles refléteraient plutôt un résultat déterminé conjointement. Ce qui importe le plus dans la présente analyse c'est que : 1) les variables sont toutes déterminées avant le début des EPS, puisqu'elles ont été mesurées au cours des cycles de l'EJET-A qui ont précédé l'arrivée de la cohorte aux EPS; 2) elles sont empiriquement liées à l'accès aux EPS; et 3) elles pourraient, en conséquence, être associées à l'appartenance aux groupes visés. Il sera particulièrement intéressant de voir dans quelle mesure les différences entre les groupes varient lorsque ces variables supplémentaires sont prises en compte, ce qui indiquera si les différences sont *liées* aux notes, à l'engagement, etc. ou si elles existent *même lorsque ces facteurs sont pris en compte*. Cet exercice nous permettra de mieux comprendre les différences entre les groupes, ne serait-ce que du point de vue descriptif.

Nous utilisons le modèle logit multinomial pour différencier l'accès aux études collégiales et aux études universitaires. Les variables explicatives de nos modèles ont ainsi des effets différents sur la participation à des études collégiales ou universitaires mais le lien entre ces processus est maintenu.

IV. Données

IV.1 Enquête auprès des jeunes en transition

Ce rapport utilise les données de la cohorte A de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET-A) pour analyser les groupes sous-représentés à des études postsecondaires en Ontario. L'EJET-A convient parfaitement à cette application étant donné qu'elle suit les jeunes nés en 1984 (âgés de 15 ans en décembre 1999, selon les critères de sélection de l'échantillon) jusqu'à la fin du secondaire et au-delà. Le caractère longitudinal de l'étude permet de déterminer les conséquences de l'appartenance à l'un ou l'autre des groupes sous-représentés (à 15 ans) par rapport aux EPS et de le faire en tenant compte d'autres facteurs importants qui déterminent l'accès aux EPS.

Au cours des mois de mars et avril 2000 (cycle 1), l'EJET-A a entrepris d'administrer un sondage écrit à un échantillon d'élèves canadiens du palier secondaire qui avaient 15 ans au 31 décembre 1999. On a aussi interviewé les parents de ces élèves ainsi que les représentants de l'école secondaire qu'ils fréquentaient. L'EJET-A comprend aussi les résultats des tests de lecture du PISA (le Programme international pour le suivi des acquis des élèves, auquel a participé le Canada, comporte des évaluations internationales normalisées).⁶

Les mêmes élèves (mais pas leurs parents ni les administrateurs scolaires) ont été soumis à un autre sondage en 2002, 2004, 2006 et 2008 (cycles 2, 3, 4 et 5). Nous avons retenu pour notre étude le sondage présentant la situation des répondants face aux EPS en 2006 (cycle 4), qui nous semble le compromis optimal sur les plans de la capacité de déterminer le taux de participation aux EPS (le taux de participation s'accroît avec l'âge) et de la taille de

⁶ Voir la description générale de l'EJET dans l'étude de Motte, Qiu, Zhang et Bussière (2009).

l'échantillon (qui diminue à la longue).⁷ À cette phase de l'enquête les jeunes avaient 21 ans, ce qui signifie qu'ils avaient pris leur décision de poursuivre ou non des EPS. Le fait, qu'à ce point, les jeunes aient entrepris des EPS ou non est à la base de notre analyse.⁸

La variable dépendante de notre étude consiste à savoir si les répondants se sont inscrits à des études collégiales ou universitaires au cours de l'une ou l'autre des étapes de l'enquête, qu'ils aient ou non poursuivi leurs études. Telle est la définition normalisée de l'accès aux EPS que l'on trouve dans les travaux publiés; la poursuite des études jusqu'à l'obtention d'un diplôme et les autres aspects associés à la *persévérance* sont généralement considérés comme faisant partie d'un processus distinct. Nous faisons la distinction entre l'accès aux études collégiales et universitaires, ne tenant compte que de ces dernières (études universitaires) lorsque le répondant a fait les deux.

Tous les résultats présentés dans notre analyse (à l'exception de l'effectif absolu des échantillons, tableau 1b) sont générés à partir des poids élaborés par Statistique Canada pour l'EJET-A, lesquels sont conçus de manière que les échantillons (et toute analyse qui en découle) reflètent la population sous-jacente des jeunes nés en 1984 (qui avaient donc 15 ans et vivaient au Canada en décembre 1999).

IV.2 Groupes sous-représentés à des études postsecondaires

Cette sous-section définit les divers groupes sous-représentés qui font l'objet de notre étude et décrit la manière dont ces catégories ont été formées à partir des variables de l'EJET-A. Nous indiquons également la proportion que représente chaque groupe (tableau 1a) ainsi que l'effectif en nombre absolu (tableau 1b) de l'échantillon pour l'Ontario et pour ceux de la région de l'Atlantique, du Québec et de l'Ouest canadien de même que pour l'ensemble des régions du Canada hors Ontario. Il ne faut pas oublier que ces répartitions reflètent les caractéristiques des répondants (et de leurs familles) de la cohorte A de l'EJET, soit un échantillon d'élèves âgés de 15 ans en 1999 (nés en 1984 et vivant au Canada en 1999) et non de l'ensemble de la population.

Compte tenu du problème lié à la taille des échantillons, la stratégie que nous adoptons dans cette étude consiste à définir de manière assez large l'appartenance des répondants aux groupes sous-représentés - notamment pour les petits groupes comme les Autochtones. Cela dit, nous avons aussi pris soin de faire en sorte que les groupes soient homogènes et représentatifs des caractéristiques pertinentes.

Le tableau 1b présente l'effectif absolu (non pondéré) des échantillons. Le plus petit groupe observé en Ontario est celui des personnes d'ascendance autochtone, avec seulement 59 observations. Ce nombre est faible, mais pas nécessairement trop faible pour permettre de déterminer un paramètre unique comme la différence dans le taux de participation aux EPS des membres de ce groupe par rapport aux autres (sans ascendance autochtone) - soit le type de paramètre que nous estimons principalement dans cette étude. Nous reviendrons plus loin sur l'effectif des échantillons.

⁷ Une analyse effectuée dans le cadre du projet MEAFE indique que l'attrition de la cohorte A de l'EJET ne semble pas poser de problème, du moins en ce qui concerne l'analyse de l'accès aux EPS, puisque le poids de l'échantillon initial réussit à compenser l'attrition.

⁸ Les tests montrent que même si le taux d'accès aux EPS augmente avec le temps, la structure de l'accès en ce qui concerne les variables liées aux antécédents ne varie pas énormément.

Tableau 1a
Répartition des groupes selon la région (%)

	Ontario	Région de l'Atlantique	Québec	Ouest canadien	Ensemble des provinces hors Ontario
Revenu familial					
Moins de 50 000 \$	26,4	47	40,2	32,5	37,3
Plus de 50 000 \$	73,6	53	59,8	67,5	62,7
Total	100	100	100	100	100
Scolarité des parents					
Aucunes EPS	28,9	28,4	37,8	26,7	31
Certaines EPS	71,1	71,6	62,2	73,3	69
Total	100	100	100	100	100
Milieu rural/urbain					
Rural	16,2	46,5	21	26,4	27,2
Urbain	83,8	53,5	79	73,6	72,8
Total	100	100	100	100	100
Minorité francophone					
Minorité francophone	4,2	10,2	n/a	1,1	1,9
Hors minorité francophone	95,8	89,8	n/a	98,9	98,1
Total	100	100	n/a	100	100
Type de famille					
Monoparentale	17,2	15,9	20,1	15,4	17,2
Deux parents	82,8	84,1	79,9	84,6	82,8
Total	100	100	100	100	100
Statut d'immigration					
Immigrants de 1 ^{re} génération	12	0,9	4,1	8,9	6,1
Immigrants de 2 ^e génération	26,1	5,8	9,7	20,2	14,4
Non-immigrants	61,9	93,3	86,2	70,9	79,5
Total	100	100	100	100	100
Ascendance autochtone					
Autochtones	2,3	3,1	1,6	4,3	3,1
Non-Autochtones	97,7	96,9	98,4	95,7	96,9
Total	100	100	100	100	100
État de personne handicapée					
Personnes handicapées	11,4	15	9,5	16,5	13,7
Personnes non handicapées	88,6	85	90,5	83,5	86,3
Total	100	100	100	100	100

**Tableau 1b :
Nombre absolu (non pondéré) d'observations par groupe, selon la région**

	Ontario	Région de l'Atlantique	Québec	Ouest canadien	Ensemble des provinces hors Ontario
Revenu familial					
Moins de 50 000 \$	1 772	2 903	1 574	3 883	8 360
Plus de 50 000 \$	613	2 616	919	1 896	5 431
Total	2 385	5 519	2 493	5 779	13 791
État de personne handicapée					
Personnes handicapées	2 169	4 751	2 291	5 038	12 080
Personnes non handicapées	244	785	234	826	1 845
Total	2 413	5 536	2 525	5 864	13 925
Ascendance autochtone					
Autochtones	2 354	5 382	2 492	5 601	13 475
Non-Autochtones	59	155	34	263	452
Total	2 413	5 537	2 526	5 864	13 927
Scolarité des parents					
Aucunes EPS	1 710	3 954	1 666	4 277	9 897
Certaines EPS	700	1 574	858	1 577	4 009
Total	2 410	5 528	2 524	5 854	13 906
Milieu rural/urbain					
Rural	1 936	2 562	2 041	3 816	8 419
Urbain	477	2 975	485	2 048	5 508
Total	2 413	5 537	2 526	5 864	13 927
Type de famille					
Monoparentale	2 066	4 820	2 091	5 109	12 020
Deux parents	347	717	435	755	1 907
Total	2 413	5 537	2 526	5 864	13 927
Statut d'immigration					
Immigrants de 1 ^{re} génération	1 629	5 215	2 059	4 485	11 759
Immigrants de 2 ^e génération	224	48	98	390	536
Non-immigrants	560	274	369	989	1 632
Total	2 413	5 537	2 526	5 864	13 927
Minorité francophone hors Québec					
Minorité francophone	1 984	4 907	...	5 675	13 108
Hors minorité francophone	429	630	...	189	819
Total	2 413	5 537	...	5 864	13 927
Sexe					
Hommes	1 172	2 601	1 281	2 945	6 827
Femmes	1 241	2 936	1 245	2 919	7 100
Total	2 413	5 537	2 526	5 864	13 927

... Sans objet

Pour définir la notion d'**étudiants de familles à faible revenu** nous nous sommes reportés au questionnaire du parent. Le parent interviewé devait fournir le revenu total avant impôt des deux parents (ou tuteurs) de l'étudiant. Notre définition de familles à faible revenu correspond aux ménages dont le revenu total (des parents seulement) est inférieur à 50 000 \$.⁹ Ce seuil est arbitraire, mais pour l'Ontario ce montant se situe juste

⁹ Les quelques étudiants dont les parents ont indiqué un revenu inférieur à 5 000 \$ ont été omis de l'analyse parce qu'on soupçonne une erreur. La plupart avaient indiqué zéro pour tout type de revenu (ce qui comprend les paiements de transfert gouvernementaux aux familles à faible

au-dessus du quartile le plus faible des revenus parentaux (26,4 %) dans l'EJET-A (tableau 1a) - un peu plus du quart des participants de l'Ontario avaient un revenu « familial » inférieur à ce seuil. (Nous utilisons le terme « revenu familial » plutôt que « revenu parental » pour des raisons pratiques.) Par rapport à l'ensemble du pays, selon cette définition, l'Ontario est la région possédant la plus faible proportion de jeunes de 15 ans venant de familles à faible revenu. C'est la région de l'Atlantique qui présente le taux le plus élevé, soit 47 %.¹⁰

Les **apprenants de première génération** sont les étudiants qui poursuivent des études postsecondaires, mais dont les parents n'ont jamais fréquenté un établissement postsecondaire. Cela représente 28,9 % de l'échantillon ontarien. Selon cette mesure du niveau de scolarité des parents, l'écart entre les régions est faible, sauf pour le Québec où 37,8 % de l'échantillon est issu de familles dont les parents n'ont pas fait d'EPS.

Les **étudiants venant d'un milieu rural** sont catégorisés selon la collectivité dans laquelle ils vivaient lorsqu'ils avaient 15 ans et fréquentaient l'école secondaire. Les écoles secondaires des milieux urbains font partie de la zone d'influence métropolitaine (ZIM) d'un centre urbain, qui est définie d'après le pourcentage de foyers dont un membre fait la navette vers le centre urbain. L'Ontario est la province la plus urbaine selon cette définition; seulement 16 % de la cohorte A de l'EJET fréquentait une école d'un milieu rural. Encore une fois, la région de l'Atlantique est la plus aberrante, avec un taux de ruralité culminant à 46,5 %.

Pour cerner les répondants dont la **langue maternelle est le français** nous avons de nouveau utilisé le questionnaire du parent. Les personnes qui ont appris le français comme langue première et qui le comprennent encore sont incluses dans ce groupe. Cette population est faible; un peu plus de 4 % seulement de la cohorte ontarienne a le français comme langue maternelle - ce pourcentage est plus élevé que dans les provinces de l'Ouest, mais inférieur à celui de la région de l'Atlantique. Ce groupe comporte 347 répondants.

Les élèves désignés comme venant de **familles monoparentales** sont tous ceux qui n'appartiennent pas à une famille composée de deux parents. Le questionnaire du parent comprenait des questions détaillées sur le nombre de parents et de tuteurs qui s'occupaient de l'enfant à 15 ans. Les beaux-parents et autres tuteurs sont considérés comme des « parents » pour déterminer le nombre de parents que compte le foyer. Les élèves de familles monoparentales (ou autres), désignés ci-après comme « élèves de familles monoparentales », représentent juste un peu plus de 17 % de la cohorte ontarienne. Les types de familles sont assez semblables entre les régions; toutefois la région de l'Atlantique et les provinces de l'Ouest ont une proportion légèrement plus faible de familles monoparentales que l'Ontario et le Québec.

revenu) et pourtant le comportement de ces jeunes par rapport aux EPS ne ressemble pas du tout à celui des autres personnes issues de familles à faible revenu. Ce groupe correspondait à 1,3 % de l'échantillon.

¹⁰ Pour que la mesure soit plus simple et facile à interpréter, le revenu n'a pas été rajusté en fonction de la taille de la famille ni du coût de la vie. Ces rajustements pourraient modifier les résultats, mais sans doute faiblement.

Pour déterminer les **immigrants de première et de deuxième génération** nous avons de nouveau utilisé le questionnaire du parent. On y demandait le pays de naissance du parent et de l'enfant. Tout élève né à l'extérieur du Canada est considéré comme un **immigrant de première génération** et tout élève né au Canada, mais dont au moins un parent est né à l'extérieur du Canada est considéré comme un **immigrant de deuxième génération**. Étant donné que pour faire partie de l'EJET tous les élèves immigrants de première génération devaient être inscrits dans une école secondaire canadienne à l'âge de 15 ans, le groupe de la première génération représente ce que certains appellent la *génération 1,5* parce qu'ils ont immigré avec leurs parents assez jeunes pour avoir fait leurs études secondaires au Canada. Par rapport à l'ensemble du pays, l'Ontario est la région qui présente la plus forte proportion d'immigrants, soit un peu plus de 38 % de la cohorte.

Dans le cadre de l'EJET, les jeunes **Autochtones** sont identifiés comme tels selon la réponse donnée par le parent à la question demandant si l'enfant est un « Autochtone, c'est-à-dire Amérindien(ne), Métis (se) ou Inuit(e)? » Signalons que l'EJET n'a pas sondé les Autochtones vivant dans les réserves; ce groupe est donc exclu de notre échantillon et de notre analyse. Une proportion relativement faible de notre échantillon - 2,3 % en Ontario (soit seulement 59 répondants) - est composée de jeunes Autochtones. Ce pourcentage est inférieur à celui des autres régions, à l'exception du Québec; en conséquence, les données qui figurent ci-après doivent être interprétées avec une extrême prudence. Il en ressort cependant des constatations intéressantes.

Afin d'accroître la taille de notre échantillon et par souci d'inclusivité la définition du terme **étudiants handicapés** que nous avons retenue aux fins de notre étude est assez large. Elle comprend les personnes qui présentent des problèmes physiques, sensoriels et cognitifs selon les renseignements fournis en réponse au questionnaire du parent. La variable *personne handicapée* cerne les étudiants dont les parents ont reconnu que l'enfant présente des difficultés dans les domaines précités ou que la quantité ou le genre d'activités qu'il peut faire à la maison, à l'école ou ailleurs est limitée. Selon cette définition, un peu plus de 11 % des répondants ontariens font partie du groupe des personnes handicapées. Ce pourcentage est légèrement inférieur à celui des autres régions, à l'exception du Québec, où il n'est que de 9,5 %.

IV.3 Autres variables explicatives¹¹

Outre l'appartenance à des groupes d'intérêt sous-représentés, que nous venons de décrire, nous avons inclus dans notre analyse des mesures portant sur l'expérience, le comportement et les résultats au secondaire provenant de l'abondante base de données recueillies dans le cadre de l'EJET-A.

Nous avons retenu les **notes obtenues au secondaire** afin de cerner le rendement des jeunes dans le système d'éducation avant les EPS. Le questionnaire de l'EJET demandait aux élèves de fournir leur note globale en utilisant une série de catégories de pourcentages. À partir de cette information, nous avons élaboré une variable pseudo-continue en utilisant les points médians de ces catégories (dans le contexte de notre

¹¹ Voir Finnie et Mueller (2008) pour plus de renseignements sur les variables mentionnées dans cette sous-section.

analyse, cette méthode s'est avérée aussi efficace, selon les tests, qu'un ensemble de variables détaillées).¹²

D'après les réponses à une série de questions portant sur l'engagement, l'image de soi, le soutien social et les comportements parentaux, Statistique Canada a élaboré des ensembles de **variables d'échelle**. Trois mesures sont regroupées sous l'en-tête « Échelle de l'engagement au secondaire ». Le premier concept, « identification à la vie étudiante », concerne l'aptitude de l'élève à bien s'entendre avec les enseignants, l'intérêt porté à la matière et ses comportements et attitudes. La « participation à la vie étudiante » est un agrégat de la diligence face au travail, à l'école et ailleurs, comprenant le temps consacré aux devoirs, le respect des échéances, l'assiduité en classe, etc. Enfin, « l'engagement social » mesure l'implication dans la vie sociale de l'école, le fait d'avoir des amis, le sentiment d'appartenance à la dimension sociale de l'école, etc.

L'ensemble suivant de variables porte sur la « perception de soi » et contient également trois mesures précises. L'« estime de soi » est un concept explicite. L'« efficacité de soi » reflète la réaction du répondant aux questions concernant sa compétence et sa confiance d'obtenir des résultats positifs dans les travaux scolaires. Enfin, le sens de la « maîtrise » correspond à l'évaluation du sentiment général du contrôle que la personne exerce sur sa vie.

La troisième catégorie d'échelle ne comporte qu'une seule variable, le « soutien social », qui mesure la portée du soutien dont bénéficie le répondant de la part de ses amis et de sa famille.

Finalement, le concept des « comportements parentaux » réunit trois mesures distinctes. Le « comportement de surveillance » correspond au degré de connaissance qu'ont les parents de ce que fait leur enfant et de ses fréquentations. Deuxièmement, la « tendance à la sympathie » des parents est mesurée par un ensemble de variables visant à déterminer dans quelle mesure les parents soutiennent leur enfant dans ses études, s'impliquent dans sa vie étudiante et adoptent des pratiques parentales fermes mais réceptives (cahier des codes de l'EJET). La même chose s'applique à la troisième mesure, le « comportement de discipline irrégulière », qui vise la manière dont les parents réagissent aux comportements inacceptables de leur enfant.

Ces variables d'échelle sont conçues pour obtenir une moyenne de zéro et un écart type de un pour tous les élèves qui ont fait l'objet de l'évaluation internationale du PISA de 2000 (à laquelle le Canada et 42 autres pays ont participé).

Les **scores au test de lecture du PISA** sont les résultats obtenus aux tests internationaux normalisés de lecture qu'ont passé tous les participants à l'EJET-A. Les résultats ont été standardisés pour obtenir une moyenne de 500 et un écart type de 100. Nous avons utilisé le test de lecture parce qu'il a été administré à tous les participants à

¹² Nous avons trouvé dans des travaux antérieurs (Finnie et Mueller, 2008) que la note globale est un meilleur prédicteur de l'accès aux EPS que les notes pour des matières particulières (mathématiques, sciences, langue première).

l'EJET-A alors que les tests de mathématiques et de sciences n'ont été administrés qu'à certains participants.

IV.4 Sélection de l'échantillon

Les non-Canadiens et les personnes dont le statut d'immigration était inconnu ont été exclus de l'échantillon. De plus, nous avons rejeté les personnes pour lesquelles il manquait des données ainsi que celles qui à 21 ans fréquentaient toujours l'école secondaire au quatrième cycle de l'enquête - parce que nous ne voyions pas chez ce groupe un potentiel immédiat de transition vers des études postsecondaires. Grâce, en grande partie, à l'exhaustivité des données de l'EJET-A, notre méthode de sélection n'a entraîné que relativement peu de rejets. L'échantillon final était composé de 1 158 Ontariens et de 1 224 Ontariennes. À certains moments, ces chiffres sont légèrement réduits en raison de l'absence de données relatives à certaines variables comprises dans les modèles.

V. Résultats

V.1 Accès aux études postsecondaires selon le groupe et la région

Nous fournissons dans cette sous-section le taux d'accès aux EPS des groupes d'intérêt ainsi que celui des groupes de comparaison pertinents. Comme nous l'avons décrit dans la section précédente, nous n'avons retenu aux fins de notre étude sur l'accès à un type d'EPS (collégiales ou universitaires) que les personnes qui étaient inscrites à un programme d'études postsecondaires à la fin du quatrième cycle de l'EJET, au moment où les membres de la cohorte A avaient 21 ans. C'est ce que présente le tableau 2. Nous passons rapidement sur ces résultats qui ne sont fournis qu'à titre d'introduction vu que les résultats de la régression que nous présentons plus loin commencent avec une série de modèles qui affichent sensiblement les mêmes valeurs en précisant quelles sont celles qui sont statistiquement significatives et celles qui ne le sont pas.

Nous constatons chez la plupart des groupes d'intérêt de l'Ontario un taux de participation à des études universitaires légèrement plus faible que dans l'ensemble de la population de la province, mais - fait intéressant - un taux plus élevé de participation aux études collégiales. Nous pouvons donc dire, de manière générale, que l'appartenance à l'un des groupes sous-représentés - du moins sur le plan statistique - se traduit par une participation plus faible à des études universitaires; certaines personnes optent pour des études collégiales plutôt que pour des études universitaires et d'autres ne s'inscrivent à aucune EPS. Cette tendance qui est loin d'être uniforme à l'échelle nationale traduit peut-être des différences qui existent entre les systèmes provinciaux d'enseignement supérieur; l'Ontario se distingue, entre autres, par l'étendue de son secteur collégial.

Tableau 2
Taux d'accès aux études collégiales et universitaires chez les groupes d'intérêt, selon la région

	Ontario		Région de l'Atlantique		Québec		Ouest canadien		Ensemble des provinces hors Ontario	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Total	36,4	45,5	24,6	51,1	40	30,3	26,1	42,8	31	39,3
Revenu familial										
Moins de 50 000 \$	39,3	35,2	29,2	36,1	41,3	19,7	26,5	36,4	32,8	29,8
Plus de 50 000 \$	35,2	49,5	20,5	64,4	39,2	37,3	26	45,8	30	45
Niveau de scolarité des parents										
Aucunes EPS	43,5	25,7	30,1	30,1	38,5	16,7	27,5	28,6	32,7	23,5
Certaines EPS	33,5	53,7	22,4	59,5	40,9	38,5	25,7	47,9	30,2	46,5
Milieu rural/urbain										
Rural	44,6	28,6	30,4	42,5	40	23,2	28,7	33,1	32,3	32,5
Urbain	34,9	48,8	19,6	58,5	40	32,1	25,2	46,3	30,5	41,9
Minorité francophone										
Minorité francophone	43	39,5	26,3	48,4	n/a	n/a	21	50	24,8	48,9
Hors minorité francophone	36,1	45,8	24,4	51,4	n/a	n/a	26,2	42,8	31,1	39,2
Type de famille										
Monoparentale	41,1	36,4	24,4	39,7	41,9	24,9	24,8	34,3	32,1	31
Deux parents	35,5	47,4	24,6	53,2	39,5	31,6	26,4	44,4	30,8	41,1
Statut d'immigration										
Immigrants de 1 ^{re} génération	30,1	58,4	12,6	82,6	44,5	29,1	24,1	63,4	28,9	55,3
Immigrants de 2 ^e génération	31,2	54,7	12,7	70,5	38,1	46,5	26,7	51,2	28,8	51,1
Non-immigrants	39,9	39,2	25,5	49,6	40	28,5	26,2	37,9	31,6	36
Appartenance à la population autochtone										
Autochtones	38,7	17,8	19,5	40,7	35,3	25,6	20,9	22,4	23,3	25,5
Non-Autochtones	36,4	46,2	24,8	51,4	40,1	30,3	26,4	43,7	31,3	39,8
État de personne handicapée										
Personnes handicapées	46,2	22,1	26,4	37,9	41,6	16,5	28,5	27,4	31,5	26,2
Personnes non handicapées	35,2	48,5	24,2	53,4	39,8	31,7	25,7	45,9	30,9	41,5

Les jeunes Ontariens de notre échantillon qui venaient de familles à faible revenu (revenu parental combiné inférieur à 50 000 \$ par année) présentent un taux de participation aux EPS qui est inférieur de 10 points de pourcentage au reste de l'échantillon ontarien, et leur taux de participation à des études universitaires est inférieur de 14 points de pourcentage (35,2 % pour les étudiants venant de familles à faible revenu contre 49,2 % pour les autres). La même tendance se vérifie dans les autres régions, avec quelques variations. Notamment, dans la région de l'Atlantique, où le taux de participation à des études universitaires est généralement élevé, on constate une différence encore plus marquée entre les étudiants venant de familles à faible revenu et ceux qui viennent de familles à revenu plus élevé (36,1 % contre 64,4 %). Au Québec, toutefois, le taux de participation global aux études universitaires est nettement plus faible et l'écart est encore plus marqué en ce qui concerne le taux de participation relatif entre les étudiants de familles à faible revenu et les autres (19,7 % contre 37,3 %).

En Ontario, les étudiants dont les parents n'ont pas fait d'EPS présentent un taux global de participation aux EPS inférieur de 18 % par rapport à ceux dont au moins un parent a fait des études. Il est encore plus spectaculaire de constater que le taux de participation à des études universitaires des apprenants de première génération correspond à moins de la moitié de celui des étudiants qui ne font pas partie du groupe des apprenants de première génération, soit respectivement 25,7 % et 53,7 %. Ces données sont toutefois contrebalancées dans une certaine mesure par un taux plus élevé de participation à des études collégiales (43,5 % contre 33,5 %). D'un autre point de vue, plusieurs jeunes appartenant à ce petit groupe d'apprenants de première génération poursuivent un certain type d'EPS et la grande majorité d'entre eux opte pour des études collégiales plutôt qu'universitaires, contrairement aux membres du groupe de comparaison. L'écart en termes absolus relativement aux études universitaires est sensiblement le même dans la région de l'Atlantique et au Québec, mais il est plus faible dans les provinces de l'Ouest. Parallèlement, la différence de 10 points de pourcentage dans l'autre sens (soit un taux plus élevé) que l'on constate en Ontario pour la fréquentation collégiale est la plus importante à l'échelle nationale.

Les Ontariens qui viennent d'un milieu rural sont aussi sous-représentés dans les EPS, avec un taux de participation inférieur de 10 % par rapport à ceux des milieux urbains. En outre, et suivant la même tendance que les autres groupes qui nous avons vus jusqu'à maintenant, ils présentent un taux de fréquentation universitaire inférieur d'au moins 20 points de pourcentage par rapport aux étudiants issus d'un milieu urbain (28,6 % contre 48,8 %), toutefois leur taux de fréquentation collégiale compense en partie cet écart (44,6 % contre 34,9 % pour leurs homologues urbains). Ces différences sont plus marquées en Ontario que dans toutes les autres régions. La région de l'Atlantique accuse le plus faible écart et au Québec on ne constate aucune différence dans les taux d'accès des étudiants venant d'un milieu rural ou urbain, ce qui est présumément attribuable, du moins en partie, au système des cégeps.

En Ontario, les répondants dont la langue première est le français présentent un taux global de participation aux EPS légèrement plus élevé que les autres; leur taux de fréquentation universitaire est inférieur d'environ six points de pourcentage, ce qui est plus que compensé par le taux un peu plus élevé de fréquentation collégiale. Dans la région de l'Atlantique, le taux de fréquentation universitaire chez les francophones

n'accuse que quelques points de pourcentage de moins que celui du reste de la population, alors que la fréquentation collégiale se situe à quelques points de pourcentage au-dessus. Les francophones des provinces de l'Ouest présentent un taux de participation universitaire plus élevé et un taux de fréquentation collégiale plus faible que les non-francophones.

En Ontario, le taux global d'accès aux EPS des jeunes venant de familles monoparentales est inférieur de cinq points de pourcentage par rapport à ceux dont la famille comporte deux parents. Encore une fois, le taux de fréquentation collégiale est légèrement plus élevé pour ce groupe, mais le taux de participation à des études universitaires est inférieur de 11 points de pourcentage. On observe la même tendance au Québec, avec quelques faibles différences. Les jeunes venant de familles monoparentales dans la région de l'Atlantique ont un taux de fréquentation collégiale similaire à celui des jeunes dont la famille comporte deux parents, mais l'écart dans le taux de participation à des études universitaires est de plus de 13 points de pourcentage. La différence dans le taux d'accès aux études universitaires dans les provinces de l'Ouest est semblable à celle que l'on constate en Ontario, mais le taux de fréquentation collégiale des élèves venant de familles monoparentales est inférieur d'environ deux points de pourcentage à celui des jeunes dont la famille compte deux parents.

Les immigrants ontariens de première et de deuxième génération accusent un taux de participation aux EPS plus élevé que les non-immigrants; ils ne constituent donc pas, à strictement parler, un groupe *sous-représenté* - du moins en ce qui concerne les EPS. Ce phénomène est principalement attribuable à leur taux de fréquentation universitaire plus élevé, de 19 points de pourcentage pour les immigrants de première génération et de 15 points de pourcentage pour les immigrants de deuxième génération, que chez les jeunes non immigrants; le taux de participation à des études collégiales des immigrants de première et de deuxième génération est inférieur. On observe également un taux de fréquentation universitaire plus élevé et un plus faible taux de fréquentation collégiale chez les immigrants de première et de deuxième génération de toutes les régions, à l'exception des immigrants de première génération du Québec, dont le taux de participation à des études universitaires est presque identique à celui des non-immigrants et le taux de fréquentation collégiale est très légèrement supérieur.

Les jeunes Ontariens d'ascendance autochtone sont considérablement sous-représentés à l'université, avec un taux global de participation inférieur de 28 points de pourcentage à celui des répondants non autochtones (46,2 % contre 17,8 %). Les taux de participation à des études collégiales est semblable chez les jeunes Autochtones et chez les non-Autochtones, toute la différence dans le taux global de participation est donc liée au très large écart dans leur taux de participation à des études universitaires. Cette tendance particulière n'est pas présente dans les autres régions et provinces, où les Autochtones ont un taux plus faible de participation aux études universitaires et collégiales, en partie parce que l'écart concernant les études universitaires est loin d'y être aussi important qu'en Ontario.

Les Ontariens dont les parents ont signalé une déficience cognitive ou physique (*personnes handicapées*) présentent un taux de participation global aux EPS de 15 points de pourcentage inférieur à celui des jeunes non handicapés. La différence dans le taux de participation aux études universitaires est de 26 points de pourcentage

en faveur de jeunes non handicapés. La différence dans le taux de participation à des études collégiales est supérieure de 11 % chez les jeunes *handicapés*, ce qui contrebalance en partie l'écart constaté pour les études universitaires.

V.2 Principaux résultats du modèle de régression pour l'Ontario

Cette section étend l'analyse descriptive que nous venons de présenter en plaçant d'abord ces simples comparaisons bilatérales dans un modèle de régression très simple pour voir ce qui se produit lorsque l'on tient compte des interactions entre les groupes. Par exemple, plusieurs participants de l'un des groupes sous-représentés ont tendance à se retrouver également dans un ou même plusieurs autres groupes : quelles sont les différences une fois que les autres facteurs sont pris en compte ? Les résultats présentés ci-après regroupent les Ontariens et les Ontariennes. Comme les taux de participation (distincts et globaux) à des EPS sont différents pour les garçons et pour les filles, nous avons introduit dans le modèle, une variable indicatrice pour les filles. Les modèles présument que le rapport entre l'appartenance aux groupes sous-représentés et l'accès aux EPS est identique pour les garçons et pour les filles. Nous délaissions cette hypothèse à la sous-section V.3.

V.2.1 Élaboration et interprétation du modèle

Le tableau 3 présente les résultats de plusieurs modèles logit multinomiaux. Les premières colonnes, regroupées sous l'en-tête « Séparément », affichent les résultats d'un ensemble de régressions examinant les différences associées à l'appartenance à chacun des groupes d'intérêt traité séparément (familles à faible revenu, familles monoparentales, etc.)¹³ Chacun de ces modèles comprend uniquement la variable indiquant l'appartenance au groupe d'intérêt et l'indicateur de sexe féminin. Comme il se doit, les résultats correspondent très étroitement à ceux de l'analyse descriptive des taux d'accès aux EPS présentée au tableau 2 puisque nous ne faisons que placer ces différences globales dans un cadre de régression simple. Les effets de la fréquentation collégiale et universitaire estimés conjointement dans le modèle logit multinomial sont présentés à part.

Les colonnes suivantes, portant l'en-tête « Conjointement », représentent les résultats d'un seul modèle comprenant les variables indicatrices pour tous les groupes d'intérêt traités simultanément. La comparaison entre les deux ensembles de résultats pour chaque variable indicatrice (« séparément » et « conjointement ») reflète les corrélations entre les groupes et la signification de ces corrélations par rapport aux effets estimés associés à chaque groupe. Veuillez noter que lorsque nous parlons de l'effet marginal moyen (souvent abrégé par le mot « effet ») dans l'analyse qui suit, nous faisons référence aux corrélations statistiques, sans invoquer un effet causal entre l'appartenance à un groupe d'intérêt et la poursuite d'EPS.

Les troisième et le quatrième groupes de colonnes résument les différences entre les deux ensembles de modèles que nous venons de décrire. Le troisième groupe

¹³ Un seul modèle regroupe les indicateurs des immigrants de première et de deuxième génération.

représente le changement absolu de l'effet marginal moyen entre les résultats séparés et les résultats combinés. Les deux dernières colonnes représentent le pourcentage de l'effet original des résultats pris séparément qui subsiste lorsque l'on tient compte des autres paramètres. Plus le pourcentage est élevé, plus l'effet contribue à produire des effets supplémentaires. La mesure de l'effet relatif résiduel est d'autant plus significative lorsque le coefficient des résultats séparés est élevé et statistiquement significatif. Il ne faut pas trop tirer de conclusions des effets résiduels relativement importants constatés pour les études collégiales alors que l'effet universitaire est presque intégralement expliqué par les autres caractéristiques. Ce résultat est en grande partie attribuable à la définition du modèle, comme nous l'expliquerons plus loin.

Tableau 3
Estimations multinomiales sur l'accès aux études collégiales et universitaires : modèle de référence, tous les élèves (Ontario)

	Séparément		Ensemble		Variation absolue		Effet relatif résiduel (%)	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Sexe : Femmes (Hommes)	‡	‡	-0,050** [0,022]	0,171*** [0,022]				
Revenu inférieur à 50 000 \$ (Autres)	0,042 [0,028]	-0,149*** [0,025]	0,016 [0,031]	-0,072*** [0,027]	0,026	-0,077	38,1	48,3
Parents sans EPS (Autres)	0,099*** [0,028]	-0,280*** [0,021]	0,080*** [0,029]	-0,236*** [0,021]	0,019	-0,044	80,8	84,3
Milieu des ES : Rural (Urbain)	0,096*** [0,033]	-0,201*** [0,026]	0,063* [0,033]	-0,131*** [0,027]	0,033	-0,070	65,6	65,2
Minorité francophone (Autres)	0,075* [0,039]	-0,071* [0,039]	0,035 [0,036]	0,004 [0,037]	0,04	-0,075	46,7	-5,6
Famille monoparentale (Deux parents)	0,051 [0,034]	-0,115*** [0,031]	0,029 [0,036]	-0,028 [0,033]	0,022	-0,087	56,9	24,3
Statut d'immigration (Non-immigrants)								
Immigrants de 1^{re} génération	-0,107*** [0,038]	0,189*** [0,040]	-0,077* [0,041]	0,145*** [0,039]	-0,03	0,044	72,0	76,7
Immigrants de 2^e génération	-0,085*** [0,026]	0,145*** [0,027]	-0,065** [0,027]	0,101*** [0,026]	-0,02	0,044	76,5	69,7
Autochtones (Non-Autochtones)	0,028 [0,082]	-0,277*** [0,057]	0,004 [0,078]	-0,222*** [0,060]	0,024	-0,055	14,3	80,1
Personnes handicapées (Non handicapées)	0,091** [0,040]	-0,239*** [0,028]	0,082** [0,039]	-0,207*** [0,028]	0,009	-0,032	90,1	86,6
Nombre d'observations	2 382		2 382					

Nota : Le tableau présente les effets marginaux moyens. Les catégories omises sont indiquées entre parenthèses. Les erreurs types sont indiquées entre crochets. ***p < 0,01 **p < 0,05 *p < 0,1. Les colonnes sous l'en-tête « Séparément » présentent les résultats de l'application séparée des modèles, où chaque variable de groupe est incluse avec seulement une variable de sexe (soit huit régressions distinctes en tout). Les colonnes sous l'en-tête « Conjointement » affichent les résultats combinant toutes les variables. Les colonnes sous l'en-tête « Variation absolue » affichent pour chaque variable les différences entre les effets marginaux moyens des régressions séparées et des régressions conjointes. L'« Effet relatif résiduel » représente l'effet de la régression conjointe par rapport à la régression séparée. ‡ La variable de sexe est incluse dans chaque régression séparée; son coefficient varie selon l'autre variable prise en compte.

On notera que certains groupes affichent des effets significatifs pour la fréquentation collégiale et la fréquentation universitaire, mais dans le sens inverse. Par exemple, chez les étudiants dont les parents n'ont pas d'antécédents d'EPS, toutes choses étant égales par ailleurs, le taux de participation à des études universitaires est inférieur de 28 points de pourcentage à celui du groupe de comparaison (dont au moins un parent a fait

des EPS), mais ce résultat est compensé en partie par les 9,9 points de pourcentage de plus constatés dans la participation à des études collégiales. Ce qui s'explique : le fait d'avoir des parents qui n'ont pas suivi d'études postsecondaires influe non seulement sur le nombre de personnes qui entreprendront des EPS (l'écart net de 17,9 % pour les deux effets combinés dans l'exemple précédent), mais aussi sur la répartition du type d'études entreprises (baisse de la fréquentation universitaire et hausse de la fréquentation collégiale). Le modèle logit multinomial que nous avons utilisé mesure adéquatement ces effets sur le plan économétrique et s'avère commode aux fins de la présentation.

V.2.2 Modèles de référence

Plusieurs études ont montré que les étudiants issus de familles à faible revenu sont moins susceptibles de participer aux EPS, et surtout aux études universitaires, mais de récentes études (par exemple, Finnie et Mueller, 2008) indiquent une forte corrélation entre cet effet et d'autres facteurs, notamment la scolarité des parents. Le tableau 3 montre que plus de 50 % de l'effet de l'université lié à l'appartenance au groupe à faible revenu s'estompe lorsque d'autres variables sont prises en compte - y compris les antécédents d'EPS des parents. Cela dit, les jeunes de familles à faible revenu n'ont qu'un peu plus de 7 % moins de probabilités de suivre des EPS lorsque les autres facteurs sont neutralisés (ce que montre l'effet marginal moyen de -0,072 lié à l'université dans la colonne « Conjointement »).

Il ne faut pas conclure de ces résultats que l'argent n'a pas d'importance, mais plutôt que le rôle de l'argent est limité par rapport à celui de certains des autres facteurs que nous examinons ici. De plus, ces résultats sont fondés sur la structure de coûts des EPS et sur le système d'aide financière aux étudiants qui existent actuellement : si ces paramètres venaient à changer de manière significative, les effets du revenu familial seraient indubitablement très différents. Les étudiants de la cohorte que nous analysons avaient droit, par exemple, au Régime d'aide financière aux étudiantes et étudiants de l'Ontario (RAFEO) et à d'autres programmes d'aide financière pour payer leurs études, et les droits de scolarité étaient, la plupart du temps, assujettis à une réglementation provinciale.

Les résultats présentés au tableau 3, d'un autre côté, font ressortir le fait que les apprenants de première génération sont beaucoup moins susceptibles de poursuivre des EPS. Lorsque l'on considère ce facteur séparément, la probabilité moyenne qu'un jeune issu d'une famille ne possédant pas d'antécédents d'EPS fasse des études universitaires est inférieure de 28 points de pourcentage, et la probabilité que ce jeune fasse des EPS de quelque type que ce soit est de plus de 18 points de pourcentage moindre que pour un jeune dont les parents ont fait des études collégiales ou universitaires. Ces effets demeurent importants même lorsque l'appartenance à d'autres groupes d'intérêt est prise en compte; par exemple, près de 85 % de l'effet sur l'accès aux études universitaires subsiste quand on tient compte des autres variables, ce qui laisse un écart de 23,6 points de pourcentage. Ces effets sont gigantesques.

Ce résultat montre bien l'importance de la scolarité parentale relativement aux EPS; l'effet d'appartenir à la première génération d'apprenants à suivre des EPS est beaucoup plus important que l'appartenance à tout autre groupe sous-représenté et cet

effet persiste que l'on tienne compte ou non des autres variables. L'appartenance à une famille dont les parents n'ont pas fait d'EPS est un facteur plus important (et de loin) que l'appartenance à une famille à faible revenu ou la fait de venir d'une région rurale (de loin, encore une fois); l'effet de l'éducation des parents est encore plus important que les effets associés au fait d'avoir un handicap ou une ascendance autochtone.

Les jeunes des régions rurales sont sous-représentés au niveau universitaire. Un élève qui a fréquenté une école secondaire d'une région rurale a une probabilité inférieure de 20,1 points de pourcentage de faire des études universitaires, mais la probabilité qu'il fasse des études collégiales est de 9,6 % plus élevée lorsque cette variable est prise isolément et 65 % de cet écart subsiste lorsque les autres caractéristiques de l'étudiant sont ajoutées au modèle. Ce constat suggère que si une portion de l'écart dans la représentation des jeunes de milieu rural aux EPS s'explique par les autres caractéristiques de l'étudiant (notamment l'appartenance à une famille à faible revenu ou à la première génération d'apprenants), une importante portion de l'écart reste inexplicée, ce qui correspond à « l'effet net ».

La similitude de l'ampleur - en sens inverse - des effets collégial et universitaire dans le modèle utilisant les paramètres séparés, indique que les étudiants dont la langue première est le français sont, en moyenne, d'environ sept points de pourcentage plus susceptibles de faire des études collégiales et de sept points de pourcentage moins susceptibles de faire des études universitaires. Ces étudiants feront donc un certain type d'EPS dans une proportion comparable à l'ensemble des Ontariens, mais ils auront plus tendance à opter pour le collège que pour l'université comparativement aux non-francophones. La sous-représentation des Franco-Ontariens à l'université semble toutefois presque complètement attribuable à d'autres caractéristiques, comme c'est le cas d'environ la moitié des effets en faveur des études collégiales, mais il faut interpréter tous ces résultats avec prudence puisque ces estimations ne sont généralement pas très précises (voir dans le tableau la signification statistique relativement modeste et le taux comparativement élevé d'erreurs types concernant les estimations ponctuelles).

Les Ontariens venant de familles monoparentales (et de toute autre famille non traditionnelle à deux parents) sont à 11,5 points de pourcentage moins susceptibles de fréquenter l'université que ceux qui viennent de familles à deux parents lorsqu'on les considère isolément. L'effet marginal minime (et statistiquement non significatif) relié à la fréquentation d'un établissement collégial suggère qu'environ la moitié de cet effet peut être liée à un déplacement en faveur d'études de niveau collégial. Encore une fois cependant une part importante de ces effets semble associée aux autres caractéristiques des étudiants (intégration des autres variables dans le modèle « conjoint »), et les différences restantes sont minimales et non statistiquement significatives. Bref, la situation de famille ne semble pas, à elle seule, être un facteur important, mais la famille monoparentale est souvent une famille à faible revenu, où le parent n'a pas fait d'EPS et où interviennent d'autres facteurs qui eux sont associés à un faible taux de participation à des EPS.

Les immigrants de première et de deuxième génération, pris globalement, sont beaucoup plus susceptibles de poursuivre des EPS que les autres Ontariens; ce résultat est entièrement attribuable à leur taux plus élevé de participation à des études universitaires (le taux de participation aux études collégiales est en fait inférieur). De

plus, une grande proportion des effets de l'université - 77 % pour les immigrants de première génération et 70 % pour les immigrants de deuxième génération - ne peut s'expliquer par les autres caractéristiques des étudiantes qui sont incluses dans le modèle. Ceci corrobore l'importance des effets liés à l'immigration - et la capacité limitée des autres variables d'expliquer ces différences - observée par Finnie et Mueller (2010).

En Ontario, comme ailleurs au Canada, les jeunes Autochtones sont très sous-représentés dans les EPS. L'effet marginal moyen sur la fréquentation universitaire, pris séparément, se situe à près de 30 points de pourcentage (avec une faible compensation pour l'effet des études collégiales) et demeure à 22 points de pourcentage lorsque les autres caractéristiques des étudiants sont prises en compte. Cet écart semble donc dépasser le fait que ces étudiants ont un faible revenu, qu'ils sont moins susceptibles d'avoir des parents qui ont fait des EPS, qu'ils viennent d'un milieu rural, etc. Compte tenu de la faible taille de l'échantillon, la signification statistique de ces estimations confirme la solidité et l'uniformité des différences sous-jacentes ¹⁴

Les étudiants qui souffrent d'un handicap physique ou cognitif sont de près de 24 points de pourcentage moins enclins à fréquenter l'université que les autres et de 14 points de pourcentage moins enclins à faire des EPS de quelque nature que ce soit (ils affichent un taux de fréquentation collégiale plus élevé). Il est intéressant de noter que parmi tous les groupes visés par la présente étude, le fait d'avoir un handicap est le facteur qui résiste le plus à l'inclusion d'autres caractéristiques dans le modèle. Ce phénomène traduit vraisemblablement le fait que la présence d'un handicap n'est généralement pas très corrélée au revenu familial, à la scolarité des parents, au fait de venir d'un milieu rural, etc. alors que c'est souvent le cas pour les autres caractéristiques de groupe.

Les résultats du modèle logistique multinomial décrit précédemment donnent une bonne idée de la manière dont ces groupes d'Ontariens sont sous-représentés aux EPS. En montrant les effets marginaux moyens des modèles à variables prises conjointement et séparément, et en mettant en évidence les écarts qu'ils présentent, nous pouvons différencier les groupes dont la sous-représentation aux EPS peut s'expliquer par d'autres facteurs et ceux dont la sous-représentation ne se limite pas à ces facteurs connexes.

S'il est une tendance que les résultats du modèle montrent clairement, c'est le déplacement général apparent de l'université vers le collège chez les personnes appartenant aux groupes sous-représentés. Cela tend à prouver que les étudiants qui ne sont pas capables de faire des études universitaires - ou qui décident de ne pas aller à l'université - peuvent se prévaloir de l'efficace système ontarien des collèges communautaires. La corrélation entre l'offre et la demande à cet égard mériterait d'être étudiée davantage.

¹⁴ Pour que de telles différences soient estimées avec cette précision relative, comme l'indiquent dans le tableau les faibles erreurs types des estimations et le taux (relativement) élevé de signification statistique, les résultats doivent être solides et relativement uniformes. (Les erreurs types et la signification statistique résultent simplement de l'uniformité du comportement et de la taille de l'échantillon. Lorsque l'échantillon est petit, le comportement à l'intérieur du groupe □ en l'occurrence un faible taux de participation à des EPS - doit être relativement uniforme pour que les estimations conservent leurs propriétés statistiques.)

Deux des groupes compris dans ce modèle - les étudiants de familles à faible revenu et les apprenants de la première génération - sont particulièrement nombreux et associés à des effets importants. Les résultats que nous présentons suggèrent que les effets combinés de l'appartenance à ces groupes sont davantage liés à la scolarité des parents qu'au revenu parental.

Les étudiants dont la langue maternelle est le français et ceux qui viennent de familles monoparentales sont sous-représentés dans le système ontarien d'EPS, mais les résultats suggèrent que les effets peuvent s'expliquer en bonne partie par d'autres caractéristiques de ces étudiants : ceux-ci viennent souvent de familles à faible revenu, dont les parents n'ont pas fait d'EPS, etc. Ils ne sont donc peut-être pas soumis aux mêmes facteurs particulier qui empêchent les Autochtones et les jeunes souffrant d'un handicap ou venant de régions rurales de faire des EPS (groupes dont les effets demeurent importants même lorsque d'autres facteurs sont pris en compte).

V.2.3 Ajout de variables explicatives supplémentaires

Dans la sous-section précédente, nous avons utilisé la régression multinomiale logit pour étudier la corrélation entre l'appartenance aux groupes sous-représentés et la participation à des EPS. En tenant compte de l'appartenance à plusieurs groupes, nous avons une bonne idée des relations qui font que les personnes appartenant à ces groupes sont moins susceptibles de faire des EPS (surtout des études universitaires). Nous poursuivons notre analyse en faisant intervenir d'autres corrélats. En observant les différences entre les modèles avec et sans ces corrélats, nous arrivons à mieux comprendre les perspectives de ces groupes en matière d'éducation et du moins quelques-uns des facteurs auxquels leur sous-représentation semble liée. Nous rappelons les mises en garde usuelles au sujet de l'interprétation causale des résultats.

Le tableau 4 reprend le modèle présenté à la section précédente; la première colonne (de référence) reproduit les effets estimés conjointement qui sont présentés au tableau 3.¹⁵ Les autres colonnes intègrent le rendement au secondaire et des variables connexes - les notes, les variables d'échelle et les résultats au test de lecture du PISA - que nous avons décrites à la section Données.

L'effet des notes obtenues au secondaire peut être interprété comme un changement dans la vraisemblance de participer aux études postsecondaires du niveau associé à une hausse de un point de pourcentage de la moyenne globale de l'élève. Par conséquent, dans le modèle où seules les notes sont ajoutées à la spécification préalable, un étudiant dont les notes sont de 10 % plus élevées qu'un autre aurait 23 % plus de probabilités de faire des études universitaires, 13 % moins de probabilités d'aller au collège et 10 % plus de probabilités de poursuivre un type ou un autre d'EPS (la somme des deux effets).

¹⁵ On remarque que les estimations présentées dans la première colonne du tableau 4 ne sont pas exactement identiques à celles de la colonne « Conjointement » du tableau 3 même si les mêmes variables sont prises en compte. C'est que pour toutes les régressions du tableau 4 les renseignements manquants concernant les notes obtenues au secondaire, les variables d'échelle et les résultats au test de lecture du PISA ont été omis. Les changements sont toutefois minimes.

Table 4

Estimations multinomiales de l'accès à des études collégiales ou universitaires : ajout de variables explicatives supplémentaires, tous les étudiants (Ontario)

	Référence		Notes au secondaire		Échelles et PISA		Tous	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Sexe : Femmes (Hommes)	-0,062*** [0,023]	0,172*** [0,023]	-0,013 [0,022]	0,076*** [0,020]	-0,042* [0,023]	0,118*** [0,021]	-0,015 [0,024]	0,068*** [0,020]
Revenu inférieur à 50 000 \$ (Autres)	0,013 [0,032]	-0,061** [0,028]	-0,002 [0,030]	-0,036 [0,025]	-0,013 [0,030]	-0,005 [0,025]	-0,014 [0,029]	-0,005 [0,023]
Parents sans EPS (Autres)	0,084*** [0,030]	-0,235*** [0,023]	0,048* [0,028]	-0,170*** [0,023]	0,033 [0,027]	-0,124*** [0,022]	0,024 [0,027]	-0,114*** [0,021]
Milieu des ES : Rural (Urbain)	0,055 [0,034]	-0,133*** [0,028]	0,026 [0,033]	-0,091*** [0,027]	0,036 [0,031]	-0,087*** [0,026]	0,023 [0,031]	-0,074*** [0,025]
Minorité francophone (Autres)	0,036 [0,037]	-0,002 [0,038]	0,025 [0,035]	0,010 [0,031]	-0,040 [0,034]	0,106*** [0,033]	-0,029 [0,033]	0,088*** [0,030]
Famille monoparentale (Deux parents)	0,028 [0,036]	-0,040 [0,034]	0,014 [0,035]	-0,021 [0,030]	0,025 [0,035]	-0,037 [0,029]	0,017 [0,034]	-0,025 [0,027]
Statut d'immigration (Non-immigrants)								
Immigrants de 1^{re} génération	-0,096** [0,041]	0,154*** [0,041]	-0,080** [0,040]	0,123*** [0,035]	-0,101** [0,041]	0,163*** [0,037]	-0,093** [0,040]	0,145*** [0,033]
Immigrants de 2^e génération	-0,071** [0,028]	0,106*** [0,027]	-0,071*** [0,026]	0,099*** [0,023]	-0,071*** [0,026]	0,093*** [0,022]	-0,073*** [0,026]	0,089*** [0,021]
Autochtones (Non-Autochtones)	0,019 [0,082]	-0,184*** [0,071]	0,008 [0,080]	-0,169*** [0,062]	0,020 [0,082]	-0,110 [0,082]	0,017 [0,083]	-0,120 [0,073]
Personnes handicapées (Non handicapées)	0,108*** [0,041]	-0,219*** [0,032]	0,079** [0,039]	-0,164*** [0,031]	0,084** [0,038]	-0,130*** [0,031]	0,074** [0,037]	-0,120*** [0,029]
Note globale pour la dernière année du secondaire			-0,013*** [0,001]	0,023*** [0,001]			-0,008*** [0,001]	0,015*** [0,001]
Engagement général					-0,026* [0,015]	0,068*** [0,013]	-0,017 [0,015]	0,052*** [0,012]
Estime de soi					-0,016 [0,016]	0,004 [0,014]	-0,017 [0,016]	0,004 [0,013]
« Efficacité de soi »					-0,018 [0,014]	0,042*** [0,011]	-0,001 [0,014]	0,014 [0,011]

Maîtrise	0,008 [0,016]	0,001 [0,013]	0,006 [0,016]	0,006 [0,012]
Soutien social	0,022 [0,014]	-0,045*** [0,012]	0,017 [0,014]	-0,036*** [0,011]
Comportement de surveillance	0,010 [0,014]	0,010 [0,012]	0,009 [0,013]	0,011 [0,011]
« Comportement de la tendance à la sympathie des parents »	-0,016 [0,013]	0,001 [0,011]	-0,016 [0,012]	0,000 [0,010]
« Comportement de discipline irrégulière des parents »	-0,008 [0,012]	-0,021** [0,010]	-0,014 [0,012]	-0,010 [0,009]
Aptitudes en lecture	-0,001*** [0,000]	0,002*** [0,000]	-0,001*** [0,000]	0,002*** [0,000]
Nombre d'observations	2 257	2 257	2 257	2 257

Nota : Le tableau présente les effets marginaux moyens, Les catégories omises sont entre parenthèses, Les erreurs types sont entre crochets, ***p < 0,01 **p < 0,05 *p < 0,1, La variable note correspond à la note globale au secondaire, divisées par 10. La variable aptitudes en lecture correspond aux résultats au test de lecture du PISA, divisés par 100.

Comme nous l'avons décrit précédemment, les variables d'échelle ont été normalisées pour obtenir une moyenne de zéro et un écart type de un. Ce qui signifie que les effets présentés au tableau 4 correspondent à un élève ayant un score correspondant à un écart type de plus qu'un autre pour chaque variable d'échelle. L'échelle de l'engagement est celle qui présente le plus important effet global parce qu'elle comprend à la fois l'identification à la vie étudiante, laquelle est en étroite corrélation avec les aspirations relatives aux EPS, et la participation à la vie étudiante, qui comprend des renseignements sur les habitudes d'études et d'autres comportements en corrélation avec la réussite scolaire. L'effet associé à la variable « efficacité de soi » est également assez important.

Les motifs expliquant l'effet négatif de l'échelle du soutien social sont moins clairs, mais on peut y voir un rapport avec les interactions entre les variables d'échelle. Il est possible aussi que les personnes qui ont une vie sociale branchée soient moins susceptibles de fréquenter l'université que les autres; ces personnes accordent peut-être moins d'importance aux études qu'à leur vie sociale. Ce résultat demeure intéressant étant donné que l'on associe souvent la vie sociale branchée à divers résultats positifs, y compris scolaires. Les données semblent contredire ce postulat. Les résultats concernant le comportement incohérent des parents face à la discipline (comportement de discipline irrégulière des parents) sont également intéressants, malgré un effet limité (2,1 points de pourcentage).

L'effet des résultats au test de lecture du PISA va dans le sens escompté; il reflète des habiletés et des aptitudes scolaires non observées (comme le montre la baisse de l'effet des notes obtenues au secondaire entre le deuxième et le quatrième groupe de colonnes du tableau 4).

Lorsque nous ajoutons les notes obtenues au secondaire (seulement), (le deuxième groupe de résultats dans le tableau) (modèle 2), l'effet *direct* de l'appartenance à une famille à faible revenu sur la fréquentation universitaire est encore réduit presque de moitié, à seulement 3,6 %, et n'est alors plus statistiquement significatif, ce qui laisse entendre que l'effet revenu serait corrélé, pour une part, au fait que l'étudiant a obtenu de moins bonnes notes au secondaire. Par contre, lorsque nous ajoutons les variables d'échelle et les scores aux tests du PISA (le troisième groupe de résultats) l'effet est presque réduit à néant. Donc, lorsque d'autres facteurs liés à l'école secondaire sont pris en compte, il ne subsiste plus d'effet revenu. Ceci est très important sur le plan des politiques puisque celles-ci ont - comme nous l'avons dit précédemment - largement été axées vers des interventions de nature financières (régulation des droits de scolarité et subventions, aide financière aux étudiants, etc.) en raison notamment de constatations antérieures voulant que la participation aux EPS soit corrélée au revenu familial. Ces résultats suggèrent, du moins de manière marginale, que ce type de politiques ne sera vraisemblablement pas très efficace pour accroître la participation aux études universitaires ou aux EPS en général chez les jeunes venant de familles à faible revenu et que d'autres interventions plus précoces doivent être envisagées pour favoriser ce groupe.

Par contre, lorsque les variables de notes et d'échelle sont ajoutées au modèle, le fait d'être un apprenant de première génération conserve un effet direct important sur l'abstention de faire des études universitaires, même si cet effet est considérablement diminué : passant de 23,5 % dans le modèle de référence à 11,4 % dans le modèle final où toutes les autres variables liées à l'école secondaire sont prises en compte. Il apparaît donc que si le niveau de scolarité des parents a une incidence sur ce qui se produit à l'école secondaire, ce paramètre a aussi un impact important au *moment précis* où les jeunes effectuent la transition de l'école secondaire à l'enseignement postsecondaire, et influence peut-être le choix du jeune. L'effet positif (partiellement) compensatoire sur la fréquentation collégiale disparaît pour ainsi dire lorsque les variables supplémentaires sont ajoutées.

Lorsque nous ajoutons au modèle les deux groupes de variables sur le rendement et sur le comportement à l'école secondaire, l'effet d'être issu d'un milieu *rural* sur l'accès à des études universitaires demeure important et statistiquement significatif, mais diminue presque de moitié, passant de 13,3 % à 7,4 %. Ce résultat confirme l'hypothèse voulant qu'une partie de l'effet de la ruralité soit liée à d'autres facteurs corrélés, y compris non seulement la scolarité des parents, le revenu et le reste (comme nous l'avons vu précédemment), mais aussi (maintenant) l'expérience vécue à l'école secondaire et d'autres mesures connexes. Toutefois une partie de l'effet de la ruralité demeure après la prise en compte de ces facteurs, probablement parce que les étudiants des régions rurales doivent faire face à des coûts plus élevés liés à l'éloignement des établissements d'EPS, parce que leurs préférences en matière d'enseignement supérieur sont différentes, et pour des motifs culturels et autres.

Lorsque les variables supplémentaires sont ajoutées au modèle, l'effet marginal moyen grimpe chez les francophones à plus 8,8 points de pourcentage (ce qui est statistiquement significatif). Cela peut toutefois être le reflet des résultats au test de lecture du PISA. Lorsque les résultats des tests du PISA - souvent médiocres chez les

Franco-Ontariens - sont ajoutés aux modèles, l'effet francophone est accru, ce qui laisse supposer que le taux de participation des membres de ce groupe à des EPS est relativement élevé compte tenu de leurs piètres résultats aux tests du PISA. Pour bien comprendre ces résultats, il faudrait mieux comprendre pourquoi les francophones réussissent moins bien les tests du PISA. Il est possible que certains Franco-Ontariens - précisément parce qu'ils forment un groupe minoritaire en Ontario et qu'ils fréquentent parfois des écoles anglaises - passent le test en anglais plutôt qu'en français, ce qui expliquerait leurs résultats médiocres. Ce n'est toutefois qu'une spéculation.

Chez les jeunes venant de familles monoparentales, le faible effet constaté dans le modèle d'analyse combinée est encore plus accentué. La situation de famille n'aurait, à elle seule, que peu d'effets sur l'accès aux EPS. Bien entendu, nous avons constaté l'existence d'un écart brut, mais celui-ci est attribuable au fait que ces jeunes viennent de familles à faible revenu, dont le parent est peu scolarisé, etc., plutôt qu'à la situation de famille en tant que telle.

Le solide effet positif associé à l'appartenance au groupe d'immigrants de première ou de deuxième génération demeure important et n'est que légèrement infléchi lorsque les notes, les variables d'échelle et les résultats aux tests du PISA sont intégrés au modèle. Chez les immigrants de première génération, l'ajout des variables d'échelle et des résultats aux tests du PISA accentue encore davantage l'ampleur de ces effets. Comme nous l'avons constaté précédemment pour les Franco-Ontariens, cela s'explique probablement par les notes systématiquement faibles qu'ils obtiennent aux tests du PISA.

Ces résultats suggèrent que les effets du statut d'immigrant sur la participation à des EPS - contrairement à plusieurs autres facteurs dont nous tenons compte ici - ne sont pas liés aux résultats et au comportement à l'école secondaire. Il s'agit là d'une constatation intéressante : ces jeunes poursuivent des EPS dans une proportion beaucoup plus grande non pas parce qu'ils réussissent tellement bien à l'école secondaire, mais parce qu'ils sont plus susceptibles de persévérer pour réaliser certains *accomplissements précis* au secondaire.

Lorsque nous ajoutons au modèle les notes obtenues au secondaire, la significativité de l'identité autochtone ne recule que légèrement par rapport à la participation à des EPS. Cela suggère que les notes obtenues au secondaire n'expliquent pas l'important écart dans les taux d'accès entre les jeunes Autochtones et les autres jeunes. Fait intéressant, lorsqu'on ajoute au modèle les résultats aux tests du PISA et les variables d'échelle, l'ampleur de l'effet de l'autochtonie chute de près de huit points de pourcentage et perd sa signification statistique (ce qui est attribuable aussi à la taille réduite de l'échantillon). Cette conclusion corrobore celle de Frenette (2010a). Même si dans le modèle final l'effet autochtone n'atteint pas la signification statistique, l'estimation ponctuelle conserve plus de 65 % de l'effet par rapport au modèle de référence, ce qui suggère que l'effet autochtone direct demeure important - une importance inexpliquée par les variables incluses dans le modèle, mais à cause de la faible taille de l'échantillon nos estimations sont peu précises et les effets réels peuvent être différents de ce que nous constatons ici.

Les effets associés au fait d'avoir un handicap (négatifs par rapport aux études universitaires et positifs par rapport aux études collégiales) demeurent fortement significatifs lorsque l'on ajoute au modèle les notes, les variables d'échelle et les résultats aux tests du PISA. En ce qui concerne la fréquentation universitaire, l'effet final (un désavantage de 12,0 points de pourcentage) conserve près de 55 % de l'effet constaté dans le modèle de référence et la plus grande partie de l'effet collégial final (participation de 7,4 % plus élevée dans le modèle final) subsiste. Ces résultats suggèrent que le fait d'avoir un handicap comporte à la fois des effets directs et indirects (en raison des variables associées à l'école secondaire) sur la participation à des EPS.

V.3 Comparaison entre hommes et femmes

Jusqu'ici, nous avons présenté les résultats combinés pour les femmes et les hommes. Dans cette section, nous présentons les résultats des modèles estimés séparément pour les femmes et pour les hommes de manière à montrer les différences entre les deux groupes.

V.3.1 Modèles de référence

Les tableaux 5a et 5b présentent les résultats multinomiaux de base (correspondant au tableau 3) pour les hommes et pour les femmes. Ces résultats sont frappants et très importants : l'ampleur des effets est toujours plus grande chez les femmes que chez les hommes, que les estimations soient traitées conjointement ou séparément (sauf pour les effets linguistiques qui sont non significatifs). Nous constatons que malgré un taux de participation à des EPS (entre autres à des études universitaires) globalement plus élevé chez les femmes, celles qui appartiennent à des groupes sous-représentés sont plus désavantagées que leurs homologues masculins. Ce résultat général n'avait pas encore été signalé dans les travaux publiés et les incidences qu'il peut avoir sur les politiques sont, de toute évidence, considérables. Il est aussi intéressant de noter que les effets positifs de l'appartenance au groupe d'immigrants de la première ou de la deuxième génération sont également plus importants chez les femmes.

Tableau 5a
Estimations multinomiales de la participation à des études collégiales ou universitaires : modèle de référence, femmes (Ontario)

	Séparément		Conjointement		Variation absolue		Effet relatif résiduel (%)	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Revenu inférieur à 50 000 \$ (Autres)	0,080** [0,039]	-0,174*** [0,038]	0,032 [0,043]	-0,111*** [0,038]	0,048	-0,063	40,0	63,8
Parents sans EPS (Autres)	0,151*** [0,039]	-0,306*** [0,035]	0,116*** [0,041]	-0,257*** [0,034]	0,035	-0,049	76,8	84,0
Milieu des ES : Rural (Urbain)	0,164*** [0,047]	-0,234*** [0,041]	0,112** [0,047]	-0,138*** [0,041]	0,052	-0,096	68,3	59,0
Minorité francophone (Autres)	0,088 [0,054]	-0,095* [0,055]	0,040 [0,049]	-0,015 [0,044]	0,048	-0,080	45,5	15,8
Famille monoparentale (Deux parents)	0,111** [0,046]	-0,133*** [0,045]	0,069 [0,049]	-0,034 [0,045]	0,042	-0,099	62,2	25,6
Statut d'immigration (Non-immigrants)								
Immigrants de 1^{re} génération	-0,150*** [0,050]	0,214*** [0,053]	-0,103* [0,056]	0,162*** [0,053]	-0,047	0,052	68,7	75,7
Immigrants de 2^e génération	-0,115*** [0,034]	0,165*** [0,037]	-0,079** [0,036]	0,117*** [0,036]	-0,036	0,048	68,7	70,9
Autochtones (Non-Autochtones)	0,084 [0,118]	-0,354*** [0,086]	0,055 [0,106]	-0,262*** [0,098]	0,029	-0,092	65,5	74,0
Personnes handicapées (Non handicapées)	0,155** [0,060]	-0,290*** [0,043]	0,135** [0,059]	-0,257*** [0,041]	0,020	-0,033	87,1	88,6
Nombre d'observations	1 224		1 224					

Nota : Le tableau présente les effets marginaux moyens. Les catégories omises sont entre parenthèses. Les erreurs types sont entre crochets. ***p < 0,01 **p < 0,05 *p < 0,1. Les colonnes regroupées sous l'en-tête « Séparément » affichent les résultats des modèles séparés, où chaque variable de groupe est incluse séparément (huit régressions distinctes en tout). Les colonnes regroupées sous l'en-tête « Conjointement » affichent les résultats combinant toutes les variables. Les colonnes sous l'en-tête « Variation absolue » fournissent pour chaque variable la différence entre les effets marginaux moyens des régressions séparées et des régressions conjointes. L'« Effet relatif résiduel » représente l'effet de la régression conjointe par rapport à la régression séparée.

Tableau 5b
Estimations multinomiales de la participation à des études collégiales ou universitaires : modèle de référence, hommes (Ontario)

	Séparément		Conjointement		Variation absolue		Effet relatif résiduel (%)	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Revenu inférieur à 50 000 \$ (Autres)	0,004 [0,040]	-0,121*** [0,033]	-0,000 [0,045]	-0,031 [0,038]	0,004 [0,045]	-0,090 [0,038]	0,0	25,6
Parents sans EPS (Autres)	0,049 [0,039]	-0,253*** [0,026]	0,045 [0,040]	-0,219*** [0,027]	0,004 [0,040]	-0,034 [0,027]	91,8	86,6
Milieu des ES : Rural (Urbain)	0,028 [0,046]	-0,168*** [0,032]	0,011 [0,046]	-0,122*** [0,035]	0,017 [0,046]	-0,046 [0,035]	39,3	72,6
Minorité francophone (Autres)	0,059 [0,056]	-0,042 [0,056]	0,030 [0,054]	0,029 [0,061]	0,029 [0,054]	-0,071 [0,061]	50,8	-69,0
Famille monoparentale (Deux parents)	-0,014 [0,049]	-0,096** [0,042]	-0,021 [0,052]	-0,019 [0,048]	0,007 [0,052]	-0,077 [0,048]	150,0	19,8
Statut d'immigration (Non-immigrants)								
Immigrants de 1^{re} génération	-0,062 [0,058]	0,161*** [0,059]	-0,045 [0,061]	0,123** [0,057]	-0,017 [0,061]	0,038 [0,057]	72,6	76,4
Immigrants de 2^e génération	-0,055 [0,039]	0,126*** [0,039]	-0,052 [0,040]	0,085** [0,037]	-0,003 [0,040]	0,041 [0,037]	94,5	67,5
Autochtones (Non-Autochtones)	-0,028 [0,113]	-0,212*** [0,072]	-0,031 [0,109]	-0,189*** [0,070]	0,003 [0,109]	-0,023 [0,070]	110,7	89,2
Personnes handicapées (Non handicapées)	0,032 [0,053]	-0,195*** [0,035]	0,035 [0,052]	-0,166*** [0,035]	-0,003 [0,052]	-0,029 [0,035]	109,4	85,1
Nombre d'observations	1 158		1 158					

Nota : Le tableau présente les effets marginaux moyens. Les catégories omises sont entre parenthèses. Les erreurs types sont entre crochets. ***p < 0,01 **p < 0,05 *p < 0,1. Les colonnes regroupées sous l'en-tête « Séparément » affichent les résultats des modèles séparés, où chaque variable de groupe est incluse séparément (huit régressions distinctes en tout). Les colonnes regroupées sous l'en-tête « Conjointement » affichent les résultats combinant toutes les variables. Les colonnes sous l'en-tête « Variation absolue » fournissent pour chaque variable la différence entre les effets marginaux moyens des régressions séparées et des régressions conjointes. L'« Effet relatif résiduel » représente l'effet de la régression conjointe par rapport à la régression séparée.

Les différences dans les effets sur le revenu entre les hommes et les femmes qui sont présentées ici confirment les conclusions d'études précédentes (par exemple, Childs, Finnie et Mueller, 2010; Finnie et Mueller, 2008, 2009b, 2010) selon lesquelles les effets du revenu familial sont généralement plus importants chez les femmes que chez les hommes, cet écart étant largement attribuable au fait que les femmes venant de familles à revenu élevé réussissent relativement mieux que celles qui viennent de familles à faible revenu par rapport à ce que l'on constate chez les hommes. Dans le cas présent, si l'effet d'un faible revenu disparaît presque chez les hommes lorsque les groupes sont considérés conjointement (l'effet universitaire ne conserve que 25,6 % de son effet initial et devient statistiquement non significatif), il demeure important chez les femmes, conservant dans le modèle conjoint 63,8 % de l'effet de la modélisation séparée, ce qui indique un écart statistiquement significatif de 11,1 points de pourcentage pour l'accès à l'université.

Ce phénomène ne se vérifie pas chez les étudiants issus de familles ne possédant pas d'antécédents d'EPS en ce sens que même si les effets associés au sexe féminin sont plus importants dans toutes les spécifications, lorsqu'on intègre les autres indicateurs de groupes, le recul des effets est similaire chez les hommes et chez les femmes; dans les deux cas l'écart entre les deux spécifications est étroit.

V.3.2 Ajout de variables explicatives supplémentaires

Nous examinons maintenant l'incidence de l'ajout des variables d'échelle, les variables notes et résultats aux tests du PISA aux modèles portant sur les hommes et sur les femmes. En nous référant au modèle conjoint sur les notes et les variables d'échelle, examiné dans la section précédente (tableau 4), nous pouvons envisager les conséquences différentes qui découleront vraisemblablement de l'ajout des variables d'échelle, notes, et résultats des tests du PISA sur les modèles considérant séparément les hommes et les femmes.

Dans le modèle de référence (les deux premières colonnes du tableau 4), nous voyons que les femmes - lorsque les autres facteurs demeurent constants - ont juste un peu plus de 11 points de pourcentage de probabilités de faire certaines EPS et 17 points de pourcentage plus de probabilités de fréquenter l'université, alors qu'elles sont moins enclines à faire des études collégiales que les hommes (de 6,2 %). Par contre, lorsqu'on tient compte des notes (deuxième ensemble de résultats) ainsi que des variables d'échelle et des résultats des tests du PISA (troisième ensemble de résultats), et des deux à la fois l'incidence d'être une femme baisse sensiblement. L'avantage associé aux femmes sur le plan de l'accès aux études universitaires et leur plus faible taux d'études collégiales s'expliquent donc en grande partie par le fait que les femmes ont de meilleures notes et de meilleurs résultats aux tests du PISA ainsi qu'un plus grand engagement scolaire. Il demeure que 39 % de l'effet de l'université et 24 % de l'effet du collège subsistent lorsque les autres variables sont ajoutées.

Les tableaux 6a et 6b présentent la progression du modèle selon le sexe. Les effets des notes au secondaire, des variables d'échelle et des résultats aux tests de lecture du PISA ne sont pas tellement différents entre hommes et femmes. Il est intéressant de constater que les effets négatifs du soutien social sur la participation aux études universitaires persiste dans les modèles portant sur les femmes - et sont même plus importants dans le modèle conjoint -, mais pas dans les modèles portant sur les hommes (le modèle combiné produit des effets conjugués, établissant la moyenne des effets pour les hommes et pour les femmes). Toutefois, les effets plus forts constatés

chez les femmes relativement à l'appartenance à un groupe sous-représenté (comme le montrent les modèles de référence) sont ici, dans certains cas, réduits ou légèrement inversés (par exemple, l'effet négatif d'appartenir au groupe des apprenants de première génération est plus important chez les hommes que chez les femmes dans le modèle final). L'appartenance à la catégorie francophone représente maintenant un avantage plus marqué (plutôt qu'un désavantage) chez les hommes que chez les femmes en ce qui concerne la participation à des études universitaires (mais ce résultat doit être interprété avec prudence).

L'interprétation générale que nous tirons de ces résultats est que les différences globales dans le taux de participation à des EPS associées à l'appartenance à l'un ou l'autre des groupes sous-représentés sont plus importantes chez les femmes, mais que ces différences sont plus associées aux variables liées aux études secondaires qui sont intégrées dans le deuxième ensemble de modèles que chez les hommes.

Tableau 6a
Estimations multinomiales de la participation à des études collégiales ou universitaires : avec l'ajout de variables explicatives supplémentaires, femmes (Ontario)

	Modèle de référence		Notes au secondaire		Variables d'échelle et résultats au test du PISA		Tous	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Revenu inférieur à 50 000 \$ (Autres)	0,015 [0,043]	-0,101** [0,040]	-0,020 [0,043]	-0,067* [0,036]	-0,013 [0,040]	-0,043 [0,034]	-0,029 [0,041]	-0,033 [0,032]
Parents sans EPS (Autres)	0,120*** [0,042]	-0,255*** [0,035]	0,069* [0,041]	-0,187*** [0,032]	0,042 [0,038]	-0,114*** [0,031]	0,030 [0,038]	-0,109*** [0,029]
Milieu des ES : Rural (Urbain)	0,102** [0,047]	-0,134*** [0,043]	0,080* [0,047]	-0,100** [0,039]	0,085* [0,044]	-0,100*** [0,038]	0,075* [0,045]	-0,086** [0,036]
Minorité francophone (Autres)	0,037 [0,050]	-0,009 [0,045]	0,034 [0,046]	-0,007 [0,036]	-0,018 [0,041]	0,079** [0,036]	-0,012 [0,041]	0,067** [0,033]
Famille monoparentale (Deux parents)	0,079 [0,049]	-0,050 [0,046]	0,062 [0,047]	-0,024 [0,040]	0,092** [0,046]	-0,052 [0,040]	0,079* [0,045]	-0,037 [0,038]
Statut d'immigration (Non-immigrants)								
Immigrants de 1^{re} génération	-0,126** [0,056]	0,185*** [0,055]	-0,109* [0,058]	0,172*** [0,054]	-0,138*** [0,051]	0,206*** [0,047]	-0,127** [0,056]	0,192*** [0,048]
Immigrants de 2^e génération	-0,084** [0,036]	0,127*** [0,037]	-0,090** [0,037]	0,128*** [0,032]	-0,077** [0,036]	0,088*** [0,031]	-0,088** [0,037]	0,100*** [0,029]
Autochtones (Non-Autochtones)	0,114 [0,118]	-0,231** [0,105]	0,066 [0,116]	-0,173* [0,092]	0,097 [0,122]	-0,117 [0,121]	0,095 [0,121]	-0,111 [0,119]
Personnes handicapées (Non-handicapées)	0,154** [0,062]	-0,265*** [0,049]	0,116* [0,060]	-0,189*** [0,046]	0,113** [0,054]	-0,139*** [0,048]	0,101* [0,053]	-0,124*** [0,041]
Note globale pour la dernière année du secondaire			-0,012*** [0,002]	0,022*** [0,001]			-0,006*** [0,002]	0,013*** [0,002]
Engagement général					-0,028 [0,022]	0,074*** [0,018]	-0,016 [0,022]	0,062*** [0,017]
Estime de soi					-0,016 [0,021]	-0,003 [0,019]	-0,017 [0,021]	-0,007 [0,018]
« Efficacité de soi »					-0,019 [0,019]	0,044*** [0,015]	-0,011 [0,019]	0,024 [0,015]
Maîtrise					0,005 [0,022]	0,018 [0,018]	0,010 [0,023]	0,018 [0,017]

Soutien social		0,046**	-0,073***	0,038**	-0,058***
		[0,019]	[0,017]	[0,019]	[0,016]
Comportement de surveillance		0,008	0,016	0,007	0,013
		[0,020]	[0,018]	[0,020]	[0,017]
« Comportement de la tendance à la sympathie des parents »		-0,021	-0,012	-0,026	-0,013
		[0,018]	[0,016]	[0,018]	[0,016]
« Comportement de discipline irrégulière des parents »		-0,017	-0,006	-0,022	-0,001
		[0,016]	[0,014]	[0,016]	[0,013]
Aptitudes en lecture		-0,001***	0,002***	-0,001***	0,002***
		[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Nombre d'observations	1 170	1 170	1 170	1 170	1 170

Nota : Le tableau présente les effets marginaux moyens. Les catégories omises sont entre parenthèses. Les erreurs types sont entre crochets. ***p < 0,01 **p < 0,05 *p < 0,1. La variable note correspond à la note globale au secondaire, divisée par 10. La variable aptitudes en lecture correspond aux résultats au test de lecture du PISA, divisés par 100.

Tableau 6b
Estimations multinomiales de la participation à des études collégiales ou universitaires : avec l'ajout de variables explicatives supplémentaires, hommes (Ontario)

	Modèle de référence		Notes au secondaire		Variables d'échelle et résultats au test du PISA		Tous	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Revenu inférieur à 50 000 \$ (Autres)	0,008	-0,017	0,003	-0,001	-0,008	0,026	0,003	0,011
	[0,046]	[0,040]	[0,042]	[0,037]	[0,045]	[0,039]	[0,042]	[0,035]
Parents sans EPS (Autres)	0,049	-0,220***	0,028	-0,161***	0,031	-0,142***	0,023	-0,122***
	[0,042]	[0,029]	[0,039]	[0,032]	[0,039]	[0,030]	[0,037]	[0,030]
Milieu des ES : Rural (Urbain)	0,004	-0,128***	-0,023	-0,078**	-0,015	-0,066*	-0,025	-0,055
	[0,048]	[0,037]	[0,045]	[0,038]	[0,044]	[0,037]	[0,042]	[0,035]
Minorité francophone (Autres)	0,036	0,011	0,013	0,033	-0,057	0,130**	-0,049	0,114**
	[0,056]	[0,063]	[0,055]	[0,051]	[0,053]	[0,061]	[0,054]	[0,054]
Famille monoparentale (Deux parents)	-0,033	-0,027	-0,034	-0,013	-0,043	-0,018	-0,045	-0,008
	[0,053]	[0,049]	[0,050]	[0,045]	[0,050]	[0,043]	[0,049]	[0,040]

Statut d'immigration (Non-immigrants)								
Immigrants de 1^{re} génération	-0,061	0,117**	-0,042	0,073	-0,063	0,123**	-0,061	0,109**
	[0,061]	[0,058]	[0,056]	[0,047]	[0,062]	[0,057]	[0,055]	[0,046]
Immigrants de 2^e génération	-0,058	0,087**	-0,049	0,069**	-0,069*	0,097***	-0,056	0,075**
	[0,041]	[0,039]	[0,037]	[0,034]	[0,038]	[0,033]	[0,036]	[0,030]
Autochtones (Non-Autochtones)	-0,056	-0,143	-0,028	-0,172**	-0,027	-0,109	-0,015	-0,134
	[0,111]	[0,089]	[0,108]	[0,081]	[0,111]	[0,109]	[0,115]	[0,096]
Personnes handicapées (Non-handicapées)	0,061	-0,182***	0,047	-0,144***	0,052	-0,115***	0,052	-0,117***
	[0,055]	[0,039]	[0,052]	[0,043]	[0,053]	[0,041]	[0,052]	[0,041]
Note globale pour la dernière année du secondaire			-0,014***	0,025***			-0,010***	0,018***
			[0,001]	[0,001]			[0,002]	[0,002]
Engagement général					-0,016	0,061***	-0,007	0,038**
					[0,021]	[0,019]	[0,020]	[0,018]
Estime de soi					-0,015	0,012	-0,020	0,017
					[0,024]	[0,020]	[0,023]	[0,019]
« Efficacité de soi »					-0,012	0,039**	0,012	0,000
					[0,020]	[0,017]	[0,019]	[0,017]
Maîtrise					0,009	-0,016	0,004	-0,004
					[0,023]	[0,019]	[0,022]	[0,017]
Soutien social					-0,007	-0,017	-0,007	-0,014
					[0,020]	[0,017]	[0,019]	[0,016]
Comportement de surveillance					0,018	0,003	0,013	0,008
					[0,019]	[0,017]	[0,018]	[0,017]
« Comportement de la tendance à la sympathie des parents »					-0,016	0,016	-0,013	0,012
					[0,018]	[0,016]	[0,017]	[0,014]
« Comportement de discipline irrégulière des parents »					0,002	-0,037**	-0,005	-0,020
					[0,018]	[0,015]	[0,017]	[0,014]
Aptitudes en lecture					-0,001***	0,002***	-0,001***	0,001***
					[0,000]	[0,000]	[0,000]	[0,000]
Nombre d'observations	1 087		1 087		1 087		1 087	

Nota : Le tableau présente les effets marginaux moyens. Les catégories omises sont entre parenthèses. Les erreurs types sont entre crochets. ***p < 0,01 **p < 0,05 *p < 0,1. La variable note correspond à la note globale au secondaire, divisée par 10. La variable aptitudes en lecture correspond aux résultats au test de lecture du PISA, divisés par 100.

V.3.3 Résumé des résultats selon le sexe

Ces résultats indiquent deux différences intéressantes entre les étudiantes et les étudiants. Premièrement, le fait d'appartenir à un groupe sous-représenté a généralement un effet plus important chez les femmes que chez les hommes; et, deuxièmement, le fait d'être issu d'une famille à faible revenu a des conséquences *particulièrement* importantes chez les femmes, contrairement à ce que l'on constate chez les hommes.

V.4 Comparaison avec les autres régions

Nous examinons dans cette section de quelle manière les résultats présentés jusqu'ici pour l'Ontario se comparent aux modèles correspondants pour le reste du Canada. Nous présentons d'abord les modèles de référence (estimations conjointes) puis nous ajoutons des variables explicatives supplémentaires.

V.4.1 Modèles de référence

Les modèles de référence pour les différentes régions sont présentés au tableau 7. Ces résultats correspondent aux résultats conjoints du tableau 3. Nous examinons l'un après l'autre chaque groupe sous-représenté.

Le fait de venir d'une famille à faible revenu semble être un moindre obstacle à la participation à des études universitaires pour les jeunes de l'Ontario que pour ceux de l'ensemble du Canada (dernier ensemble de résultats présenté dans le tableau) une fois que les autres caractéristiques des élèves sont neutralisées. L'indicateur des familles à faible revenu est celui qui a l'effet le plus important dans la région de l'Atlantique et au Québec, alors qu'on constate des effets un peu moins importants associés au revenu dans les provinces de l'Ouest qu'en Ontario.

Contrairement à l'effet du revenu, le fait qu'un étudiant vienne d'une famille sans antécédents d'EPS est plus important en Ontario que dans les autres régions et provinces. L'appartenance au groupe des apprenants de première génération pèse plus lourd dans l'Ouest canadien, où les jeunes de ce groupe ont 16,4 % moins de probabilités de faire des études universitaires que les autres, alors que la différence est de 23,6 points de pourcentage pour l'Ontario (la situation est sensiblement la même au Québec). Cela dit, la différence constatée sur le plan des études universitaires est contrebalancée en partie par un taux de participation aux études collégiales qui est de 8,0 % plus élevé en Ontario; cette compensation n'existe pas dans l'Ouest canadien.

Tableau 7
Estimations multinomiales sur l'accès aux études collégiales et universitaires : modèle de référence, selon la région

	Ontario		Région de l'Atlantique		Québec		Ouest canadien		Ensemble des provinces hors Ontario	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Région (Région de l'Atlantique)										
Québec									0,163*** [0,015]	-0,230*** [0,012]
Ouest canadien									0,025** [0,011]	-0,129*** [0,010]
Sexe: Femmes (Hommes)	-0,050** [0,022]	0,171*** [0,022]	-0,051*** [0,011]	0,176*** [0,014]	-0,032 [0,021]	0,186*** [0,022]	-0,002 [0,014]	0,125*** [0,015]	-0,027*** [0,010]	0,152*** [0,010]
Revenu inférieur à 50 000 \$ (Autres)	0,016 [0,031]	-0,072*** [0,027]	0,061*** [0,015]	-0,194*** [0,017]	0,029 [0,025]	-0,131*** [0,020]	0,007 [0,017]	-0,054*** [0,017]	0,028** [0,012]	-0,106*** [0,012]
Parents sans EPS (Autres)	0,080*** [0,029]	-0,236*** [0,021]	0,054*** [0,015]	-0,211*** [0,018]	-0,019 [0,024]	-0,180*** [0,018]	0,020 [0,017]	-0,164*** [0,016]	0,021* [0,012]	-0,181*** [0,011]
Milieu des ES : Rural (Urbain)	0,063* [0,033]	-0,131*** [0,027]	0,086*** [0,014]	-0,099*** [0,015]	0,007 [0,027]	-0,041* [0,024]	0,036** [0,017]	-0,083*** [0,016]	0,039*** [0,012]	-0,076*** [0,011]
Minorité francophone (Autres)	0,035 [0,036]	0,004 [0,037]	-0,010 [0,016]	0,029 [0,020]			-0,058 [0,044]	0,082 [0,059]	-0,013 [0,020]	0,033 [0,022]
Minorité anglophone (Autres)					0,023 [0,032]	0,060** [0,028]			0,010 [0,025]	0,076*** [0,027]

Famille monoparentale (Deux parents)	0,029 [0,036]	-0,028 [0,033]	-0,013 [0,017]	-0,023 [0,022]	0,018 [0,030]	0,016 [0,029]	-0,011 [0,022]	-0,038 [0,024]	0,002 [0,015]	-0,015 [0,016]
Statut d'immigration (Non-immigrants)										
Immigrants de 1^{re} génération	-0,077* [0,041]	0,145*** [0,039]	-0,073 [0,064]	0,226*** [0,069]	0,038 [0,057]	-0,023 [0,047]	-0,006 [0,028]	0,223*** [0,030]	-0,010 [0,023]	0,161*** [0,023]
Immigrants de 2^e génération	-0,065** [0,027]	0,101*** [0,026]	-0,104*** [0,022]	0,143*** [0,031]	-0,007 [0,034]	0,117*** [0,032]	0,013 [0,019]	0,103*** [0,020]	-0,006 [0,015]	0,105*** [0,015]
Autochtones (Non-Autochtones)	0,004 [0,078]	-0,222*** [0,060]	-0,051 [0,032]	-0,047 [0,044]	-0,035 [0,089]	-0,001 [0,081]	-0,038 [0,034]	-0,104*** [0,036]	-0,037 [0,028]	-0,069** [0,029]
Personnes handicapées (Non handicapées)	0,082** [0,039]	-0,207*** [0,028]	0,020 [0,017]	-0,121*** [0,020]	0,029 [0,036]	-0,137*** [0,025]	0,026 [0,020]	-0,150*** [0,018]	0,032** [0,015]	-0,144*** [0,014]
Nombre d'observations	2382		5509		2490		5770		13769	

Nota : Le tableau présente les effets marginaux moyens. Les catégories omises sont entre parenthèses. Les erreurs types sont entre crochets. ***p < 0,01 **p < 0,05 *p < 0,1. La variable note correspond à la note globale au secondaire, divisée par 10. La variable aptitudes en lecture correspond aux résultats au test de lecture du PISA, divisés par 100.

Comme nous l'avons constaté pour le taux d'accès brut aux EPS, l'effet de la ruralité sur les études universitaires est plus élevé en Ontario (taux de fréquentation moindre), même lorsque les autres facteurs sont pris en compte. Dans la région de l'Atlantique on note un taux plus élevé de remplacement des études universitaires par des études collégiales que partout ailleurs au Canada. C'est au Québec que les effets de la ruralité sont les moins importants.

Pour l'ensemble du Canada, le taux d'accès aux EPS est à peu près identique chez les étudiants dont la langue maternelle est le français et chez ceux qui ont l'anglais comme langue maternelle (la différence n'est pas statistiquement significative) lorsque les autres caractéristiques des étudiants sont prises en compte. En tenant compte de la variable comparable pour la minorité linguistique du Québec, nous constatons que les étudiants québécois dont la langue maternelle est l'anglais ont 6,0 % plus de probabilités de faire des études universitaires que les autres. (Rappelons l'importance de séparer les effets linguistiques selon la région, comme nous l'avons expliqué.)

Comme l'effet d'appartenance à une minorité linguistique, l'effet d'appartenance à une famille monoparentale est également réduit à un niveau non statistiquement significatif à l'échelle nationale une fois que l'appartenance aux autres groupes sous-représentés est prise en compte.

Les effets positifs du statut d'immigrants de première génération sur la fréquentation universitaire sont plus importants dans la région de l'Atlantique et dans les provinces de l'Ouest qu'en Ontario, alors que, fait intéressant, on ne constate pas d'effet comparable chez les immigrants de première génération du Québec. Il ne faut toutefois pas oublier que le pourcentage des étudiants immigrants est faible dans la région de l'Atlantique alors que cet effet pèse plus lourd dans les provinces de l'Ouest en raison du nombre très élevé d'immigrants d'origine chinoise, chez qui l'on a déjà constaté le plus fort taux global d'accès aux EPS (Finnie et Mueller 2009b, 2010). Au Québec, cependant, l'effet constaté peut être attribuable à la concentration d'immigrants latino-américains et antillais dont les effets strictement négatifs sont démontrés par rapport aux divers groupes d'immigrants (mêmes références). L'effet associé aux immigrants de deuxième génération est, lui aussi, plus élevé dans les autres provinces et régions qu'en Ontario; au Québec on constate un effet positif relativement important concernant la fréquentation universitaire, ce qui reflète les vagues antérieures d'immigration dont les enfants sont pris en compte dans cette catégorie de l'EJET-A.

C'est en Ontario que l'identité autochtone a l'effet le plus important sur le taux de participation à des études universitaires, soit plus de deux fois celui de la région qui arrive au deuxième rang (l'Ouest canadien). Les taux moins élevés de participation aux études universitaires que nous avons constatés précédemment au Québec et dans la région de l'Atlantique semblent maintenant s'expliquer presque entièrement par les autres caractéristiques des étudiants. Ce constat suggère que les jeunes Autochtones de l'Ontario se heurtent à des problèmes particuliers, bien que, comme nous l'avons déjà signalé, ils représentent une plus faible proportion de la population que dans les autres régions (à l'exception du Québec).

Dans le même sens, l'effet lié à la présence d'un handicap sur l'accès à des études universitaires est plus élevé en Ontario que dans les autres provinces et régions. Ce n'est toutefois qu'en Ontario que ce paramètre montre un effet compensatoire positif sur la fréquentation collégiale, ce qui suggère que le taux de remplacement de l'enseignement universitaire par l'enseignement collégial que nous avons constaté chez les Ontariens handicapés ne se retrouve pas dans les autres régions. Les différences dans le taux de participation aux EPS des personnes handicapées doivent être interprétées dans ce contexte.

Les résultats globaux de ce premier groupe de comparaisons entre l'Ontario et les autres régions sont donc mitigés. En Ontario, le fait de venir d'une famille à faible revenu a moins de conséquences que dans les autres régions. D'autre part, on constate que le fait d'avoir une ascendance autochtone, de souffrir d'un handicap ou de venir d'un milieu rural a plus de poids en Ontario que dans les autres régions une fois que les autres facteurs sont neutralisés.

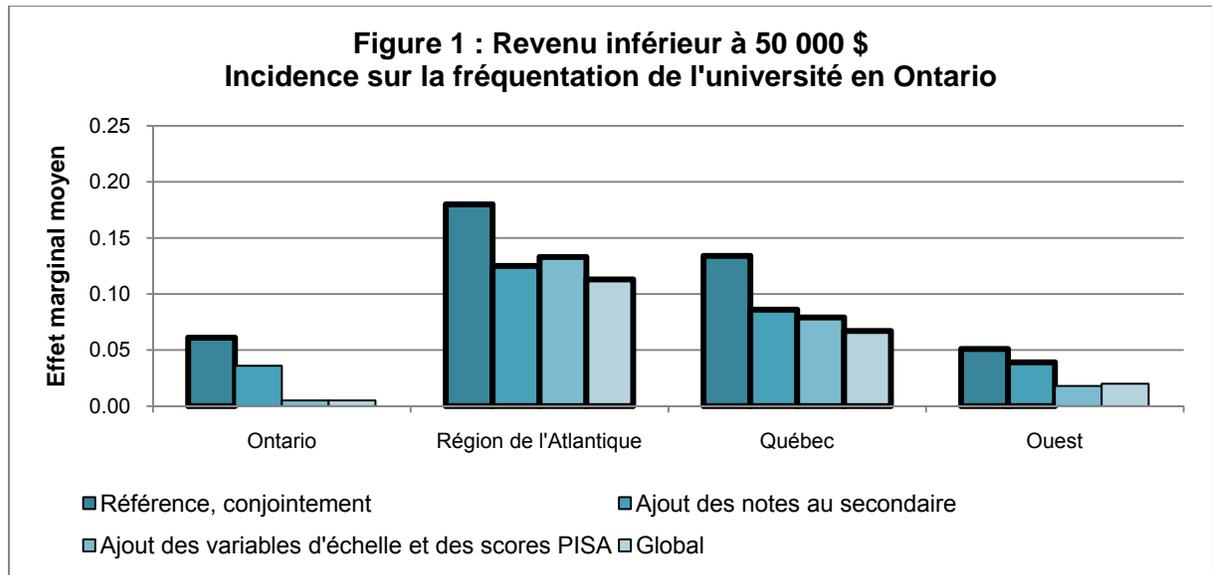
Il faut cependant tenir compte du fait que les effets *indépendants* plus importants constatés chez ces groupes en Ontario peuvent être reliés à l'effet moindre d'un faible revenu dans cette province. Dans les autres régions, le fait de venir d'une famille à faible revenu explique une plus grande partie de l'écart entre les groupes alors que ce type d'effet est moindre en Ontario, ce qui laisse à interpréter une plus grande proportion des différences entre les groupes.

V.4.2 Ajout de variables explicatives supplémentaires

Les figures 1 à 8 (la figure 6 comporte deux volets) présentent les effets marginaux moyens des variables de groupe sur l'accès à l'université selon la région à partir des quatre modèles présentés pour l'Ontario au tableau 4. Cela permet d'observer les effets estimatifs à mesure qu'un ensemble supplémentaire de variables explicatives (notes obtenues au secondaire, variables d'échelle et résultats aux tests du PISA, et les deux) est ajouté au modèle qui comprend déjà les autres variables de groupe (soit les modèles d'estimations « conjointes »). Les barres représentant les estimations statistiquement significatives sont en gras.

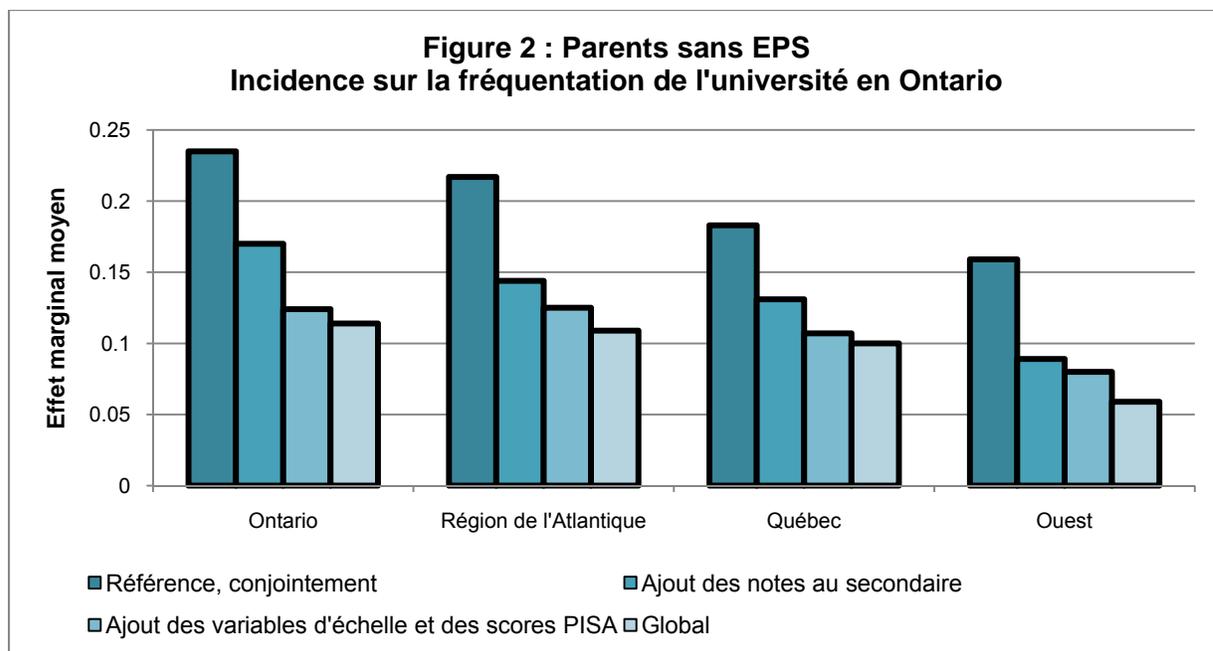
Nous nous concentrons ici sur le taux de participation aux études universitaires étant donné que c'est dans ce secteur que les écarts sont les plus importants. Nous voyons que dans certaines régions du Canada, l'ajout des variables supplémentaires modifie considérablement l'ampleur d'un effet de groupe alors que ce n'est pas le cas ailleurs. Les estimations des modèles de régression sur lesquelles sont fondées ces données sont présentées en annexe. Le tableau 8 montre les régressions finales avec toutes les variables explicatives supplémentaires pour l'ensemble des provinces et des régions, et indique les effets liés à la fréquentation collégiale et universitaire.

Nous constatons encore une fois à quel point, en Ontario, l'effet d'un faible revenu (figure 1) sur la fréquentation universitaire est peu important au départ (dans le modèle d'estimation combinée) et devient non statistiquement significatif lorsque les autres facteurs sont pris en compte. Tel n'est toutefois pas le cas dans la région de l'Atlantique et au Québec. L'Ouest canadien montre une tendance semblable à celle que nous observons pour l'Ontario.



Source : Tableau 4 et tableaux annexes 1a, 2a, 3a. Les valeurs des tableaux ont été inversées de sorte que la hauteur des barres représente l'ampleur des effets. Les bordures en gras indiquent une valeur statistiquement significative, soit au moins $p < 0,1$.

En Ontario comme dans les autres régions l'effet de l'appartenance au groupe des apprenants de première génération (figure 2) est limité, mais il demeure relativement important une fois qu'on ajoute les autres variables explicatives. Cela corrobore notre conclusion antérieure voulant que le niveau de scolarité des parents ait des effets directs et indirects sur la participation des jeunes à des EPS. Ces effets sont légèrement plus forts en Ontario qu'ailleurs relativement à la fréquentation universitaire, mais la similitude relative de ces effets d'une région à l'autre, contrairement aux divers effets du revenu, est étonnante et mérite d'être étudiée plus à fond. Ces résultats confirment l'importance des deux effets : le revenu familial et la scolarité des parents semblent réunir deux ensembles distincts d'influences dont les effets diffèrent d'une province à l'autre.



Source : Tableau 4 et tableaux annexes 1a, 2a, 3a. Les valeurs des tableaux ont été inversées de sorte que la hauteur des barres représente l'ampleur des effets. Les bordures en gras indiquent une valeur statistiquement significative, soit au moins $p < 0,1$.

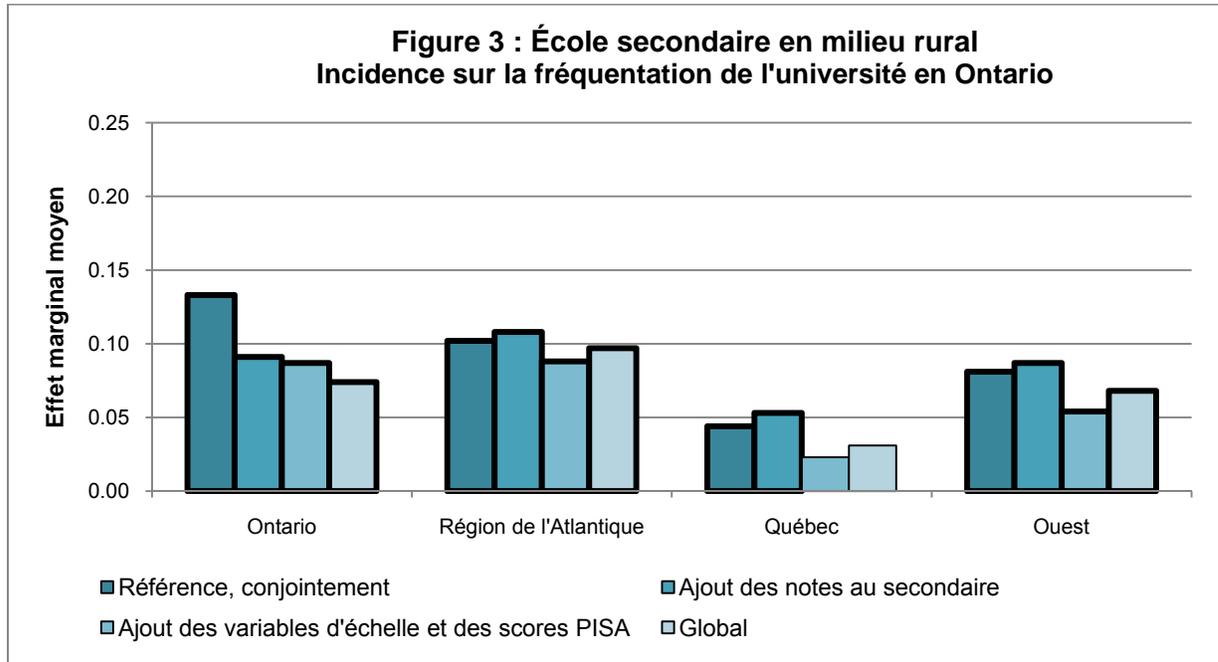
Tableau 8 :
Estimations multinomiales sur l'accès aux études collégiales et universitaires : avec l'ajout de variables explicatives supplémentaires, selon la région

	Ontario		Région de l'Atlantique		Québec		Ouest canadien		Ensemble des provinces hors Ontario	
	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.	Coll.	Univ.
Sexe: Femmes (Hommes)	-0,015 [0,024]	0,068*** [0,020]	-0,017 [0,012]	0,061*** [0,014]	-0,030 [0,023]	0,117*** [0,020]	0,004 [0,015]	0,059*** [0,015]	-0,013 [0,012]	0,081*** [0,011]
Revenu inférieur à 50 000 \$ (Autres)	-0,014 [0,029]	-0,005 [0,023]	0,038*** [0,014]	-0,113*** [0,015]	0,013 [0,025]	-0,067*** [0,019]	-0,001 [0,016]	-0,020 [0,016]	0,016 [0,013]	-0,048*** [0,011]
Parents sans EPS (Autres)	0,024 [0,027]	-0,114*** [0,021]	0,018 [0,014]	-0,109*** [0,015]	-0,004 [0,023]	-0,100*** [0,018]	0,000 [0,016]	-0,059*** [0,016]	0,018 [0,013]	-0,105*** [0,011]
Milieu des ES : Rural (Urbain)	0,023 [0,031]	-0,074*** [0,025]	0,089*** [0,014]	-0,097*** [0,014]	0,000 [0,026]	-0,031 [0,021]	0,039** [0,017]	-0,068*** [0,015]	0,020* [0,012]	-0,038*** [0,010]
Minorité francophone (Autres)	-0,029 [0,033]	0,088*** [0,030]	-0,013 [0,017]	-0,018 [0,021]			-0,083** [0,041]	0,084** [0,041]	0,110*** [0,028]	-0,014 [0,021]
Minorité anglophone (Autres)					0,012 [0,031]	0,068*** [0,023]			-0,079*** [0,018]	0,182*** [0,019]
Famille monoparentale (Deux parents)	0,017 [0,034]	-0,025 [0,027]	-0,013 [0,017]	-0,023 [0,022]	-0,004 [0,030]	0,012 [0,025]	-0,010 [0,022]	-0,032 [0,022]	-0,001 [0,016]	-0,022 [0,015]

Statut d'immigration										
(Non-immigrants)										
Immigrants de 1^{re} génération	-0,093**	0,145***	-0,051	0,141*	0,043	0,035	0,001	0,196***	-0,017	0,164***
	[0,040]	[0,033]	[0,070]	[0,079]	[0,057]	[0,047]	[0,027]	[0,028]	[0,024]	[0,024]
Immigrants de 2^e génération	-0,073***	0,089***	-0,091***	0,093***	0,007	0,133***	0,021	0,065***	-0,022	0,102***
	[0,026]	[0,021]	[0,023]	[0,029]	[0,034]	[0,028]	[0,019]	[0,018]	[0,015]	[0,014]
Autochtones	0,017	-0,120	-0,079***	0,018	-0,028	0,039	-0,047	-0,023	-0,075***	0,017
(Non-Autochtones)	[0,083]	[0,073]	[0,028]	[0,043]	[0,091]	[0,080]	[0,033]	[0,039]	[0,029]	[0,030]
Personnes handicapées	0,074**	-0,120***	-0,002	-0,025	0,073**	-0,122***	0,025	-0,072***	0,017	-0,063***
(Non handicapées)	[0,037]	[0,029]	[0,016]	[0,019]	[0,036]	[0,025]	[0,021]	[0,019]	[0,016]	[0,014]
Nombre d'observations	2 257		5 172		2 347		5 461		12 980	

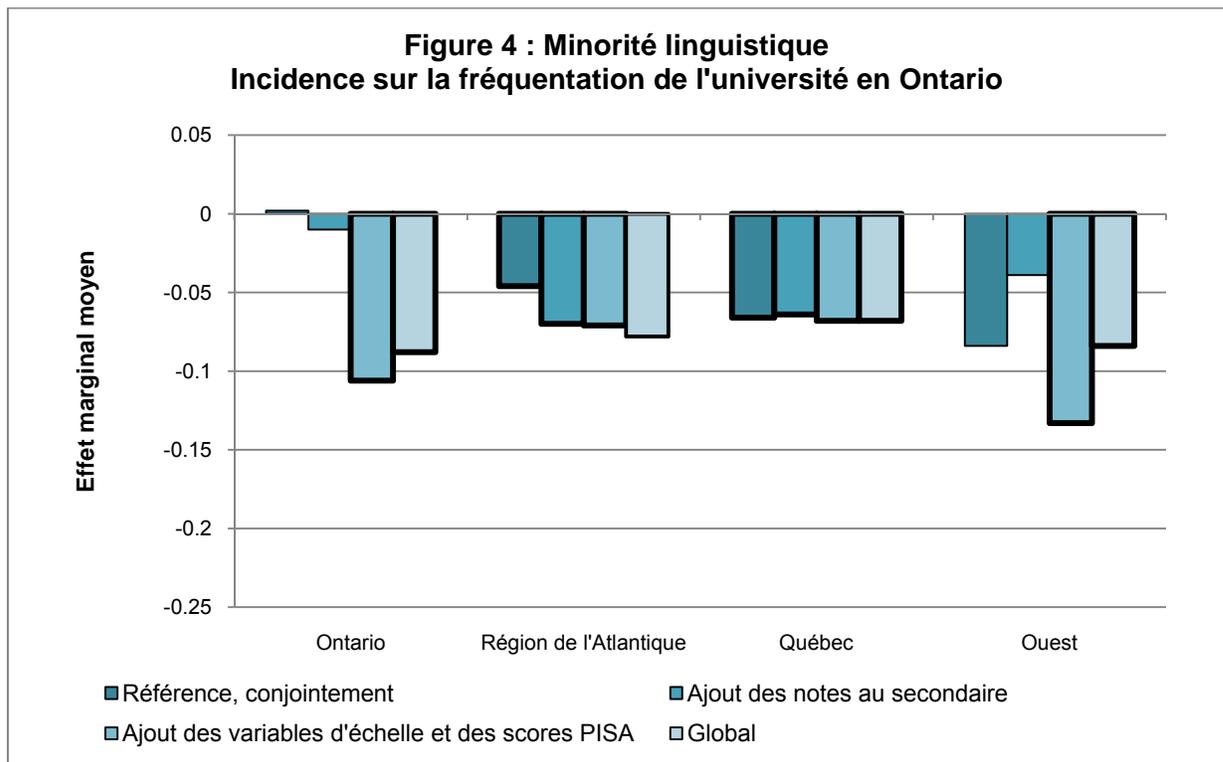
Nota : Les effets marginaux moyens sont présentés. Les catégories omises sont indiquées entre parenthèses. Les erreurs types sont indiquées entre crochets. ***p < 0,01 **p < 0,05 *p < 0,1. La variable note correspond à la note globale au secondaire, divisée par 10. La variable aptitudes à la lecture correspond aux résultats au test de lecture du PISA, divisés par 10.

Partout ailleurs qu'au Québec, l'effet de venir d'un milieu rural demeure assez important et statistiquement significatif par rapport aux études universitaires une fois que les variables supplémentaires sont prises en compte (Figure 3). Au Québec, cet effet perd sa signification statistique quand on intègre les variables liées à l'école secondaire et les résultats des tests de lecture du PISA.



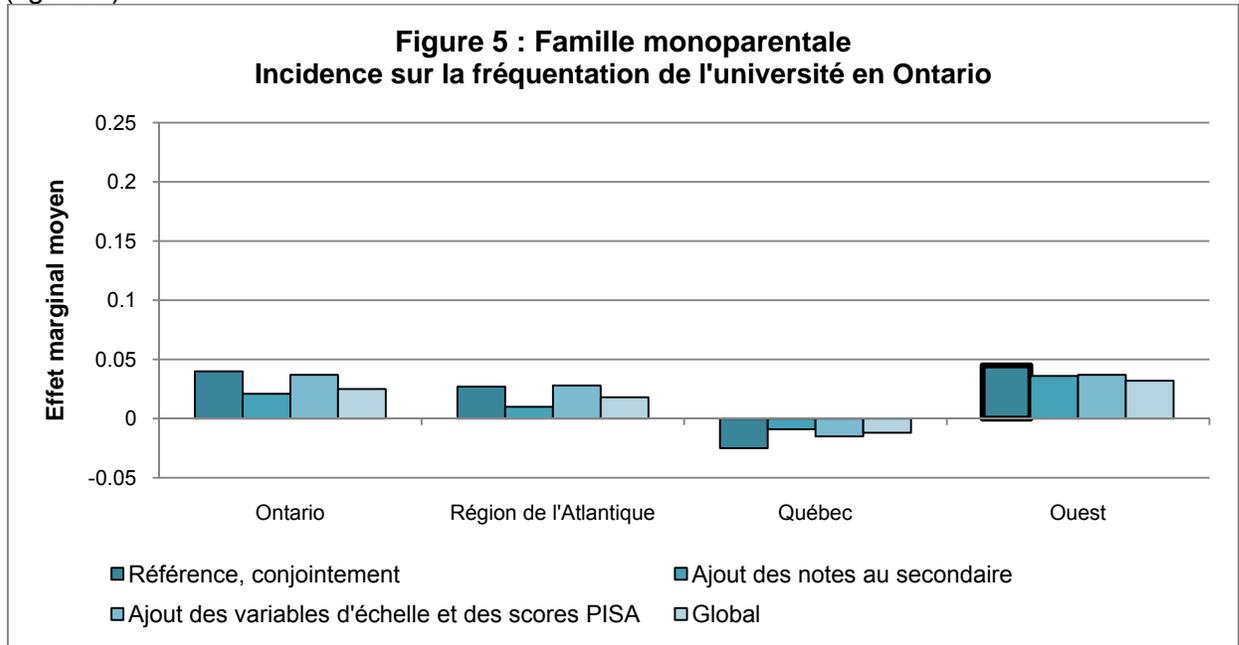
Source : Tableau 4 et tableaux annexes 1a, 2a, 3a. Les valeurs des tableaux ont été inversées de sorte que la hauteur des barres représente l'ampleur des effets. Les bordures en gras indiquent une valeur statistiquement significative, soit au moins $p < 0,1$.

En Ontario et dans l'Ouest canadien, l'effet positif associé à l'appartenance à la minorité francophone sur la fréquentation de l'université (représenté par des barres négatives dans la figure 4) émerge et prend de l'ampleur au point de devenir statistiquement significatif une fois que l'on ajoute les variables concernant les notes au secondaire et (surtout) les résultats aux tests de lecture du PISA. Dans la région de l'Atlantique et au Québec, la variable minorité linguistique est négative et significative pour toutes les spécifications, et elle varie peu avec l'ajout des variables supplémentaires. Les résultats de la région de l'Atlantique pourraient être attribuables à l'existence au Nouveau-Brunswick de deux systèmes d'enseignement distincts, en français et en anglais. Il est possible que les étudiants francophones du Nouveau-Brunswick soient plus enclins à s'inscrire à des écoles francophones et à passer les tests de lecture du PISA en français que dans les autres provinces, par exemple (nous avons déjà abordé précédemment).



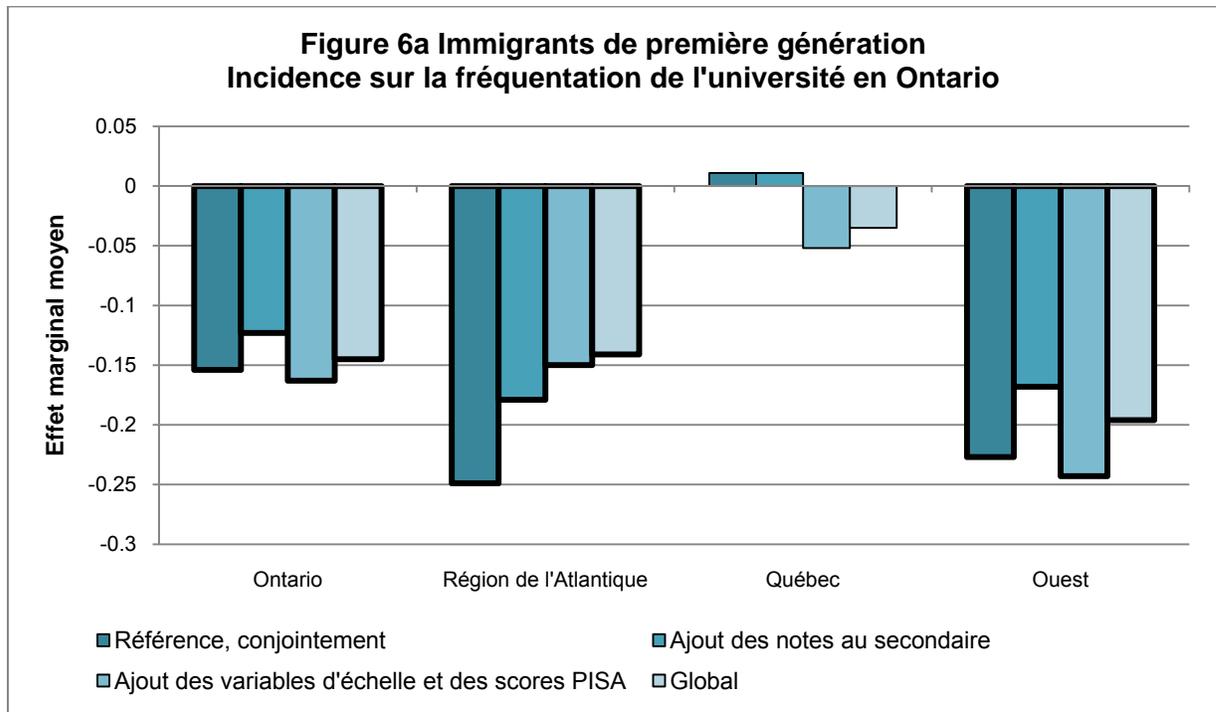
Source : Tableau 4 et tableaux annexes 1a, 2a, 3a. Les valeurs des tableaux ont été inversées de sorte que la hauteur des barres représente l'ampleur des effets. Les bordures en gras indiquent une valeur statistiquement significative, soit au moins $p < 0,1$.

Comme nous l'avons vu précédemment, l'effet lié à la monoparentalité (figure 5) sur la fréquentation de l'université est déjà statistiquement non significatif (faible ampleur estimée) dès que l'on inclut les autres groupes dans les modèles combinés (sauf pour un faible effet résiduel dans les provinces de l'Ouest), alors l'ajout des variables supplémentaires dans les modèles régionaux ne modifie pas beaucoup les résultats (figure 5).

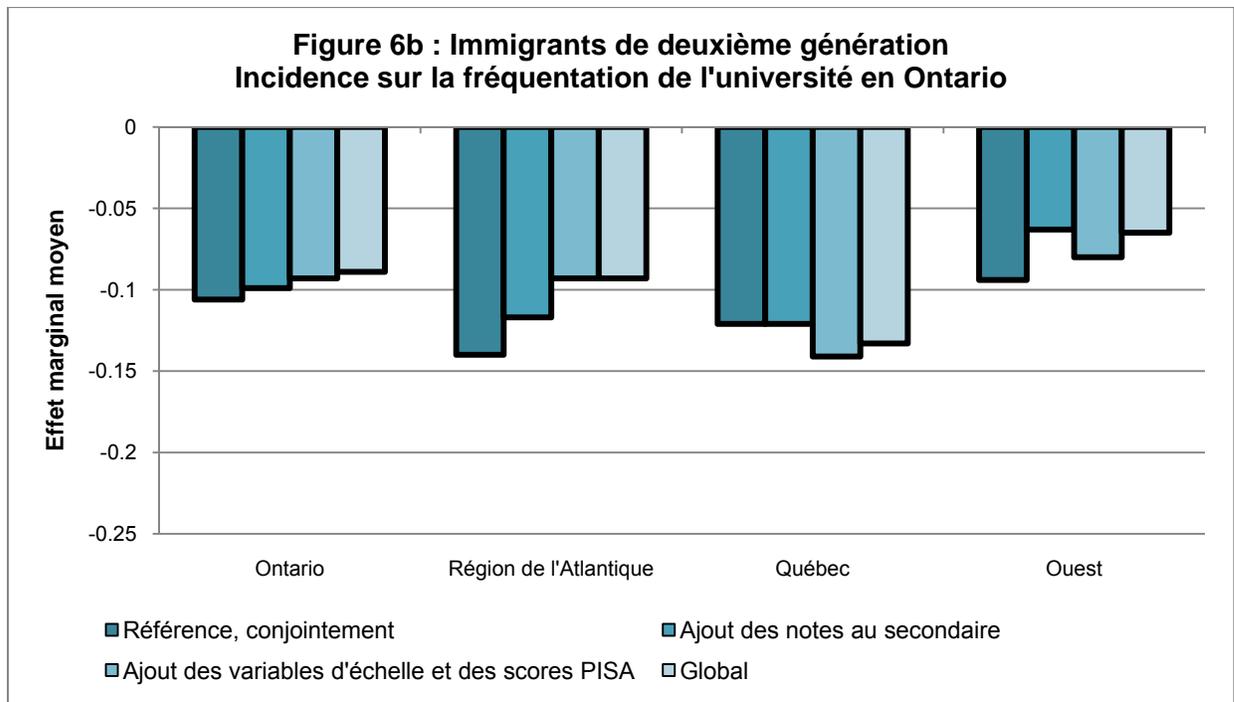


Source : Tableau 4 et tableaux annexes 1a, 2a, 3a. Les valeurs des tableaux ont été inversées de sorte que la hauteur des barres représente l'ampleur des effets. Les bordures en gras indiquent une valeur statistiquement significative, soit au moins $p < 0,1$.

En Ontario, dans la région de l'Atlantique et dans l'Ouest canadien l'effet lié à l'immigration de première génération sur la fréquentation de l'université demeure appréciable une fois que l'on ajoute au modèle les notes obtenues au secondaire, les variables d'échelle et les résultats aux tests de lecture du PISA (Figures 6a et 6b). Au Québec, par contre, l'appartenance au groupe des immigrants de première génération est sans signification statistique dans tous les cas, ce qui peut avoir une incidence importante sur l'intégration des immigrants et les perspectives de croissance économique (Finnie et Mueller, 2009b, 2010). L'effet lié à l'immigration de deuxième génération est le même dans toutes les provinces et régions, y compris au Québec.

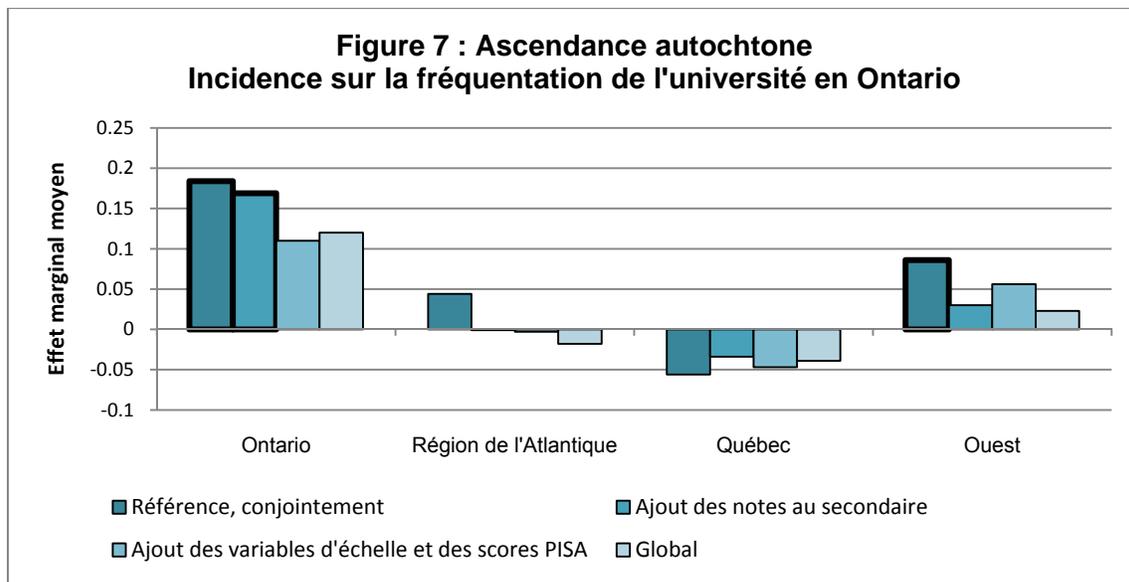


Source : Tableau 4 et tableaux annexes 1a, 2a, 3a. Les valeurs des tableaux ont été inversées de sorte que la hauteur des barres représente l'ampleur des effets. Les bordures en gras indiquent une valeur statistiquement significative, soit au moins $p < 0,1$.



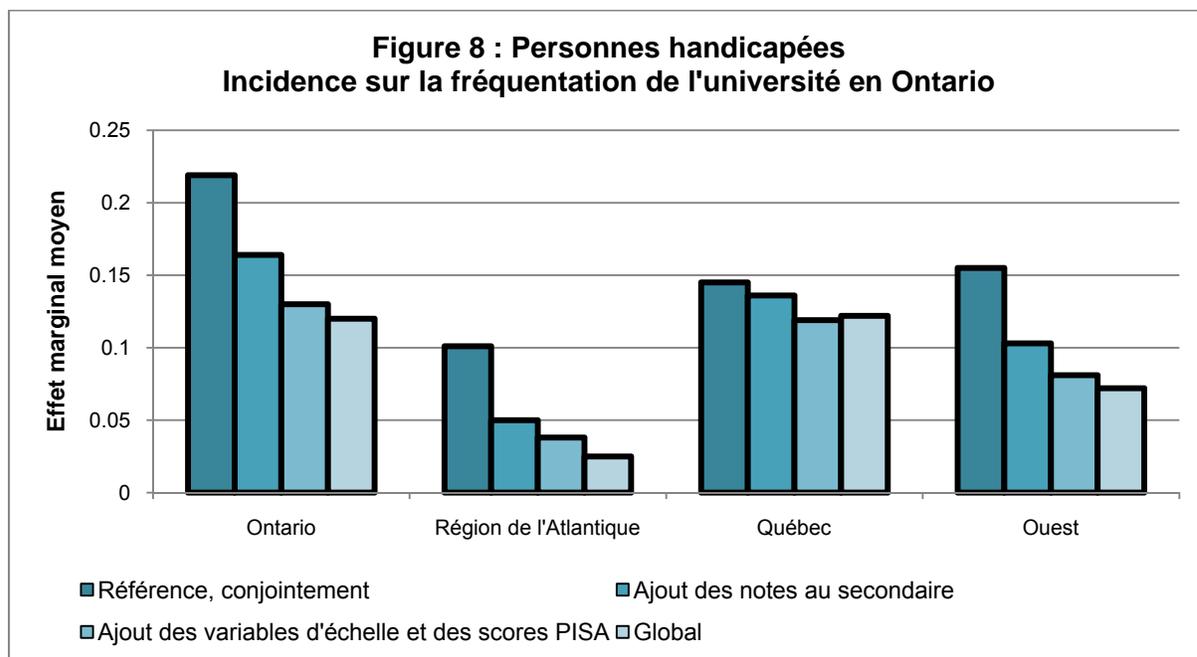
Source : Tableau 4 et tableaux annexes 1a, 2a, 3a. Les valeurs des tableaux ont été inversées de sorte que la hauteur des barres représente l'ampleur des effets. Les bordures en gras indiquent une valeur statistiquement significative, soit au moins $p < 0,1$.

En Ontario et dans les provinces de l'Ouest, l'important effet de l'ascendance autochtone (figure 7) sur la fréquentation de l'université - surtout en Ontario - cesse d'être significatif lorsque l'on tient compte des notes au secondaire, des variables d'échelle et des résultats aux tests de lecture du PISA. Les estimations ponctuelles demeurent cependant substantielles, particulièrement en Ontario, et la perte de signification statistique est probablement attribuable - comme nous l'avons déjà signalé - , du moins en partie, à la petite taille de l'échantillon. Dans la région de l'Atlantique et au Québec, l'effet de l'ascendance autochtone n'est déjà pas significatif dans le modèle de référence. Notons également que ces régions affichent un effet négatif significatif lié à l'ascendance autochtone lorsque les autres variables sont ajoutées (tableau 8).



Source : Tableau 4 et tableaux annexes 1a, 2a, 3a. Les valeurs des tableaux ont été inversées de sorte que la hauteur des barres représente l'ampleur des effets. Les bordures en gras indiquent une valeur statistiquement significative, soit au moins $p < 0,1$.

Comme en Ontario, au Québec et dans les provinces de l'Ouest l'effet d'avoir un handicap relativement à la fréquentation de l'université persiste après l'ajout des autres variables explicatives au modèle (figure 8). Dans la région de l'Atlantique, l'effet minime constaté disparaît lorsque les autres variables sont ajoutées. Les effets sont généralement plus importants en Ontario que dans les autres régions du pays.



Source : Tableau 4 et tableaux annexes 1a, 2a, 3a. Les valeurs des tableaux ont été inversées de sorte que la hauteur des barres représente l'ampleur des effets. Les bordures en gras indiquent une valeur statistiquement significative, soit au moins $p < 0,1$.

V.4.3 Résumé des comparaisons régionales

En résumé, en ce qui concerne les résultats de certains groupes sous-représentés l'Ontario ne se compare pas favorablement au reste du Canada. Ainsi, les jeunes Ontariens d'ascendance autochtone ou qui souffrent d'un handicap sont moins susceptibles de faire des études universitaires que les jeunes des autres provinces ou régions qui sont dans la même situation. À l'inverse, le revenu familial aurait une moindre importance en Ontario que dans certaines autres provinces ou régions (région de l'Atlantique et Québec). L'absence d'antécédents familiaux en matière d'EPS pèse considérablement plus lourd en Ontario que dans les provinces de l'Ouest et, dans certains cas, plus qu'au Québec et dans la région de l'Atlantique, selon la spécification du modèle. Ces tendances diverses peuvent, en fait, être corrélées, et il est possible qu'il existe une relation entre l'effet moindre du revenu familial et l'effet plus important de certains autres facteurs chez les groupes sous-représentés de l'Ontario.

Les résultats selon la région et selon le sexe sont présentés en annexe, sans toutefois faire l'objet d'une analyse.

VI. Conclusion

Compte tenu de l'énorme importance des études postsecondaires pour assurer la compétitivité de l'Ontario dans l'économie mondiale et de l'impératif social d'offrir aux personnes admissibles et qui ont la volonté de poursuivre des études postsecondaires toutes les chances d'épanouissement que ces études peuvent leur apporter, il est essentiel de cerner les groupes qui ne participent pas à des études postsecondaires dans la même proportion que les autres Ontariens. Pour que les responsables des politiques publiques puissent élaborer des politiques efficaces qui favoriseront l'accès aux EPS pour ces groupes, il est essentiel d'avoir une assise empirique solide. C'est dans le but de fournir ce type d'assise que nous avons exploré dans ce rapport les tendances en matière d'accès aux EPS chez certains groupes sous-représentés et minoritaires de l'Ontario.

Les précieuses données de l'Enquête auprès des jeunes en transition, cohorte A (EJET-A) nous ont permis de cerner les groupes sous-représentés à des EPS parmi une cohorte de jeunes Ontariens, de suivre ces personnes au cours de leurs EPS, de mener une analyse en tenant compte d'une série d'autres facteurs qui influent sur l'accès aux EPS et peuvent être reliés aux tendances observées (comme les notes obtenues à l'école secondaire, d'autres mesures du cheminement au secondaire et les résultats aux tests du PISA) et de faire des comparaisons avec les autres provinces et régions du Canada. Ces données sont inédites au Canada et probablement même au monde.

Après avoir présenté des résultats descriptifs simples à titre d'introduction à notre examen nous avons modélisé la participation à des EPS à l'aide d'un cadre de régression, ce qui nous a permis d'étudier les interactions liées à l'appartenance aux divers groupes visés et de prendre en compte d'autres facteurs pouvant être liés à l'appartenance à un groupe qui ont une incidence sur la participation à des études postsecondaires (notes, scores au test du PISA, etc.). Cette démarche met en lumière les effets qui subsistent lorsque d'autres facteurs interviennent et ceux qui s'estompent.

Parmi nos principales conclusions, nous constatons qu'il est beaucoup plus marquant pour les étudiants ontariens d'être issu d'une famille où il n'y a pas d'antécédents d'études postsecondaires (dont les parents n'ont pas fréquenté un établissement postsecondaire) que de venir d'une famille à faible revenu. Cette situation se vérifie aussi dans d'autres régions du Canada, mais les effets associés à la scolarité des parents sont généralement un peu plus importants en Ontario qu'ailleurs alors que les effets associés au revenu y sont constamment moindres, en particulier lorsqu'on fait la comparaison avec la région de l'Atlantique et le Québec. Cette différence dans les effets liés aux antécédents familiaux peut refléter l'abordabilité globale des EPS en Ontario (compte tenu des droits de scolarité et du système d'aide financière aux étudiants), d'autres aspects du système ontarien d'EPS (comme les critères d'admission) et les influences *culturelles* agissant au sein des familles, que l'on considère de plus en plus comme les facteurs les plus déterminants relativement à la participation à des EPS. Il faudrait mener d'autres recherches pour analyser en profondeur ces influences et d'autres influences connexes.

Les jeunes Autochtones et les jeunes qui souffrent d'un handicap sont aussi fortement sous-représentés dans le système universitaire ontarien, l'effet lié à la présence d'un handicap est partiellement contrebalancé par un taux plus élevé de participation à des études collégiales. Nous constatons également que les jeunes venant des milieux ruraux sont, eux aussi, très sous-représentés, mais dans une moindre mesure, et, dans cette situation aussi, l'effet compensatoire positif sur la fréquentation collégiale est substantiel. Ces résultats se confirment même lorsque l'on contrôle les facteurs d'appartenance à un des autres groupes (cooccurrence de venir d'une famille à faible revenu, d'avoir des parents qui n'ont pas fait d'EPS, etc.) et même lorsque l'on tient compte de variables explicatives supplémentaires (les notes obtenues au secondaire, etc.). L'Ontario ne se compare pas favorablement aux autres régions par rapport à ces résultats.

Il est étonnant de constater que chez les femmes, dont le taux de participation aux EPS est généralement nettement plus élevé (notamment à l'université) que celui des hommes, celles qui appartiennent à des groupes sous-représentés sont plus désavantagées que les hommes, tant en Ontario que dans l'ensemble du Canada. Une recherche plus approfondie s'impose sur cette situation. Les causes sous-jacentes sont-elles *économiques, culturelles* ou autres ?

Une analyse statistique comme celle-ci ne peut cerner complètement les raisons justifiant la sous-représentation des groupes étudiés (ou la sur-représentation, dans le cas des enfants d'immigrants et des francophones), mais notre étude suggère que ces raisons et leurs incidences sur le taux de participation des Ontariennes et des Ontariens aux EPS varient considérablement parmi les groupes sous-représentés. Il n'y a pas de solution universelle. Des recherches additionnelles faites à partir des inestimables données de l'EJET et même d'autres sources, et à l'aide d'autres méthodes (dont des démarches qualitatives) nous renseigneraient davantage sur le sujet. Les questions liées aux enjeux touchant les personnes des groupes sous-représentés face aux études postsecondaires sont importantes et une meilleure compréhension de la situation est la première étape pour y réagir de manière efficace et efficiente.

VII. Bibliographie

- ACEMOGLU, D., et J.S. PISCHKE (2001). "Changes in the wage structure family income and children's education", *European Economic Review*, vol. 45, p. 890-904.
- AYDEMIR, A., W.H. CHEN et M. CORAK (2008). *Intergeneration educational mobility among the children of Canadian immigrants = Mobilité intergénérationnelle du niveau de scolarité chez les enfants des immigrants au Canada*, Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques : Documents de recherche, n° 316, n° F0019M au catalogue.
- AYDEMIR, A., et A. SWEETMAN (2008). "First and second generation immigration education attainment and labour market outcomes: A comparison of the United States and Canada", *Research in Labour Economics*, vol. 27, p. 215-270.
- BONIKOWSKA, A. (2007). *Explaining the education gap between children of immigrants and the native born: Allocation of human capital investments in immigrant families*. [Miméo].
- BUTLIN, B. (1999). "Determinants of post-secondary education participation" = « Déterminants de la poursuite d'études postsecondaires », *Revue trimestrielle de l'éducation*, vol. 5, n° 3, p. 9-35.
- 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*, vol. 106, n° 2, p. 262-333.
- CAMERON, S.V., et J.J. HECKMAN (2001). "The dynamics of educational attainment for black, Hispanic, and white males", *Journal of Political Economy*, vol. 109, n° 3, p. 455-499.
- CARMICHAEL, L., et R. FINNIE (2009). "Family income, access to post-secondary education and student grants: Why equal access requires more than loans", dans R. FINNIE, R.E. MUELLER, A. SWEETMAN et A. USHER (sous la direction de). *Who goes? Who stays? What matters? Accessing and persisting in post-secondary education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 347-486.
- CARNEIRO, P., et J.J. HECKMAN (2002). "The evidence on credit constraints in post-secondary schooling", *The Economic Journal*, vol. 112, n° 482, p. 705-734.
- CHILDS, S., R. FINNIE et R.E. MUELLER (2010). "Family environment, family habits, and children's cultural experiences: Is there a link to participation in post-secondary education?", dans R. FINNIE, M. FRENETTE, R.E. MUELLER et A. SWEETMAN, *Pursuing higher education in Canada: Economic, social and policy dimensions*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 243-265.
- CHRISTOPHIDES, L.N., J. CIRELLO et M. HOY (2001). "Family income and post-secondary education in Canada", *The Canadian Journal of Higher Education/Revue canadienne d'enseignement supérieur*, vol. 31, n° 1, p. 177-208.
- COELLI, M. (2005). *Tuition, rationing and inequality in post-secondary education attendance*, document de travail, Université de la Colombie-Britannique.
- COELLI, M. (2009). "Tuition fees and equality of university enrolment", *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, vol. 42, n° 3.

- CORAK, M., G. LIPPS et J. ZHAO (2003). "Family income and participation in post-secondary education" = « Revenu familial et participation aux études postsecondaires », Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques : Documents de recherche, n° 210.
- CUNHA, F., J.J. HECKMAN, L. LOCHNER et D.V. MASTEROV (2006). "Interpreting evidence of life cycle skill formation", dans E.A. HANUSHEK et F. WELCH (sous la direction de). *Handbook of the economics of education*, New York, Elsevier, vol. 1, p. 697-812.
- CUNHA, F., et J.J. HECKMAN (2007). "The technology of skill formation", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 97, n° 2, p. 31-47.
- DAY, K. (2009). "A tangled web: The relationship between persistence and financial aid", dans R. FINNIE, R.E. MUELLER, A. SWEETMAN et A. USHER (sous la direction de). *Who goes? Who stays? What matters? Accessing and persisting in post-secondary education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press.
- DREWES, T. (2010). "Gender differences in high school grades: Causes and possible impacts on the university gender gap", dans R. FINNIE, M. FRENETTE, R.E. MUELLER et A. SWEETMAN (sous la direction de). *Pursuing higher education in Canada: Economic, social and policy dimensions*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 43-64.
- DROLET, M. (2005). *Participation in Postsecondary Education in Canada: Has the Role of Parental Income and Education Changed over the 1990's? = 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?*, Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques : Documents de recherche, no 243.
- FINNIE, R., R. LASCELLES et A. SWEETMAN (2005). "Who goes? The direct and indirect effects of family background on access to post-secondary education", dans C.M. BEACH, R.W. BOADWAY et R.M. MACINNIS (sous la direction de). *Higher education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 295-338.
- FINNIE, R., et R.E. MUELLER (2008). *The effects of family income, parental education and other background factors on access to post-secondary education in Canada: Evidence from the YITS*. Toronto, Educational Policy Institute, Rapport de recherche du projet MEAFE.
- FINNIE, R., et R.E. MUELLER (2009a). "The backgrounds of Canadian youth and access to post-secondary education: New evidence from the Youth in Transition Survey", dans R. FINNIE, R.E. MUELLER, A. SWEETMAN et A. USHER (sous la direction de). *Who goes? Who stays? What matters? Accessing and persisting in post-secondary education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 79-107.
- FINNIE, R., et R.E. MUELLER (2009b). *Access to post-secondary education in Canada among the children of Canadian immigrants*. Toronto, Educational Policy Institute, Rapport de recherche du projet MEAFE.
- FINNIE, R., et R.E. MUELLER (2010). "They came, they saw, they enrolled: Access to post-secondary education by the children of Canadian immigrants", dans R. FINNIE, M. FRENETTE, R.E. MUELLER et A. SWEETMAN (sous la direction de). *Pursuing higher education in Canada: Economic, social and policy dimensions*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 191-216.

- FINNIE, R., R.E. MUELLER, A. SWEETMAN et A. USHER, (2009). *Who goes? who stays? what matters? Accessing and persisting in post-secondary education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 79-107.
- FINNIE, R., A. SWEETMAN, et A. USHER (2009). "Introduction: A framework for thinking about participation in post-secondary education", dans R. FINNIE, R.E. MUELLER, A. SWEETMAN et A. USHER (sous la direction de). *Who goes? Who stays? What matters? Accessing and persisting in post-secondary education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 3-32.
- FRENETTE, M. (2004). "Access to college and university: Does distance to school matter?", *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, vol. 30, n° 4, p. 427-43.
- FRENETTE, M. (2005). "The impact of tuition fees on university access: Evidence from a large-scale price deregulation in professional programs" = « L'incidence des frais de scolarité sur l'accès à l'université : résultats de la vaste déréglementation des frais de scolarité des programmes professionnels », Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques : Documents de recherche, numéro 263.
- FRENETTE, M. (2006). "Too far to go on? Distance to school and university participation", *Education Economics*, vol. 14, n° 1, p. 31 à 58.
- FRENETTE, M. (2007). "Why are youth from lower-income families less likely to attend university? Evidence from academic abilities, parental influences and financial constraints" = « Pourquoi les jeunes provenant de familles à plus faible revenu sont-ils moins susceptibles de fréquenter l'université? Analyse fondée sur les aptitudes aux études, l'influence des parents et les contraintes financières », Ottawa, Statistique Canada, Direction des études analytiques : Documents de recherche, numéro 295.
- FRENETTE, M. (2009). "Why are youth from lower-income families less likely to attend university? Evidence from academic abilities, parental influences and financial constraints", dans R. FINNIE, R.E. MUELLER, A. SWEETMAN et A. USHER (sous la direction de). *Who goes? Who stays? What matters? Accessing and persisting in post-secondary education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 279-298.
- FRENETTE, M. (2010a). "What explains the educational attainment gap between Aboriginal and Non-Aboriginal youth?", dans R. FINNIE, M. FRENETTE, R.E. MUELLER et A. SWEETMAN (sous la direction de). *Pursuing higher education in Canada: Economic, social and policy dimensions*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 175-189.
- FRENETTE, M. (2010b). "Are economic returns to schooling different for Aboriginal and Non-Aboriginal people?", dans R. FINNIE, M. FRENETTE, R.E. MUELLER et A. SWEETMAN (sous la direction de). *Pursuing higher education in Canada: Economic, social and policy dimensions*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 151-171.
- GEORGE, P. , et P. KUHN (1994). "The size and structure of Native-White wage differentials in Canada", *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, vol. 27, n° 1, p. 20-42.
- HECKMAN, J.J. (2000). "Policies to foster human capital", *Research in Economics*, vol. 54, n° 1, p. 3-56. [ASC : référence non présentée dans le texte.]

- HECKMAN, J.J. (2007). *The economics, technology and neuroscience of human capability formation*, NBER, Document de travail n° 13195.
- HECKMAN, J.J., et D.V. MASTEROV (2007). *The productivity argument for investing in young children*, NBER, Document de travail n° 13016. [ASC : référence non présentée dans le texte.]
- HOLLENBECK, K., et J. KIMMEL (2008). "Differences in the returns to education for males by disability status and age of disability onset", *Southern Economic Journal*, vol. 74, n° 3, p. 707-724.
- HOMES, D. (2005). *Embracing differences: Post-secondary education among Aboriginal students, students with children and students with disabilities = Faire place aux différences : l'éducation postsecondaire parmi les Autochtones, les personnes handicapées et les personnes ayant des enfants*, Montréal, Fondation canadienne des bourses d'études du millénaire.
- JOHNSON, D. (2009). "How is variation in tuition across Canadian provinces related to university participation in the Youth in Transition Survey", dans R. FINNIE, R.E. MUELLER, A. SWEETMAN et A. USHER (sous la direction de). *Who goes? Who stays? What matters? Accessing and persisting in post-secondary education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 299-326.
- JUNOR, S., et A. USHER (2004). *The price of knowledge 2004: Access and student finance in Canada = Le prix du savoir 2004 : l'accès à l'éducation et la situation financière des étudiants du Canada*, Montréal, Fondation canadienne des bourses d'études du millénaire.
- KEANE, M.P. (2002). "Financial aid, borrowing constraints and college attendance: Evidence from structural estimates", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 92, n° 2, p. 293-297.
- KEANE, M.P., et K.I. WOLPIN (2001). "The effect of parental transfers and borrowing constraints on education attainment", *International Economic Review*, vol. 42, n° 4, p. 1051-1103.
- KUHN, P., et A. SWEETMAN (2002). "Aboriginals and unwilling immigrants: Contact, assimilation and labour market outcomes", *Journal of Population Economics*, vol. 15, p. 331-355.
- LEFEBVRE, P., et P. MERRIGAN (2010). "The impact of family background and cognitive and non-cognitive ability on post-secondary education", dans R. FINNIE, M. FRENETTE, R.E. MUELLER et A. SWEETMAN (sous la direction de). *Pursuing higher education in Canada: Economic, social and policy dimensions*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 219-242.
- LOOKER, E.D. (2010). "Can I get there from here? Canadian rural-urban participation rates in post-secondary education", dans R. FINNIE, M. FRENETTE, R.E. MUELLER et A. SWEETMAN (sous la direction de). *Pursuing higher education in Canada: Economic, social and policy dimensions*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 269-292.
- MENDELSON, M. (2006). *Aboriginal peoples and post-secondary education in Canada*, Ottawa, Caledon Institute of Social Policy.

- MOTTE, A., T.Q. HANQUIN, Y. ZHANG et P. BUSSIÈRE (2009). "The Youth in Transition Survey: Following Canadian youth through time", dans R. FINNIE, R.E. MUELLER, A. SWEETMAN et A. USHER (sous la direction de). *Who goes? Who stays? What matters? Accessing and persisting in post-secondary education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 63-75.
- MUELLER, R.E. (2009). "Access and persistence of students from low income backgrounds in Canadian post-secondary education: What we know, what we don't know and why it matters", dans R. FINNIE, R.E. MUELLER, A. SWEETMAN et A. USHER (sous la direction de). *Who goes? Who stays? What matters? Accessing and persisting in post-secondary education in Canada*, Montréal et Kingston, McGill-Queen's University Press, p. 33-62.
- MURRAY, C. (2002). "IQ and income inequality in a sample of sibling pairs from advantaged family backgrounds", *American Economic Review, Papers and Proceedings*, vol. 92, n° 2, p. 339-343.
- NEILL, C. (2009). "Tuition fees and the demand for university places", *Economics of Education Review*, n° 28, p. 561-570.
- Ressources humaines et Développement des compétences Canada (2004). *Aspirations of Canadian youth for higher education = Les aspirations des jeunes Canadiens à des études avancées*, Ottawa, RHDCC.
- SEN, A., et A. CLEMENTE (2010). "Intergenerational correlations in educational attainment: Birth order and family size effects using Canadian data", *Economics of Education Review*, n° 29, p. 147-155.
- SHAW, S.F., J.W. MADAUS et M. BANERJEE (2009). "Twenty ways to enhance access to post-secondary education for students with disabilities", *Intervention in School and Clinic*, vol. 44, n° 3, p. 185-190.
- WALTERS, D., J. WHITE et P. MAXIM (2004). "Does post-secondary education benefit Aboriginal Canadians? An examination of earnings and employment outcomes for recent Aboriginal graduates", *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, vol. 30, n° 3, p. 283-301.

