

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'EFFET DES ANTÉCÉDENTS FAMILIAUX, DU REVENU
ET DES RÉSULTATS DE TESTS SUR LA PARTICIPATION
AUX ÉTUDES POSTSECONDAIRES:

Résultats pour les jeunes de 18 à 21 ans de l'ELNEJ

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

DAVID GROUX

OCTOBRE 2008

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.01-2006). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

Remerciements

Je tiens à remercier mes deux directeurs de recherche, les Professeurs Pierre Lefebvre et Philip Merrigan pour m'avoir non seulement suggéré le sujet de ce mémoire mais surtout pour leur soutien et leur implication. Leurs connaissances pointues en la matière, leur disponibilité, le financement qu'ils m'ont accordé et leurs conseils ont été des atouts précieux dans la réalisation de ce mémoire.

Le financement de cette recherche a été en grande partie fourni par Ressources humaines et Développement social Canada que je remercie pour leur soutien à la recherche en milieu universitaire. Je veux également exprimer ma gratitude envers la Fondation canadienne des bourses d'études du millénaire qui, en m'engageant pour leur fournir une note de recherche, m'a permis de débiter la recherche nécessaire à ce mémoire.

Finalement, tout ceci n'aurait jamais été possible sans le soutien indéfectible et les encouragements de ma fabuleuse épouse Catherine et de mes deux merveilleux enfants Élodie et Benjamin. Un grand merci également à ma famille et à mes amis pour leur soutien qui m'a été précieux autant que bénéfique.

Table des matières

Remerciements	ii
Table des matières.....	iii
Liste des figures.....	v
Liste des tableaux.....	vi
Liste des abréviations	ix
Résumé.....	x
1. Introduction.....	1
2. Revue des études récentes.....	3
3. Les données utilisées	8
3.1 Aperçu du contenu de l'ELNEJ	9
3.2 Échantillonnage	10
3.3 Sources des données	11
4. Méthodologie	12
4.1 Moindres carrées ordinaires (MCO).....	12
4.2 Logit multinomial.....	13
4.3 Logit séquentiel	14
5. Variables de contrôle	16
5.1 Statut socio-économique.....	16
5.2 Échelles.....	17
6. Statistiques descriptives.....	18
6.1 Niveau de scolarité des répondants.....	18
6.2 Statut socio-économique.....	19
6.3 Quartiles de revenu familial et score de mathématiques.....	21
6.4 Échelles de comportement/parentales.....	22
7. Résultats économétriques	24
7.1 Les moindres carrés ordinaires	24
7.1.1 Présentation des résultats.....	25
7.1.2 Les scores de mathématiques et de lecture	27
7.1.3 Les effets reliés au voisinage.....	28
7.1.4 Principaux résultats des modèles de probabilité linéaires	28
7.1.5 Résultats des estimations selon le sexe (MCO).....	30
8. Principaux résultats du modèle Logit multinomial.....	31
8.1 Pour tout le Canada.....	32
8.1.1 Décrocheurs du secondaire.....	32

8.1.2 Persévérants du secondaire.....	33
8.1.3 Diplômés du secondaire seulement.....	33
8.1.4 Participants aux études postsecondaires.....	33
8.2 Pour tout le Canada, par sexe.....	34
8.3 Pour toutes les provinces sauf le Québec.....	36
8.3.1 Pour tout le Canada sauf le Québec, par sexe.....	37
9. Résultats du modèle Logit séquentiel.....	38
9.1 Pour tout le Canada sauf le Québec.....	38
10. Discussion des résultats et implications pour les politiques publiques.....	40
11. Conclusions.....	42
Références.....	43
T. Tableaux de résultats.....	46
Statistiques.....	46
Moindres carrés ordinaires.....	55
Logit multinomial.....	59
Logit séquentiel.....	65
Annexe A.....	66
Variables explicatives utilisées ou potentielles.....	66
Annexe B.....	68
Statistiques descriptives.....	68
Annexe C.....	72
Variation du R-carré, quartiles de mathématiques et de lecture.....	72
Annexe D.....	74
Prédictions du modèle Logit multinomial.....	74

Liste des figures

Figure		Page
1.1	Fréquentation universitaire des jeunes de 18 à 24 ans selon le revenu familial.....	2
3.1	Cycles et cohortes de l'ELNEJ.....	11
4.1	Système d'éducation simplifié pour toutes les provinces sauf le Québec.....	16
4.2	Système d'éducation du Québec simplifié.....	16

Liste des tableaux

Tableau		Page
6.1	Niveau de scolarité des répondants et quartile de revenu familial.....	22
6.2	Niveau de scolarité des répondants et quartile de score de mathématiques.....	23
6.3	Échelles de comportement par sexe.....	24
T.1	Taille de l'échantillon, statut éducationnel et participation aux études postsecondaires par région, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, 2004-2005.....	46
T.2	Définitions des variables explicatives utilisées.....	47
T.3	Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada, 2004-2005.....	48
T.4	Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Diplômés du secondaire, 2004-2005.....	49
T.5	Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Décrocheurs du secondaire, Canada, 2004-2005.....	50
T.6	Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Persévérants du secondaire, Canada 2004-2005.....	51
T.7	Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Diplômés du secondaire seulement, Canada 2004-2005.....	52
T.8	Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Participants au collège, Canada, 2004-2005.....	53
T.9	Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Participants à l'université, Canada, 2004-2005.....	54
T.10	Estimation par MCO de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada, 2004-2005.....	55
T.10Q	Estimation par MCO de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Québec, 2004-2005.....	56
T.11	Estimation par MCO de l'effet des scores de maths et de lecture sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada et Québec, 2004-2005.....	57
T.12	Estimation par MCO de l'effet du voisinage sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada, 2004-2005.....	58
T.13	Effets marginaux de l'estimation multinomiale sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada, 2004-2005.....	59

T.13A	Effets marginaux de l'estimation multinomiale de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Femmes, Canada, 2004-2005.....	60
T.13B	Effets marginaux de l'estimation multinomiale de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Hommes, Canada, 2004-2005.....	61
T.14	Effets marginaux de l'estimation multinomiale de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada sauf Québec, 2004-2005.....	62
T.14A	Effets marginaux de l'estimation multinomiale de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Femmes, Canada sauf Québec, 2004-2005.....	63
T.14B	Effets marginaux de l'estimation multinomiale de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Hommes, Canada sauf Québec, 2004-2005.....	64
T.15	Estimation par Logit séquentiel des transitions scolaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada sauf Québec, 2004-2005.....	65
A.1	Variables potentielles et leur disponibilité selon les cycles ou les âges.....	66
B.1	Taux de participation selon le niveau d'éducation des jeunes en décembre 1999, 2001, 2003 et 2005.....	68
B.2	Taille de l'échantillon de la cohorte des jeunes les plus âgés aux cycles 1 à 6 et répartition des répondants selon l'âge et la région au cycle 6 de l'ELENJ.....	69
B.3	Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Femmes, Canada, 2004-2005.....	70
B.4	Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Hommes, Canada, 2004-2005.....	71
C.1	R-carré ajusté des MCO pour huit spécifications et trois échantillons, participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, 2004-2005..	72
C.2	Quartiles de scores de lecture par quartiles de scores de mathématiques, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, 2004-2005.....	72
C.3	Statut éducationnel par quartiles de mathématiques et de lecture, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, 2004-2005.....	73
D.1	Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Canada, 2004-2005.....	74
D.2	Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Femmes, Canada, 2004-2005.....	74

D.3	Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Hommes, Canada, 2004-2005.....	74
D.4	Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Canada sauf Québec, 2004-2005.....	75
D.5	Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Femmes, Canada sauf Québec, 2004-2005.....	75
D.6	Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Hommes, Canada sauf Québec, 2004-2005.....	75

Liste des abréviations

EDTR	Enquête sur la dynamique du travail et du revenu
EFC	Enquête sur les finances des consommateurs
EIAA	Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes
EJET	Enquête auprès des jeunes en transition
ELNEJ	Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes
EPA	Enquête sur la population active
ES	Enquête auprès des sortants
ESG	Enquête sociale générale
ESS	Enquête de suivi auprès des sortants
PISA	Programme international pour le suivi des acquis

Résumé

Ce mémoire exploite pour la première fois la très riche et très complète Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes afin d'analyser la participation aux études postsecondaires. Au cycle 6 de l'ELNEJ, 2,982 jeunes sont âgés entre 18 et 21 ans, parmi lesquels 77% ont obtenu leur diplôme d'études secondaires. 80% de ces diplômés peuvent être observés comme participant aux études postsecondaires (collège ou université). La grande majorité de ces jeunes et leurs familles ont été suivis par l'ELNEJ lors des cycles 1 à 5 (pour les jeunes de moins de 18 ans). Nous utilisons l'information collectée lors des années précédentes (par exemple : le type de famille, le revenu familial, les résultats à des tests de mathématiques et de lecture, l'état de santé ainsi que les scores de comportement de l'enfant et de fonctionnement familial) pour étudier les facteurs ayant la plus grande influence sur la participation aux études postsecondaires.

Différentes approches ont été utilisées afin de modéliser les choix d'éducation. Dans un premier temps nous utilisons un modèle linéaire (moindres carrés ordinaires) afin de déterminer les variables explicatives pertinentes pour obtenir des résultats significatifs et robustes. La spécification choisie est ensuite estimée dans un Logit multinomial où les répondants sont observés dans quatre états : décrocheurs du secondaire, étudiants au secondaire, diplômés du secondaire non-participants aux études postsecondaires et participants aux études postsecondaires. Nous désagrégeons ensuite les études postsecondaires en niveau collégial et universitaire. Pour ces modèles, nous analysons l'impact des variables explicatives selon le sexe des répondants. Le dernier modèle estimé est un Logit séquentiel analysant le cheminement scolaire des jeunes canadiens.

Les estimations démontrent que les résultats sont sensibles au sous-échantillon géographique utilisé (Ontario, Québec, Reste du Canada) et au niveau d'études postsecondaires (collège, université). Nous observons des effets de revenu familial et de scores de tests de mathématiques importants. Le sexe des répondants, la structure familiale et l'hyperactivité ressortent également comme des facteurs influençant significativement la participation aux études postsecondaires.

Mots-clés : Diplôme d'études secondaires, éducation postsecondaire, transition scolaire, jeunesse, données longitudinales, revenus permanent.

Classification JEL : I21, J13, J16, J24

1. Introduction

Le besoin grandissant de main d'œuvre qualifiée ainsi que les disparités inquiétantes observées selon le revenu familial font en sorte que la participation des jeunes canadiens aux études postsecondaires est et continuera d'être un sujet de préoccupation pour la société. Malgré le fait que le Canada fasse très bonne figure sur le plan de l'éducation de sa population, il existe toujours une proportion inquiétante de jeunes qui ne prennent pas part aux études postsecondaires et se contentent d'intégrer le marché de l'emploi sans qualification.

C'est donc dans l'optique de mieux comprendre quels facteurs socio-économiques influencent les choix des jeunes canadiens de prendre part ou non aux études postsecondaires¹ que ce mémoire a été entrepris. Une meilleure connaissance du sujet peut permettre aux décideurs publics de mieux cibler les actions à prendre afin d'avoir un bassin de main d'œuvre qualifiée répondant aux besoins du marché. Le but n'étant pas uniquement de satisfaire les besoins des employeurs mais surtout de permettre à la population de vivre dans les meilleures conditions économiques possibles. En effet, l'impact positif de l'éducation sur le revenu mais aussi sur la santé et la qualité de vie des populations a été plusieurs fois démontré.

Il existe de nombreuses preuves qu'en moyenne, les jeunes provenant des familles les moins fortunées participent moins aux études postsecondaires et atteignent un niveau d'éducation moins élevé que leurs pairs. Des études récentes insistent sur le fait que la formation des habiletés menant à la réussite académique des enfants est intimement reliée au milieu familial (investissements en capital humain, ressources, transmissions de connaissances, valeurs, motivations, etc.).

La corrélation entre le revenu familial et la participation des jeunes aux études postsecondaires a fait l'objet de nombreuses études du fait de la relative accessibilité des données ainsi que son rapport à l'équité sociale. Longtemps considéré comme l'effet dominant dans les considérations de choix d'éducation, le rôle du revenu familial a été revu à la baisse avec l'arrivée de bases de données plus complètes quant aux caractéristiques familiales et personnelles des individus.

Cependant, la participation aux études postsecondaires selon le revenu familial montre de façon non-équivoque les disparités de participation aux études postsecondaires dans la société. Les jeunes provenant de foyers ayant des revenus de plus de 100 000\$ annuellement fréquentent dans une proportion bien plus grande les études postsecondaires (voir la figure 1.1 qui présente les taux de fréquentation universitaire des jeunes de 18 à 24 selon le revenu familial).

¹ Nous considérerons dans cette recherche que les études postsecondaires sont constituées de tous les types d'éducation suivant l'école secondaire

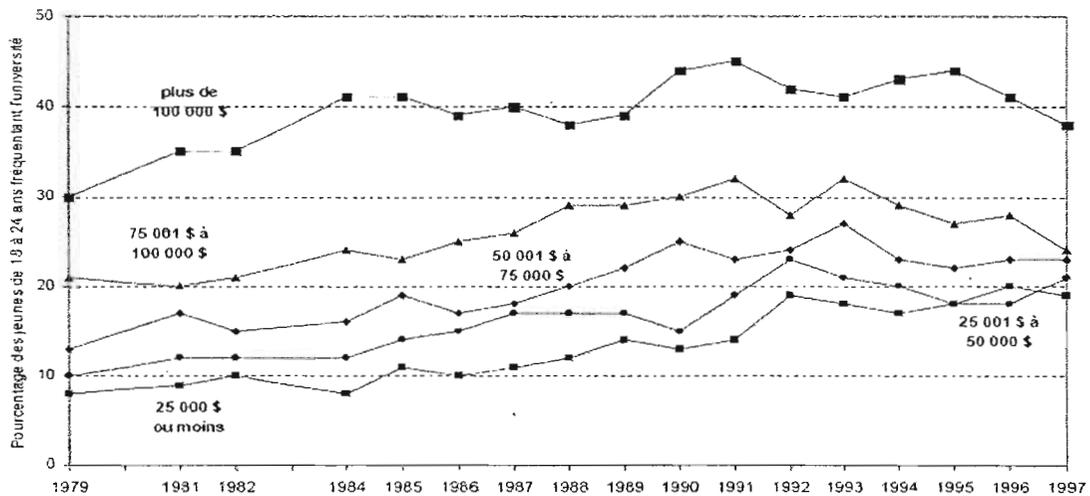


Figure 1.1: Fréquentation universitaire des jeunes de 18 à 24 ans selon le revenu familial. (Tirée de Drolet, 2005, p.13)

La plus grande participation des jeunes provenant de familles aisées sur le plan financier ayant été clairement démontrée empiriquement, différents auteurs ont ensuite tenté de démontrer que le revenu familial n'était qu'un des facteurs affectant le choix des jeunes et que les causes des différences étaient plus profondes. Par exemple, Finnie et alii (2004) ont étudié les antécédents familiaux tels que le niveau de scolarité des parents, le type de famille, le lieu de résidence et l'ethnicité et concluent que leurs effets dans la période de vie précédant la participation ou non aux études postsecondaires sont déterminants et qu'ils revêtent une importance cruciale pour un accès équitable à l'éducation postsecondaire. Marie Drolet (2005) qui a étudié spécifiquement le rôle du revenu familial dans l'accès aux études postsecondaires en vient à la conclusion que le niveau d'éducation des parents joue un rôle plus important que leur revenu. Frenette (2007) avance que seulement 12% de la différence de la fréquentation postsecondaire est due aux contraintes financières lorsque l'on compare les jeunes appartenant au quartile supérieur et aux jeunes du quartile inférieur, le reste de la différence étant causé par les caractéristiques familiales et personnelles des jeunes.

Le but de cette recherche est d'estimer la relation entre les antécédents familiaux, le revenu familial, les habiletés cognitives et la participation à des études supérieures, tout en abordant avec prudence le problème des causalités infondées qui peuvent infecter les recherches dans ce domaine (en contrôlant pour l'hétérogénéité inobservable des enfants ou des familles). Les objectifs spécifiques sont donc :

1. Exploiter les caractéristiques de panel de l'enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) pour expliquer les transitions scolaires et les choix éducationnels des jeunes canadiens pouvant être observé dans le dernier cycle de données disponibles (cycle 6).

2. Estimer comment l'âge, les antécédents familiaux, le revenu familial et les habiletés cognitives affectent les choix scolaires, et en particulier la participation aux études postsecondaire.
3. Utiliser différents échantillons afin de tenir compte des systèmes institutionnels propres aux différentes régions dans les modèles estimés (Canada, Québec, autres provinces).

Il existe une littérature théorique et empirique importante sur les facteurs socio-économiques favorisant ou non la participation aux études postsecondaires et ce mémoire a pour but de compléter les études existantes. Il ne s'agit donc pas d'une étude innovant dans le sujet ou la méthode. Le but est en fait d'utiliser ce qui a déjà été fait et de l'appliquer au contexte canadien en utilisant l'Enquête longitudinale nationale sur l'enfance et la jeunesse (ELNEJ). Les dernières données disponibles (cycle 6) de cette enquête permettent pour la première fois de l'utiliser dans le cadre d'une étude sur la fréquentation postsecondaire. À notre connaissance, il n'y a aucune étude qui a utilisé l'ELNEJ à cette fin.

2. Revue des études récentes

La participation aux études postsecondaires est un sujet largement documenté au Canada. De nombreux auteurs ont analysé les différents facteurs amenant les jeunes canadiens à prendre la décision de poursuivre ou non leurs études suite à l'obtention de leur diplôme d'études secondaires. Les études sur le sujet examinent la question de la participation aux études postsecondaires selon deux points de vue :

1. La problématique liée à l'aspect financier de la participation aux études postsecondaires.
2. Les facteurs socio-économiques favorisant ou non la poursuite des études.

Aucun pallier de gouvernement n'est indifférent à la question. Le besoin de main d'œuvre qualifiée et ses impacts sur la santé économique d'un pays ou d'une région sont des arguments qui pèsent lourd lorsque vient le temps d'élaborer une politique publique en matière d'éducation. Dans la plupart des cas, la politique gouvernementale concernant l'accès aux études postsecondaires est liée à l'idée que les contraintes financières constituent un obstacle important à l'accès aux études postsecondaires. Si les gouvernements considèrent les programmes de prêts et de subventions comme une solution, ils considèrent aussi parfois la réduction de l'endettement des étudiants comme un objectif de leurs politiques.

Des études américaines récentes dans ce domaine minimisent le rôle des contraintes de crédit, de l'aide financière aux étudiants ou du revenu familial dans la fréquentation aux études postsecondaires

(Carneiro et Heckman, 2002, 2003; Dynarski, 2003; Keane et Wolpin, 2001). Ces recherches insistent sur les effets à long terme de l'investissement parental, sur l'accumulation de compétences durant les différentes périodes du cycle de vie ainsi que sur les antécédents familiaux (Todd et Wolpin, 2007; Cunha, 2007; Cunha et Heckman, 2007; Carneiro et Heckman, 2003). En employant des méthodes indirectes (les contraintes de crédit et le rendement de l'investissement en matière d'éducation ne peuvent être observés à l'échelle individuelle), ces auteurs soutiennent qu'aux États-Unis, il existe peu d'observations empiriques indiquant que les frais d'emprunt entravent l'accès à l'éducation. Il ne faut pas en conclure que les étudiants ne s'endettent pas ni que le niveau de soutien offert ne répond pas à un besoin, mais plutôt que, dans le contexte actuel, le financement ne constitue pas un enjeu essentiel pour une grande partie de la population.

Carneiro et Heckman (2002) et Keane et Wolpin (2001) expliquent les résultats des différentes études montrant une corrélation positive entre le revenu familial et la participation aux études postsecondaires. Ils argumentent que les parents ayant des revenus élevés ont de plus fortes préférences pour l'éducation qu'ils transmettent à leurs enfants. Ces parents ont également tendance à investir davantage et de meilleures ressources dans le développement des habilités scolaires de leurs enfants. L'écart de participation aux études postsecondaires entre les jeunes provenant de familles à faible revenu et ceux de familles à revenu élevé serait davantage la conséquence des différences dans les habilités académiques - le produit du cumul de l'investissement parental - que des différences d'accès aux ressources financières des parents au moment de l'entrée aux études postsecondaires. C'est donc parce qu'ils n'ont pas bénéficié d'autant d'investissements dans le développement de leur potentiel académique que les jeunes issus de foyers défavorisés sont moins susceptibles d'obtenir un diplôme d'études secondaires et de prendre part à des études postsecondaires et ce, peu importe le niveau des frais de scolarité.

Ces résultats sont toutefois controversés puisque dans les modèles employés, l'accès n'est défini comme restreint que si le fait de ne pas poursuivre d'études postsecondaires suppose une réduction des gains durant la vie adulte. Kane (2001) réfute donc ces constatations en montrant qu'il existe des écarts entre les taux d'inscription aux études postsecondaires d'un quartile de revenu familial à l'autre, même lorsque les notes obtenues aux tests, les notes obtenues au niveau secondaire et le niveau de scolarité des parents sont maintenus constants. Quant à Dynarski (2003) et Heller (1997), ils analysent les effets des frais de scolarité et de l'aide financière aux étudiants sur l'accès à l'éducation.

L'argument selon lequel le financement n'est pas un enjeu essentiel trouve un écho dans l'étude canadienne de Christofides, Cirello et Hoy (2001), qui concluent que les droits de scolarité ne semblent

pas avoir d'incidence sur les tendances de participation aux études postsecondaires selon les caractéristiques sociales.

Une constatation différente, mais plus significative, se dégage d'un certain nombre d'études portant sur ces questions d'ordre financier. Selon ces études, le revenu familial n'est plus un facteur déterminant, sinon dans une moindre mesure, de l'accès aux études postsecondaires au Canada. Corak, Lipps et Zhao (2003) constatent que les personnes issues de familles à revenu élevé étaient beaucoup plus susceptibles de poursuivre des études universitaires (mais non collégiales) au cours des dernières décennies, mais que le fossé entre les familles à revenu élevé et les familles à faible revenu sur le plan de la participation s'est considérablement rétréci entre le début des années 90 et 1997. Selon les auteurs, cette convergence s'explique par la hausse du nombre de demandes de prêts consentis aux étudiants au cours de cette période.

Dans le même ordre d'idées, Zhao et De Broucker (2001, 2002) observent des écarts relativement minces au chapitre de la participation selon le revenu familial lorsque tous les niveaux de l'enseignement postsecondaire sont pris en considération, mais des écarts nettement plus sensibles lorsque seules les études universitaires sont analysées. En se fondant sur les données de la nouvelle Enquête sur la participation aux études postsecondaires, Finnie et Laporte (2004) ne relèvent essentiellement aucun écart dans les taux de participation selon le revenu familial, mais constatent des écarts importants à l'égard du niveau de scolarité des parents; toutefois, leur première constatation est tempérée par des questions d'échantillonnage qui caractérisent également d'autres études portant sur ce sujet (par ex., on ne mesure le revenu familial que dans le cas des répondants classés comme vivant « à la maison »).

Pour ce qui est des études canadiennes plus ciblées, Butlin (1999) se fonde sur l'Enquête auprès des sortants (ES) pour analyser une vaste gamme de corrélations simples entre les études postsecondaires, les antécédents familiaux et les résultats sur le plan des études secondaires. De Broucker et Lavallée (1998a) ont cherché à déterminer, à l'aide de l'Enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (EIAA), si le niveau de scolarité des parents exerçait une influence sur la situation des enfants. Ces auteurs observent que le « capital intellectuel hérité » exerce un effet important; ainsi, le niveau d'instruction élevé des parents se traduit habituellement par des niveaux de scolarité élevés chez les enfants. À l'aide des données de l'Enquête auprès des sortants (1998b), ils concluent que la profession des parents et l'appui des parents à l'égard de l'éducation de leurs enfants influencent considérablement le niveau de scolarité. Knighton et Mirza (2002) s'appuient sur les données de l'EDTR pour montrer que le niveau de scolarité des parents et le revenu familial sont, tous deux, des

facteurs déterminants de taille quant à la participation aux études postsecondaires, mais que le niveau de scolarité des parents exerce un effet plus marqué.

Lorsqu'on emploie des indicateurs élargis des antécédents, toutefois, un tableau quelque peu différent se dégage. Bouchard et Zhao (2000) analysent l'évolution des taux de participation aux études universitaires à partir des données de l'ESG de 1986 à 1994. Selon eux, les taux de participation ont augmenté à tous les niveaux socioéconomiques, mais de façon plus marquée pour le groupe intermédiaire. Le niveau supérieur se classe au deuxième rang à cet égard et le groupe de niveau socioéconomique inférieur prend la dernière place. Les taux comparatifs présentent donc des courbes irrégulières d'un type de famille à l'autre, et l'analyse selon les écarts absolus ou selon les écarts relatifs vient compliquer encore davantage l'examen des changements. Par ailleurs, la taille restreinte des échantillons et la comparabilité imparfaite des données pour les deux périodes limitent quelque peu la valeur de ces comparaisons.

Finnie, Laporte et Lascelles (2004) analysent les données de l'ES de 1991 et de l'EJET de 2000 et emploient le niveau de scolarité des parents comme indicateur des antécédents. Ils concluent que l'écart au chapitre de la participation, mesuré par le niveau de scolarité des parents, s'est généralement élargi au cours de cette période, particulièrement au niveau universitaire. Cette variation est surtout attribuable à la forte hausse de la participation aux études postsecondaires des répondants dont les parents ont fait des études universitaires. Frenette (2002, 2003), dont l'analyse se fonde sur les données de l'EDTR, examine l'incidence de la distance par rapport à l'établissement d'enseignement et conclut que les taux de participation aux études postsecondaires, particulièrement au niveau universitaire, sont largement conditionnés par la distance entre le lieu de résidence et l'établissement d'enseignement postsecondaire, surtout dans le cas des étudiants à faible revenu pour qui les obstacles financiers connexes se font vraisemblablement sentir avec plus de force.

Plus récemment, au Canada, quelques études utilisant diverses bases de données (ex: l'EFC, l'EDTR et l'EJET) ont analysé le lien entre la participation aux études postsecondaires et le revenu familial (Frenette, 2007; Drolet, 2005; Rahman et al, 2005) démontrent que les taux de participation sont plus élevés parmi les jeunes provenant de familles au revenu élevé dont les parents ont un haut niveau de scolarité. Ils montrent également qu'il n'existe aucune preuve que l'effet du revenu familial a varié de la fin des années 90 au début du vingt et unième siècle.

Les chocs au revenu familial pourraient être un facteur crucial selon les résultats obtenus par Coelli (2005). Encore une fois, les frais de scolarité ou les contraintes financières ne semblent pas être des déterminants importants de la participation aux études postsecondaires (Frenette, 2007; Rivard et Raymond, 2004). Par contre, les antécédents familiaux (tel que l'éducation des parents et la structure

familiale) ainsi que les notes obtenues à l'école secondaire ressortent comme des facteurs jouant un rôle passablement important.

L'EJET de Statistique Canada recueille de l'information unique sur le cheminement éducationnel et la transition sur le marché du travail d'un échantillon de jeunes canadiens âgés entre 18 et 20 ans en 1999. Ces mêmes jeunes ont été interviewés trois autres fois depuis (en 2002, 2004 et 2006). Les données disponibles dans L'EJET ont permis de nouvelles études sur l'accès et la participation aux études postsecondaires. Ainsi, Shaienk et Gluszynski (2007) utilise les quatre cycles pour décrire la trajectoire de l'école au travail jusqu'à l'âge de 24 à 26 ans. La deuxième partie du Tableau B1 montre que la proportion des jeunes qui participent aux études postsecondaires croît substantiellement avec l'âge et semble se stabiliser entre 24 et 26 ans. Simultanément, l'abandon des études postsecondaires augmente avec l'âge.

La première partie du Tableau B1 présente un sommaire des statistiques descriptives présentées par Shaienks, Eils-Culkin et Bussière (2006), des cycles 1 à 3, et souligne un autre fait important de la participation à l'école secondaire : bien que l'âge habituel de l'obtention d'un diplôme de l'école secondaire soit de 18 ans dans la plupart des provinces (17 ans au Québec), environ 76% de jeunes avaient reçu leur diplôme en décembre 1999 lorsqu'ils étaient âgés entre 18 et 20 ans; 13% de jeunes en plus sont parvenus à obtenir leurs diplôme durant les quatre années suivantes portant à 89% la proportion de jeune de 22 à 24 ans avec un diplôme du secondaire. Knighton et Bussière (2006) utilisent des résultats obtenus avec les données du cycle 3 de l'EJET sur la cohorte PISA des jeunes canadiens qui avaient 15 ans en 2000 et 19 ans en 2004. Ces données leur permettent d'obtenir l'âge au moment de la l'obtention du diplôme de manière plus précise. En 2004, pour cette cohorte particulière, 87% des jeunes avaient obtenu leur diplôme d'études secondaires avant 20 ans, 5% étaient toujours à l'école secondaire et 7% étaient des décrocheurs du secondaire.

Ces deux faits concernant la dynamique du cheminement scolaire doivent être gardés à l'esprit lors de l'utilisation des répondants de l'ELNEJ et des résultats présentés plus loin. Les jeunes les plus âgés au cycle 6 de l'ELNEJ ont entre 18 et 21 ans ce qui laisse supposer que plusieurs répondants ne participeront que plus tard à des études postsecondaires. Une proportion significative (10%) des jeunes de 18 ans est toujours à l'école secondaire (1,372 répondants ont obtenu leur diplôme au cycle 6, 986 participent aux études postsecondaires et pour 386 répondants, nous ne pouvons observer leurs choix d'éducation postsecondaire; voir Tableau B1).

L'étude descriptive basée sur la base de données de l'EJET citée précédemment ainsi que l'étude de Hango et de Broucker (2007), qui est à la fois descriptive et économétrique (régression logistique multinomiale sur le cheminement scolaire basé sur le cycle 3), mettent en évidence les mêmes facteurs

d'antécédents associés à la participation aux études postsecondaires. Pour les facteurs démographiques, les données montrent un accroissement avec l'âge et un écart important entre les sexes (en faveur des femmes); une plus grande participation des minorités visibles à l'université; une plus faible participation des jeunes provenant de communautés rurales qui sont plus susceptibles d'aller au collège qu'à l'université. Pour ce qui est des facteurs familiaux, toutes les études identifient les variables suivantes : un accroissement de l'éducation des parents est associé à une plus grande proportion de jeunes engagés dans un programme universitaire; vivre avec ses deux parents durant l'école secondaire, la valeur que les parents accordent à l'éducation (le niveau des attentes des parents du point de vue du répondant) ainsi que la langue maternelle (anglais ou français par rapport aux autres langues) ont des effets similaires. Pour la cohorte des jeunes de 18-20 ans, l'EJET ne collecte pas l'information sur le revenu familial mais la collecte pour la cohorte des jeunes de 15 ans² le fait.

Knighon et Bussière (2006) estime un modèle de participation aux études postsecondaires et de graduation de l'école secondaire lorsque les jeunes ont 19 ans. Les résultats pour l'obtention d'un diplôme de l'école secondaire et pour la participation aux études postsecondaires montrent un effet négatif et significatif uniquement pour le quartile de revenu inférieur. Pour les caractéristiques personnelles, la graduation du secondaire et la participation aux études postsecondaires sont significativement associées avec un plus grand engagement scolaire (interactions positives autant académiquement que socialement) et de meilleures performances académiques à l'école secondaire. Les résultats montrent également que de meilleures habilités en lecture sont associées à un plus haut taux de diplomation de l'école secondaire à l'âge de 19 ans et la participation aux études postsecondaires également à 19 ans en contrôlant pour les facteurs familiaux et les antécédents.

3. Les données utilisées

Ce qui distingue cette étude des études précédentes est l'utilisation des dernières données rendues disponibles de l'ELNEJ. L'âge et le nombre de répondants suivis par cette enquête permettent maintenant d'effectuer une analyse pertinente de la participation aux études postsecondaires.

Afin de s'assurer de la confidentialité et du respect de l'anonymat des répondants, l'accès aux données de l'ELNEJ est restreint. La base de données ne peut en effet être consultée que dans les Centres de Recherches affiliés à Statistique Canada. De plus, à moins de besoins particuliers, seules les données pondérées peuvent être rendues publiques après un processus d'autorisation de divulgation. Ainsi seuls les chercheurs dont le projet est accepté par Statistique Canada ont accès aux données de l'ELNEJ.

² Cette cohorte des jeunes âgés de 15 ans en décembre 1999 a également participé au Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA) mené en 2000 par l'OCDE. En 2000, la lecture était le domaine principal du PISA et plus marginalement les mathématiques et les sciences.

3.1 Aperçu du contenu de l'ELNEJ

L'ELNEJ est une étude biennale à long terme sur les enfants canadiens qui permet de suivre leur évolution de la naissance au début de l'âge adulte. Ayant débuté en 1994, l'ELNEJ est réalisée par Statistique Canada et parrainée par Ressources Humaines et Développement Social Canada (RHDSO). L'enquête couvre une grande gamme de sujets incluant les services de garde, le développement physique des enfants, l'apprentissage et le comportement aussi bien que des données sur leur environnement social (familles, amis, écoles et communautés). Puisque l'objectif de l'ELNEJ est de produire des estimations longitudinales et transversales, plusieurs populations sont ciblées. Certaines particularités de l'ELNEJ ainsi que ses forces, ses faiblesses et ses limites doivent être soulignées afin de saisir quels types d'analyses peuvent être entreprises avec cette base de données.

Pour les besoins de notre étude (participation aux études postsecondaires), l'ELNEJ a deux avantages par rapport aux autres enquêtes telles que l'EDTR ou l'EJET. Premièrement, l'enquête couvre une large gamme de sujets qui sont collectés en plusieurs vagues. Les jeunes âgés entre 18 et 21 ans au cycle 6 avaient entre 8 et 11 ans au cycle 1. Pour la plupart d'entre eux, les composantes enfant et adulte sont recueillies (en principe) pour 5 cycles (lorsqu'âgés de moins de 18 ans). Tout dépendant de l'âge ; les mesures et les résultats de tests ou d'échelles sont collectés à différentes reprises pour beaucoup de jeunes. Deuxièmement, des tests mesurant les « habiletés » sont administrés dans l'enquête (tests de mathématiques dans chaque cycle pour les enfants en deuxième année ou plus, pour les répondants entre 8 et 15 ans; test de lecture au cycle 2 et 3 pour les enfants à l'école primaire; d'autres différents tests cognitifs ou évaluation, selon l'âge pour ceux entre 16 et 21 ans).

L'ELNEJ a bien entendu des faiblesses. Bien que ce ne soit pas particulier à cette enquête, certaines des questions (variables) ont des taux de réponses faibles. Par exemple, pour les enfants fréquentant l'école à un niveau supérieur à la maternelle, durant les cycles 1 à 4 l'enquête recueille l'information sur les caractéristiques de leur école et de leurs enseignants (grâce au questionnaire du directeur/trice³ de l'école et au questionnaire de l'enseignant⁴) mais le taux de réponse est très bas⁵. Pour les tests tels que les mathématiques et la lecture, un nombre significatif de répondants ont des résultats manquants (voir l'Appendice 2 du Guide de l'utilisateur du cycle 6 pour les statistiques). De plus, dans le cadre de

³ Ce questionnaire collecte l'information à propos des méthodes d'enseignements utilisés à l'école, la disponibilité des ressources éducationnelles et sur l'atmosphère sociale dans l'école. Ainsi donc, le questionnaire du directeur(trice) portait sur les politiques de l'école et l'environnement éducationnel et non pas sur l'enfant en particulier.

⁴ Ces questionnaires recueillent pour chaque enfant l'information sur les performances académiques, le comportement à l'école, les méthodes d'enseignement de l'enseignant et sur l'atmosphère qui règne dans la classe.

⁵ Voir Lefebvre et alii (2008) qui exploitent la nature longitudinale de l'information sur les écoliers et les tests de mathématiques.

notre étude, la taille de l'échantillon des jeunes entre 18 et 21 ans est relativement petite en comparaison, par exemple, de la taille de l'échantillon de l'EJET aux cycles 1 à 4.

3.2 Échantillonnage

La population cible de l'enquête ne comprend que la population civile (de 0 à 11 ans lors de leur sélection au cycle 1) des 10 provinces canadiennes exclusivement. Tous les répondants ont été sélectionnés à dans la base de données des ménages participant à l'EPA. La première cohorte créée en 1994 (au cycle 1) comptait près de 30 000 enfants âgés entre 0 et 11 ans. Au cycle 2, le nombre d'enfant suivis par l'enquête a été limité à deux par foyer afin de réduire le fardeau de réponses des familles. Cette mesure a réduit le nombre d'enfants d'environ 7 000. Au cycle 6 il en restait près de 15 000 dont l'âge variait entre 10 et 21 ans qui seront suivis jusqu'à l'âge de 25 ans.

Pour tenir compte de la nécessité de mieux comprendre l'apprentissage et le développement au cours des premières années, des enfants plus jeunes ont été ajoutés à l'échantillon de la cohorte initiale. Ainsi, une nouvelle cohorte d'enfants âgés entre 0 et 1 an s'est rajoutée à chaque nouveau cycle et qui ne sont suivies que jusqu'à l'âge de 4-5 ans. La figure 3.1 illustre l'apparition et le suivi des différentes cohortes à travers les cycles.

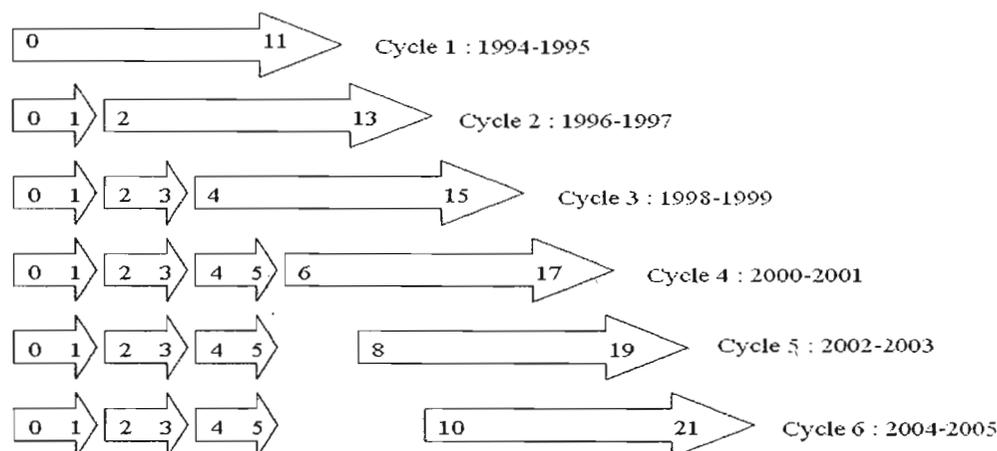


Figure 3.1 : Cycles et cohortes de l'ELNEJ. (Source : Statistique Canada)

Le grand nombre de répondants permet une recherche approfondie à l'échelon national et est suffisante pour répondre aux besoins d'analyse aux échelons provincial ou régional. De plus, les échantillons longitudinaux sont représentatifs des populations longitudinales initiales (c'est-à-dire les populations au moment de la sélection des échantillons). Des poids transversaux ont également été créés afin de pouvoir considérer un échantillon transversal comme représentatif d'une population transversale.

3.3 Sources des données

Les données que l'on retrouve dans l'ELNEJ sont obtenues de manière volontaire auprès des foyers sélectionnés. Les données sont obtenues directement auprès des répondants par des intervieweurs mandatés par Statistique Canada chargés d'administrer les questionnaires. Étant donné la lourdeur du processus et afin de ne pas décourager les participants, une limite de deux enfants par foyer a été appliquée à partir du cycle 2. Au cycle 5 la limite a été fixée à un enfant par famille. Les informations sont récoltées par l'intermédiaire de plusieurs questionnaires qui ont changé avec le temps et l'âge des répondants. Pour chaque foyer faisant partie de l'ELNEJ, pour chaque enfant/jeune sélectionné, une question a été posée afin de déterminer qui dans le foyer était la personne la mieux renseignée sur l'enfant. Cette personne a reçu le titre de PMR (personne la mieux renseignée), la mère du répondant faisant office de PMR dans plus de 90% des cas.

La PMR fournit l'information (composante enfant) pour chaque enfant sélectionné ayant entre 0 et 17 ans ainsi que de l'information sur elle ou lui et sur son ou sa conjoint(e). Une composante adulte a été créée pour la PMR et pour son ou sa conjoint(e) et seule la PMR ou son/sa conjoint(e) pouvait répondre aux questions de cette composante. Une composante jeune est utilisée pour les jeunes de 16 ans et plus où le jeune est le seul pouvant répondre aux questions qu'il/elle vive ou non chez ses parents. La liste de sujets abordés est : quitter le foyer familial, l'éducation, la participation au marché du travail, le choix de carrière, les revenus, la santé, les activités et le soutien social. De plus, les répondants ayant entre 10 et 17 ans complètent un questionnaire auto-administré sur différents aspects de leur vie. Les jeunes ont reçu le questionnaire durant l'entrevue et devaient le remplir par eux-mêmes et le placer dans une enveloppe scellée pour le remettre à l'interviewer. Les questionnaires auto-administrés consistent en une série de cinq livrets, un pour chaque groupe d'âge. Les sujets abordés pour chaque groupe d'âge dans le livret peuvent être (dépendamment de l'âge) : les amis et la famille, l'école, à propos de moi, sentiments et comportements, mes parents, la cigarette, l'alcool et les drogues, la puberté, les activités, les sorties/rerelations amoureuses, la santé et le travail. Les jeunes de 18 ans et plus répondent pour eux-mêmes et la PMR ne fournit aucune information sur la famille.

De ces sources d'information une vaste banque de données a ainsi pu être mise sur pied. L'ELNEJ avec les données des six premiers cycles disponibles contenant chacun des milliers de répondants longitudinaux et transversaux et des centaines de variables devient un terrain fertile pour les recherches socio-économiques et pour toutes les autres sciences cherchant à mieux comprendre le développement des enfants jusqu'au début de leur vie d'adulte.

4. Méthodologie

Les jeunes âgés entre 18 et 21 ans au cycle 6 (le dernier disponible) de l'ELNEJ étaient âgés entre 8 et 11 ans au cycle 1 (1994-1995). Les répondants et leur famille ont participé à l'enquête, en principe, aux deux ans. Le Tableau B2 présente la taille de l'échantillon des 8 à 11 ans au cycle 1 et dans les cycles suivants. Malheureusement, le taux d'attrition des jeunes entre les cycles 5 et 6 est très élevé lorsqu'on le compare aux cycles précédents⁶. Au cycle 5 en 2002-2003, 4 424 jeunes âgés entre 16 et 19 ans ont participé à l'enquête. Cependant, deux ans plus tard en 2004-2005, seulement 2,982 jeunes alors âgés entre 18 et 21 ans ont pu être retenus pour l'enquête. Ces âges sont un point tournant en terme de choix de scolarité : compléter ou non son diplôme d'études secondaires et participer ou non aux études postsecondaires.

En plus de l'attrition, les différences de système éducationnel entre les différentes provinces présentent un problème additionnel. Bien que la province de l'Ontario ait aboli la 13^e année⁷ en 2002-2003, rendant ainsi son système semblable à celui des autres provinces, le Québec demeure une exception avec laquelle il faut conjuguer (voir la Figure 4.1 et la Figure 4.2 pour une représentation schématique des systèmes d'éducation canadien.) Le niveau collégial étant un pré-requis pour être admis à l'université au Québec, l'analyse de la transition de l'école secondaire à l'université est rendue plus ardue⁸. La deuxième partie du Tableau B2 présente le nombre de répondants au cycle 6 selon l'âge et par système scolaire menant aux études postsecondaires au Canada. Il faut noter que les résultats obtenus pour le Québec peuvent être affectés par la taille plus faible de l'échantillon des répondants disponible pour cette province.

4.1 Moindres carrés ordinaires (MCO)

Nous débutons notre analyse de la participation aux études postsecondaires par un modèle de régression linéaire simple. L'exercice est d'estimer la probabilité qu'ont les répondants d'atteindre le niveau postsecondaire suite à l'obtention d'un diplôme d'études secondaires et de déterminer le pouvoir prédictif des variables explicatives clés. Le modèle, pour un répondant i provenant d'une famille j est donné par :

$$y_{ij} = \beta X_{ij} + u_{ij}$$

où la décision de participer ou non aux études postsecondaires dépend d'une série de coefficients de corrélation linéaire (β) qui varient selon les caractéristiques du répondant i et de sa famille j (X) et d'un

⁶ Voir les appendices B1 et B2 pour plus d'information.

⁷ Au cycle 5, des jeunes Ontariens peuvent être observés en 13^e année.

⁸ Pour l'échantillon utilisé à partir des répondants du cycle 6, approximativement 60 (20) répondants (au Québec) participent aux études postsecondaires (collège ou université) sans diplôme de l'école secondaire.

terme aléatoire u . Bien que les modèles Probit/Logit soient généralement préférés pour étudier ce genre de décision discrète, nous avons préféré utiliser la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Les deux principales raisons ayant motivé notre choix sont : 1) le peu de différences entre les coefficients estimés par MCO et par Probit/Logit et 2) les R^2 des MCO ont l'avantage d'être une mesure du pouvoir explicatif du modèle facilement interprétable. Nous avons donc pu estimer plusieurs spécifications afin de tester la sensibilité du modèle à différentes variables explicatives.

Une fois la meilleure spécification établie, nous la réestimons en séparant les répondants par sexe. Ceci permettant d'analyser si l'impact des différentes variables est le même pour les hommes et pour les femmes. Les choix en matière d'éducation étant potentiellement différents entre les sexes ce type d'analyse nous apparaît comme fondamental pour mieux cerner la dynamique de l'éducation postsecondaire au Canada.

4.2 Logit multinomial

L'approche de modélisation la plus simple pour analyser les choix d'éducation des adolescents se fait dans un cadre de maximisation de l'utilité en présence de choix discrets. Par exemple, à l'école secondaire, les jeunes peuvent choisir de décrocher de l'école, de continuer leurs études ou alors de changer pour un établissement d'enseignement de type « apprentissage ». À un autre niveau, s'ils complètent l'école secondaire, ils peuvent entrer sur le marché du travail, entrer au collège (communautaire, général ou professionnel) ou choisir l'université. Dans chacun des cas, il y a trois choix. Ainsi, en supposant que les décisions de scolarité soient indépendantes à chacune des étapes, un modèle multinomial Logit peut être estimé pour chaque étape. Grâce aux modèles estimés, nous pouvons mesurer comment l'inclusion des valeurs des résultats des tests passés et présents affectent l'estimation de l'effet du revenu sur les choix de scolarité. Si l'effet du revenu devient soit non-significatif soit très petit, cela démontrera jusqu'à un certain point que la participation aux études postsecondaires est en quelque sorte déterminée bien avant l'année où le choix est réellement fait. C'est un des grands avantages que procure l'ELNEJ par rapport aux autres bases de données qui peuvent modéliser les choix d'éducation de manière longitudinale telles que la cohorte A de l'EJET ou l'EDTR. Nous pouvons donc contrôler pour des éléments propres à la famille, au jeune, aux comportements, aux résultats de tests cognitifs observés six, huit ou même dix ans avant que la décision d'éducation soit vraiment observable. Un inconvénient de l'ELNEJ est que ces décisions ne peuvent être observées qu'à tous les deux ans.

Dans un premier temps, nous estimons un modèle comprenant les répondants de toutes les provinces canadiennes avec comme variables dépendantes : 1) décrocheur de l'école secondaire, 2) étudiant à

l'école secondaire, 3) diplômé de l'école secondaire mais non-participant aux études postsecondaires, 4) participant aux études postsecondaires.

Par la suite, nous décomposons les études postsecondaires en deux niveaux distincts soit le niveau collégial⁹ et l'université, l'estimation est donc effectuée avec cinq états possible. Étant donné qu'au Québec un diplôme collégial est requis pour être admis à l'université, nous avons dû retirer les observations provenant de cette province afin de respecter au mieux la condition d'indépendance des choix nécessaire à un bon fonctionnement d'un modèle Logit multinomial. La variable explicative de ce modèle peut donc prendre les valeurs suivantes : 1) décrocheur de l'école secondaire, 2) étudiant à l'école secondaire, 3) diplômé de l'école secondaire mais non-participant aux études postsecondaires, 4) étudiant au niveau collégial et 5) étudiant à l'université.

Finalement, nous réduisons encore notre échantillon afin de ne garder que les diplômés de l'école secondaire provenant de partout au Canada à l'exception du Québec. Ces restrictions nous permettent d'analyser plus en détail les choix de scolarité des jeunes ayant complété leurs études secondaires. Les trois alternatives qui s'offrent aux jeunes sont les suivantes : 1) diplômé de l'école secondaire mais non-participant aux études postsecondaires, 2) étudiant au niveau collégial et 2) étudiant à l'université.

Tout comme pour les MCO, nous estimons chacun des Logit multinomiaux pour tous les répondants ensemble puis en les séparant par sexe. Les coefficients des Logit multinomiaux s'interprétant difficilement, les effets marginaux ont dû être calculés pour rendre plus aisée l'analyse des résultats.

4.3 Logit séquentiel

La troisième approche suit, mais très simplement, l'idée de Heckman et Cameron (2001) de considérer les décisions d'éducation comme étant de nature séquentielle : continuer au niveau postsecondaire ou arrêter après le secondaire est conditionnel à l'obtention d'un diplôme d'études secondaires ou son équivalent mais dans un cadre binaire. En suivant Lillard et Willis (1994), nous pouvons modéliser ce problème comme un Probit séquentiel corrélé où l'index des fonctions Probit pour chaque décision ($s=0, 1, 2, \dots$) pour un répondant i d'une famille j est donné par :

$$I_{sij} = \beta_s X_{sij} + \delta_{ij} + u_{sij}$$

où la décision de passer d'un niveau au suivant dépend d'une série de facteurs mesurables (X_{sij}) que nous assumons être en partie spécifiques à chaque répondant et en partie constants pour les choix de diplomation du secondaire et de participation aux études postsecondaires. δ_{ij} est un terme d'hétérogénéité non-observable du répondant qui est constant pour chaque décision s et qui tient

⁹ Pour les besoins de notre étude, nous considérons comme études de niveau collégial toute éducation de niveau supérieur à l'école secondaire mais différente de l'université.

compte des habiletés/handicaps non-observables (s'il y en a) qui peuvent affecter le cheminement scolaire des participants. Comparé à l'approche de Heckman et Cameron, ce modèle est plus simple étant donné que le traitement de l'hétérogénéité non-observable est moins exigeant mathématiquement puisque les effets fixes non observés suivent une distribution normale et que l'on prend pour acquis qu'ils non corrélés avec les variables explicatives.

Nous avons utilisé cette approche avec deux échantillons différents afin de tenir compte de la spécificité du système d'éducation québécois. Le premier modèle conçu et estimé suivant cette approche modélise le système éducationnel des provinces canadiennes autres que le Québec. Lorsqu'ils sont à l'école secondaire, les jeunes ont le choix entre compléter l'école secondaire et obtenir un diplôme ou quitter l'école secondaire et entrer sur le marché du travail. S'ils décident de compléter l'école secondaire, les répondants se retrouvent face à trois choix : 1) aller sur le marché du travail, 2) débiter des études de niveau collégial ou 3) entreprendre des études universitaires. Ces différentes options sont illustrées à la figure 4.1 pour toutes les provinces sauf le Québec tandis que la figure 4.2 présente les choix qui s'offrent aux jeunes du Québec.

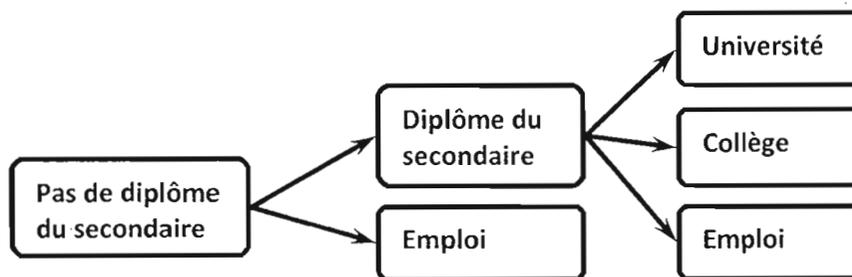


Figure 4.1 : Système d'éducation simplifié pour toutes les provinces sauf le Québec

Nous avons traité le Québec séparément du reste du Canada. Nous voulions, au départ, estimer un modèle où les jeunes diplômés du secondaire avaient le choix d'entreprendre des études collégiales ou d'intégrer le marché du travail. Suite à l'obtention d'un diplôme collégial, les jeunes auraient eu le choix d'entrer à l'université ou choisir le marché de l'emploi. Malheureusement la petite taille de l'échantillon des répondants du Québec ainsi que leur jeune âge (21 ans au maximum) nous ont empêchés d'obtenir des résultats robustes et significatifs avec ce modèle. Nous nous sommes donc résolus à estimer un modèle Logit séquentiel où les niveaux collégial et universitaire sont regroupés.

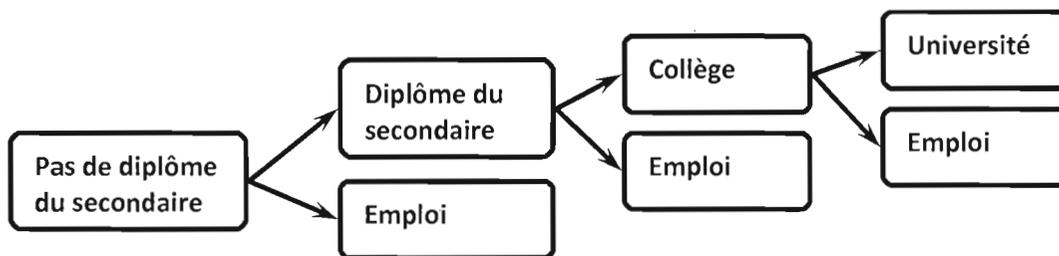


Figure 4.2 : Système d'éducation simplifié du Québec

5. Variables de contrôle

Les différentes variables explicatives utilisées et leurs définitions sont présentées au tableau T.2 Le tableau A1 (en annexe) précise, quant à lui, si les variables de contrôle ont été construites ou tirées directement de l'ELNEJ. Notons que les variables présentées dans le Tableau A1 n'ont pas nécessairement été utilisées dans les estimations présentées plus bas.

5.1 Statut socio-économique

En règle générale, pour les variables ayant différentes valeurs à travers les cycles, nous utilisons pour les estimations la valeur prise par la variable au cycle où le répondant terminait l'école secondaire. Si les données n'étaient pas disponibles, nous avons utilisé la valeur de la variable lors du cycle précédent. Dans d'autres cas nous avons utilisé les variables au cycle 1, comme par exemple l'éducation de la PMR et le type de famille en supposant que ces caractéristiques sont plus déterminantes à long terme. Pour les répondants n'ayant pas obtenu leur diplôme de l'école secondaire, nous utilisons les valeurs des variables les plus récentes. Les variables créées et/ou utilisées sont les suivantes :

Caractéristiques des parents : province de résidence, niveau d'éducation de la PMR, structure familiale, le nombre de frères et/ou de sœurs, taille de la population de la région de résidence, séparation des parents avant l'âge de 18 ans¹⁰, le revenu familial moyen pour les cycles 1 à 4¹¹ en dollars constant de 2002, les quartiles de revenu familiaux (pondérés).

Caractéristiques personnelles et évaluations du jeune : âge, sexe, santé, scores de mathématiques normalisés¹² avant l'âge de 16 ans¹³ (cycles 1 à 4), moyenne des scores normalisés des cycles 2 et 3¹⁴,

¹⁰ Lorsqu'ils sont plus âgés (plus de 18 ans), les répondants sont classés comme « autonomes ».

¹¹ Le revenu familial n'est plus disponible pour les jeunes ayant 18 ans ou plus (cycle 5 et 6).

¹² Le score standardisé de l'enquête (qui tient compte du niveau scolaire) est transformé par l'opération suivante : la moyenne du score est soustraite du résultat puis est divisé par l'écart-type. Le score normalisé a ainsi une moyenne de zéro et s'étend entre -2 et 2.

¹³ Les tests de mathématiques sont un indicateur objectif des performances académiques en mathématiques. Ils ont été administrés aux enfants de deuxième année et plus âgés entre 7 et 15 ans. Ils consistaient en une série de

quartiles du score de math; quartiles de score de lecture, valeurs moyennes des mesures cognitives (le test couvrait la lecture et les mathématiques) pour les 16-17 ans (cycles 4 et 5)¹⁵, évaluation de littératie (cycle 6) pour les 18-19 ans¹⁶, évaluation en numéracie (cycle 6) pour les 20-21 ans¹⁷. Les scores de littératie et de numéracie sont probablement plus des habiletés endogènes corrélées avec la participation aux études. Pour cette raison, ils n'ont pas été utilisés.

5.2 Échelles

Les groupes d'âges sont entre parenthèses

Échelles rapportées par les parents : évaluation de la dépression (PMR ; 0-15 ans), score de fonctionnement familial (PMR ou conjoint(e) ; 0-15 ans)¹⁸, sécurité du voisinage (PMR ou conjoint(e), 0-15 ans), voisins (PMR ou conjoint(e) ; 0-15 ans), soutien social (PMR ou conjoint(e) ; 0-15 ans), responsabilités au foyer (PMR ; 10-13 ans), hyperactivité-inattention (PMR ; 4-11 ans), comportement pro-social (PMR ; 4-11 ans), désordre-anxiété émotionnel (PMR ; 4-11 ans), agression physique-trouble de conduite (PMR ; 4-11 ans), agression indirecte (PMR ; 4-11 ans), infraction contre la propriété (PMR ; 8-11 ans).

Échelles parentales : réaction positive (PMR ; 2-11 ans), constance (PMR ; 2-11 ans), style parental inefficace (PMR ; 2-11 ans), style parental cohérent (PMK ; 2-11 ans), style parental rationnel (PMR ; 2-11 ans), résolution de conflit (PMR ; 12-15 ans), cohésion parent-enfant (PMR ; 12-15 ans).

neuf livrets comprenant autant de niveaux de complexité. Le niveau du test était déterminé par l'année scolaire de l'enfant. Depuis le cycle 4, le test est administré par l'interviewer dans le foyer du répondant.

¹⁴ Aux cycles 2 et 3, il y avait un test de mathématiques et un test de lecture. Au cycle 4, seul le test de mathématiques a été administré. Le test de lecture a été supprimé à cause des contraintes de temps. Le test de mathématiques a été gardé parce qu'il avait été administré dans tous les cycles précédents.

¹⁵ Ce test comprend des questions provenant du test de mathématiques du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA 2000) qui n'était pas dans la version finale du test du PISA. Puisque le test du PISA a été conçu pour les jeunes de 15 ans, la précision théorique du test de mesure cognitive de l'ELNEJ pour estimer les habiletés des répondants plus âgés n'était pas idéale. En réalité, il y avait deux tests, un pour les jeunes avec des habiletés supérieures et un deuxième un peu plus facile pour les autres. Les données des cycles précédents ont été utilisées afin de présélectionner les répondants. Les scores présentés dans le fichier de données ont une moyenne de 0 et un écart-type de 1. Pour obtenir le score de mesure cognitive, le modèle à trois paramètres de la théorie de réponse aux items (TRI) a été utilisé. Cette échelle est standard en TRI.

¹⁶ L'évaluation de littératie pour les 18 et 19 ans consiste en 36 questions mettant l'accent sur l'extraction d'information à partir de textes, de tableaux et de graphiques. Le test requiert une visite personnelle tandis que la composante jeune pouvait être complétée par téléphone.

¹⁷ L'évaluation de numéracie pour les 20 et 21 ans consiste en 32 questions. Elle vise à tester les habiletés des jeunes adultes à fonctionner en société et à gérer les demandes mathématiques dans diverses situations. Tout comme pour la littératie, cette évaluation nécessite une visite au domicile du répondant.

¹⁸ Cette échelle est utilisée afin de mesurer différents aspects du fonctionnement familial (ex: résolution de problèmes, communication, rôles, implication affective, réponse affective et contrôle du comportement). Cette échelle vise à fournir une évaluation globale du fonctionnement familial et une indication de la qualité des relations entre les parents ou partenaires. Le score total varie entre 0 et 36, un score élevé indique une famille dysfonctionnelle.

Échelles rapportées par l'enfant : les amis (10-17 ans), à propos de moi (10-19 ans), hyperactivité-inattention (10-15 ans), comportement pro-social (10-15 ans), désordre émotionnel-anxiété (10-15 ans), agression physique-trouble de conduite (10-15 ans), agression indirecte (10-15 ans), infraction contre la propriété (10-15 ans), nurturance parentale (10-15 ans), rejet parental (10-15 ans), contrôle parental (10-15 ans).

Échelles rapportées par les jeunes (auto-complété) : structure du voisinage (16-17 ans), dépression (16-17 ans), résolution de conflit avec père/mère (16-17 ans).

6. Statistiques descriptives

6.1 Niveau de scolarité des répondants

Au cycle 6 (en 2004-2005), il y a 4 695 répondants longitudinaux formant la cohorte des jeunes âgés de 16 à 21 ans. En excluant 128 répondants de la cohorte dont l'âge était inconnu (ils sont soit décédé soit hors du pays) ainsi que les jeunes de 16 et 17 ans, nous nous retrouvons avec 2 982 jeunes (1 509 944 après pondération longitudinale) entre 18 et 21 ans qui constituent la principale base de données utilisée dans ce mémoire. Le Tableau T1 présente la répartition des répondants selon l'âge (approximativement 25% pour chaque âge) et leurs principales caractéristiques éducationnelles. Les proportions sont les suivantes : les décrocheurs du secondaire représentent 11% de notre échantillon de jeunes canadiens ; ceux qui continuent leurs études secondaires comptent pour 10% des répondants sélectionnés ; 77% des jeunes retenus ont obtenu leur diplôme du secondaire ; 66% participent à une forme ou une autre d'éducation postsecondaire et, finalement, les répondants ayant obtenu un diplôme de l'école secondaire mais ne poursuivant pas d'études supérieures comptent pour 17% de notre échantillon. Ces proportions sont observées au cycle 6 de l'ELNEJ ce qui signifie que les données ont été collectées entre l'automne 2004 et le printemps 2005.

Nous refaisons le même exercice mais cette fois-ci en désagrégeant nos données pour représenter les différents systèmes scolaires auxquels sont (ou ont été) confrontés les jeunes canadiens. Nous divisons donc nos données pour analyser séparément l'Ontario (et sa 13^e année), le Québec ainsi que le regroupement des autres provinces canadiennes. Alors que 12,9% des ontariens âgés entre 18 et 21 ans sont encore à l'école secondaire, cette proportion diminue à 8,1% pour les jeunes ne résidant ni en Ontario ni au Québec. Malgré une année de moins d'école secondaire, 9,4% des jeunes du Québec entre 18 et 21 ans étudient au niveau secondaire. C'est au Québec où le taux de décrochage du secondaire est le plus élevé (15%), environ 6% de plus que partout ailleurs au Canada. Si ce sont les québécois qui décrochent le plus des études secondaires, les diplômés du secondaire de cette province poursuivent leurs études dans une plus grande proportion que leurs homologues du reste du Canada.

En effet, 85,9% des diplômés du secondaire du Québec entreprennent une forme ou une autre d'études postsecondaires comparativement à 78,9% des ontariens et 71,4% des jeunes diplômés du secondaire des autres provinces.

Pour toutes les provinces à l'exception du Québec et de l'Ontario, la participation est pratiquement également divisée entre le niveau collégial et le niveau universitaire. En Ontario, la proportion des jeunes ayant été inscrits à l'université est de 58% (42% pour le collège) tandis qu'au Québec, la majorité des jeunes ayant un diplôme du secondaire et poursuivant des études postsecondaires se retrouve au niveau collégial (70% contre 30% à l'université). Il est bien évident que les différences sont dues en grande partie au système scolaire québécois et au jeune âge des répondants.

6.2 Statut socio-économique

Au cycle 6, nous retrouvons les jeunes répondants dans cinq situations différentes : 1) décrocheur du secondaire, 2) participant à l'école secondaire, 3) diplômé de l'école secondaire mais non-participant aux études postsecondaires, 4) étudiant au niveau collégial et 5) étudiant à l'université. Ces cinq groupes ont des caractéristiques personnelles et familiales qui les distinguent les uns des autres. Bien que notre échantillon soit très équilibré au niveau des sexes (50% d'hommes et de femmes), les femmes ne représentent que 39% des jeunes étudiant à l'école secondaire mais sont par contre fortement majoritaires au niveau universitaire (59%). Les hommes sont surreprésentés au niveau des diplômés du secondaire ne poursuivant pas d'études supérieures (60%) et dans une moindre mesure chez les décrocheurs du secondaire (53%).

Les plus jeunes répondants (18-19 ans) de notre échantillon sont les plus susceptibles d'être encore à l'école secondaire. C'est sans surprise que nous constatons qu'ils représentent 84% des jeunes dans cette situation. Ils sont également surreprésentés au niveau des décrocheurs et des diplômés du secondaire ne poursuivant pas d'autres études où ils comptent respectivement pour 57% et 60% des sous-échantillons. C'est bien entendu l'inverse qui est observé aux niveaux collégial et universitaire alors que les 20-21 ans sont proportionnellement plus nombreux (58% et 57%).

La région de résidence a également un impact sur la situation des jeunes qui pourrait être dû au système scolaire ou encore à la dynamique du marché de l'emploi. Bien que la 13^e année d'études ait été abolie en Ontario en 2002-2003 (générant la double cohorte de septembre 2003) et que le système d'éducation soit maintenant semblable à celui des autres provinces canadiennes (à l'exception du Québec), les étudiants au secondaire sont surreprésentés dans cette province. C'est en effet là que l'on retrouve 49% de tous les étudiants du secondaire alors que la province ne compte que 37% des répondants. La même chose est observable pour les décrocheurs du secondaire du Québec où l'on

retrouve un tiers des jeunes dans cette situation tandis que le Québec compte pour 23% de l'échantillon total. Comme décrit précédemment, le Québec est la région où les jeunes poursuivent leurs études dans la plus grande proportion suite à l'obtention d'un diplôme d'études secondaires. À l'inverse, les diplômés du secondaire albertain semblent les moins enclins à débiter des études postsecondaires. L'Alberta compte un peu moins de 11% de tous les répondants mais 18% des jeunes avec diplôme du secondaire ne poursuivant pas d'études par la suite résident dans cette province. Bien que moins marquée qu'en Alberta, cette tendance s'observe dans toutes les provinces de l'Ouest canadien. Au point de vue de la participation aux études collégiales, la spécificité du système québécois lui procure une nette longueur d'avance sur les autres provinces alors que 34% des étudiants collégiaux viennent de cette province. Les régions surreprésentées en termes de proportion de jeunes allant à l'université sont les provinces Atlantique (11%) et l'Ontario (43%). Rappelons que leurs proportions respectives de l'échantillon complet sont de 8% et 37%.

Les sous-échantillons analysés présentent des différences notables quant aux proportions des jeunes résidant dans un secteur rural, dans une ville de moins de 100,000 habitants ou dans une ville de plus de 100,000 habitants. 15% des jeunes décrocheurs proviennent de régions rurales comparativement à 9% pour les jeunes fréquentant l'université. Le taux de jeunes provenant de ville de moins de 100,000 habitants varie entre 34% et 39% pour tous les échantillons à l'exception des étudiants universitaires où ce taux est bien plus bas (26%). Les jeunes qui étudient à l'université résident pour la plupart (65%) dans des villes de plus de 100,000 habitants, il est à peu près certain que la proximité des établissements ait un impact important sur cette décision. Cette proportion tourne autour de 50% pour les autres groupes étudiés.

L'importance du niveau d'éducation des parents¹⁹ dans les choix d'éducation des jeunes a été démontrée dans plusieurs études. À ce niveau, nous observons des différences majeures entre les sous-échantillons analysés. Par exemple, seules 7% des PMR des jeunes encore à l'école secondaire possèdent un diplôme universitaire soit 3% de plus que les PMR des décrocheurs. Cette proportion monte à 11% pour les jeunes aux études collégiales et à 27% pour les universitaires. À l'inverse, 55% des PMR des décrocheurs possèdent un diplôme d'études secondaires ou moins comparativement à 26% pour les étudiants universitaires.

La structure familiale²⁰ des différents groupes de répondants que nous observons varie passablement. Les jeunes ayant décroché de l'école secondaire sont les plus susceptibles de provenir d'un foyer

¹⁹ Nous utilisons le niveau d'éducation de la PMR comme approximation de l'éducation des parents. Ce choix nous apparaît totalement justifié étant donné que la mère des répondants est la PMR dans plus de 90% des cas.

²⁰ La structure familiale est observée dans les dernières données disponibles pour les jeunes encore à l'école secondaire ou pour les décrocheurs. Elle est observée au moment de l'obtention du diplôme d'études secondaires pour les autres.

monoparental (32%). Ce taux est de 15% pour les répondants diplômés du secondaire mais pas d'études supérieures et il se situe à 10% pour les étudiants universitaires. Si la structure familiale change d'un groupe à l'autre, il en est de même pour les taux de séparation des parents. Les décrocheurs ainsi que les diplômés du secondaire sans autres études sont les jeunes ayant vécu dans la plus grande proportion une séparation de leurs parents (biologiques ou non) avec des taux respectifs de 25% et de 27%. Les jeunes inscrits au secondaire et les étudiants collégiaux suivent avec 18% tandis que les universitaires ont été les plus épargnés puisque seulement 12% d'entre eux ont connu une séparation de leurs parents.

La fratrie des répondants varie également selon le groupe auquel appartient le répondant, les universitaires ayant en plus grande proportion un frère ou une sœur (50%). Les décrocheurs sont les plus nombreux à être enfant unique (17%) et 45% des diplômés du secondaire ne poursuivant pas d'autres études ont deux frère(s)/sœur(s) ou plus soit la proportion la plus élevée dans cette catégorie.

Alors que 77% des universitaires répondent être en très bonne ou en excellente santé, les étudiants au collège ne sont que 63% à le faire. Les jeunes au secondaire ou ceux ayant un diplôme du secondaire et ne poursuivant pas au niveau supérieur sont près de 60% à se dire en très bonne ou en excellente santé. Ce taux chute drastiquement chez les décrocheurs où seulement 45% des répondants s'estiment en très bonne ou en excellente santé.

6.3 Quartiles de revenu familial et score de mathématiques

Le revenu familial est depuis longtemps ciblé comme une source importante des écarts de participation aux études chez les jeunes. Ce n'est donc pas une surprise d'observer que 54% des décrocheurs se trouvent dans le quartile inférieur de revenu comparativement à 11% pour les étudiants universitaires. 59% des diplômés du secondaire ne poursuivant pas d'autres études se retrouvent dans les deux premiers quartiles tandis que cette proportion diminue à 54% chez les jeunes étudiants du secondaire. Au niveau collégial, c'est dans les deux quartiles intermédiaires que l'on retrouve le plus de répondants (Q 2, 29% ; Q3, 26%). Les étudiants universitaires se retrouvent très majoritairement dans les deux derniers quartiles avec respectivement 27% pour le troisième quartile et 41% pour le quartile supérieur. Le Tableau 6.1 présente la répartition de répondants dans les différents quartiles de revenu familial selon leur niveau de scolarité.

Tableau 6.1 : Niveau de scolarité des répondants et quartile de revenu familial

	1 ^{er} quartile (inférieur)	2 ^e quartile	3 ^e quartile	4 ^e quartile (supérieur)
Décrocheurs du secondaire	54%	21%	15%	11%
Étudiants au secondaire	26%	28%	28%	19%
Diplômés du secondaire (pas d'autres études)	33%	26%	22%	19%
Étudiants au collège	22%	29%	26%	23%
Étudiants à l'université	11%	21%	27%	41%

Source : calculs de l'auteur

Le Tableau 6.2 nous amène au même constat pour les quartiles de résultats aux tests de mathématiques que pour les quartiles de revenu familial. 64% des décrocheurs, 68% des jeunes au secondaire et 63% des diplômés du secondaire sans autres études se situent dans les deux quartiles inférieurs de la distribution des résultats au test de mathématiques. Au niveau collégial, nous observons des quartiles très équilibrés tandis que les jeunes fréquentant l'université se trouvent massivement (68%) dans les deux quartiles supérieurs.

Tableau 6.2 : Niveau de scolarité des répondants et quartile de score de mathématiques

	1 ^{er} quartile (inférieur)	2 ^e quartile	3 ^e quartile	4 ^e quartile (supérieur)
Décrocheurs du secondaire	42%	22%	21%	15%
Étudiants au secondaire	32%	36%	19%	13%
Diplômés du secondaire (pas d'autres études)	33%	30%	22%	15%
Étudiants au collège	25%	26%	25%	24%
Étudiants à l'université	12%	20%	30%	38%

Source : calculs de l'auteur

6.4 Échelles de comportement/parentales

L'échelle de fonctionnement familial a été construite afin de mesurer la cohésion et l'entente au sein des foyers participant à l'ELNEJ. Plus le score est élevé et plus la famille est dysfonctionnelle. Les résultats peuvent se situer entre 0 et 36 et ont été recueillis lorsque les répondants avaient entre 8 et 11 ans. Là encore, il semble que les décrocheurs du secondaire et les diplômés du secondaire sans

autres études soient désavantagés par rapport aux autres jeunes. Ces deux groupes obtiennent les scores les plus élevés (9,29 et 9,35) tandis que les jeunes fréquentant l'université proviennent, en moyenne, de familles plus fonctionnelles (score de 7,94).

Le score d'hyperactivité²¹ des répondants (lorsqu'âgés entre 8 et 11 ans) suit la même tendance observée pour l'échelle de fonctionnement familial à une exception près. Bien que ce soient toujours les décrocheurs du secondaire qui obtiennent le plus haut score, ils sont cette fois rejoints par les étudiants encore à l'école secondaire (5,96 et 5,77 respectivement). Les universitaires obtiennent le score le plus bas dans cette catégorie avec une note moyenne de 3,07.

Au niveau de la cohérence des parents dans l'éducation de leurs enfants, la note totale varie entre 0 et 20 et une note élevée indique une plus grande uniformité dans l'éducation des enfants (entre 8 et 11 ans). Les scores obtenus par les différents groupes varient très peu, ils se situent entre 14,68 pour les jeunes au secondaire et 15,50 pour les diplômés du secondaire ne participant pas aux études postsecondaires.

Si le niveau de cohérence apparaît comme relativement constant d'un sous-échantillon à un autre, le niveau de contrôle parental²² suit une tendance semblable au score d'hyperactivité. Le contrôle parental a été le plus déficient chez les décrocheurs et chez les étudiants au secondaire (11,30 et 11,65) alors que les universitaires ont bénéficié du meilleur encadrement (13,32).

À l'instar du contrôle parental, le score du comportement pro-social²³ à l'âge de 14-15 ans est plus élevé chez les jeunes aux études postsecondaires (Collège : 12,35; Université : 13,24). Les décrocheurs sont les jeunes ayant démontré les comportements pro-sociaux les plus faibles (10,90), significativement moins élevé que les étudiants du secondaire et les diplômés du secondaire sans autre formation (11,95 et 11,46).

Dernière échelle observée, la tendance à l'agression physique et aux problèmes de comportement. Le score rapporté ici est obtenu à l'aide de différentes questions posées aux répondants lorsque ces derniers avaient entre 8 et 11 ans. Un score élevé indique la présence de comportements agressifs et/ou de mauvaise conduite. Première observation, bien que les notes varient entre 0 et 12, aucun groupe n'obtient une moyenne supérieure à deux. C'est donc dire que bien qu'il existe des différences entre les sous-échantillons, elles ne sont pas très importantes. Deuxième constat, nous observons une

²¹ La note totale varie entre 0 et 16, une note élevée indique la présence d'un comportement d'hyperactivité/d'inattention.

²² La note totale varie entre 0 et 20, un score élevé indique un haut degré de contrôle parental. Les données ont été recueillies auprès des jeunes âgés entre 14-15 ans.

²³ La note totale varie entre 0 et 20. Un score bas indique un manque de comportement pro-social.

relation inverse entre le niveau de scolarité atteint par le répondant et le score d'agressivité. Aux extrêmes se trouvent, encore une fois, les universitaires à 0,83 et les décrocheurs à 1,98.

En analysant rapidement les échelles selon le sexe des répondants, nous constatons qu'il n'y a que très peu de différences en ce qui a trait au fonctionnement familial, à la cohérence des parents et au contrôle parental. Les seules divergences notables se situent au niveau du comportement pro-social et des échelles d'agressivité et d'hyperactivité où les femmes obtiennent de meilleurs résultats.

Tableau 6.3 : Échelles de comportement par sexe

Échelle	Femme	Homme
pro-social	13,52	11,08
agressivité	0,91	1,32
hyperactivité	3,65	4,89

Source : calcul de l'auteur

7. Résultats économétriques

Toutes les estimations ont été produites avec le logiciel STATA10 en utilisant l'option « robust » et sont pondérées avec les poids longitudinaux du cycle 6 fournis dans l'enquête. Nous avons également utilisé les poids « bootstraps » provenant de Statistique Canada pour estimer la variance des modèles.

7.1 Les moindres carrés ordinaires

Notre stratégie économétrique est relativement simple. Nous commençons par estimer la probabilité de participer aux études postsecondaires des répondants ayant obtenu un diplôme d'études secondaires²⁴. Les répondants ont entre 18 et 21 ans et sont tous observés au cycle 6 de l'ELNEJ. Deux échantillons sont formés : les répondants de toutes les provinces et les répondants de toutes les provinces à l'exception du Québec. Nous créons ensuite des sous-échantillons pour séparer les hommes et les femmes. Nous séparons les jeunes provenant de la province du Québec des autres étant donné la différence dans le système d'éducation secondaire (cinq ans versus six ans dans le reste du Canada) et le fait que presque tous les diplômés du secondaire québécois participant aux études postsecondaires soient observés au collège est l'autre raison motivant ce choix.

La première série de régressions est effectuée sous l'hypothèse que la probabilité d'être inscrit ou d'avoir été inscrit à une institution de niveau post-secondaire est linéaire. Bien que les problèmes engendrés par ces modèles soient bien connus²⁵, cette stratégie nous servira très bien compte tenu de nos objectifs préliminaires. Un des avantages de travailler avec les modèles de probabilités linéaires est

²⁴ Cette condition exclut 47 répondants sans diplôme de l'école secondaire mais participant aux études postsecondaires (42 au collège et 5 à l'université)

²⁵ Les probabilités prédites obtenues d'un modèle de probabilité linéaires peuvent être plus grandes que 1 ou plus petites que 0.

que le R carré est une mesure facilement calculable qui permet une évaluation du pouvoir explicatif de différentes variables incluses comme régresseurs. Nous présentons donc différentes spécifications, en commençant avec relativement peu de variables explicatives et en augmentant petit à petit leur nombre tout en observant la réaction du R² à l'ajout de variables additionnelles. Notre objectif n'est pas de fournir des estimés de la causalité des variables mais plutôt de pointer des indicateurs clés de la participation aux études postsecondaires. Existe-t-il des variables pouvant prédire de manière efficace la participation aux études postsecondaires ? Plus particulièrement, y a-t-il des indicateurs révélant que certains étudiants ont peu de chances d'être inscrits ou d'avoir été inscrits aux études postsecondaires ? Ces indicateurs seraient particulièrement utiles dans l'élaboration de politiques publiques.

Les modèles utilisés dans cette étude mettent en valeur les variables explicatives provenant de l'ELNEJ qui ne se retrouvent pas dans d'autres bases de données, en particulier les scores de mathématiques et de lecture provenant des tests effectués pendant la scolarité des répondants. Ces derniers sont particulièrement importants puisqu'ils peuvent nous permettre de prédire les probabilités d'être inscrit ou d'avoir été inscrit aux études post-secondaires plusieurs années à l'avance. Nous ajoutons également comme variables explicatives, le sexe des répondants, la province de résidence au moment de faire le choix de participer ou non aux études postsecondaires, le niveau d'éducation de la PMR, la taille de la région de résidence, le nombre de frère(s) et/ou de sœurs, le revenu familial « permanent » (mesuré sur quatre cycles) et finalement, une mesure de la santé, le score de fonctionnement familial et d'hyperactivité-inattention entre 8 et 11 ans, la cohérence parentale entre 8 et 11 ans, le contrôle parental entre 14 et 15 ans et l'échelle d'agressivité (troubles de conduite et agression physique) entre 8 et 11 ans.

7.1.1 Présentation des résultats

Dans cette sous-section, nous présentons les différentes spécifications estimées. Ce procédé nous a permis d'affiner notre utilisation des différentes variables explicatives créées ou tirées directement de l'ELNEJ. Les principaux résultats obtenus grâce au modèle de probabilité linéaire sont présentés à la sous-section 7.1.4.

Le Tableau T.10 présente les résultats de nos spécifications préférées (les colonnes 4 à 7 sont associées à différents échantillons). Le Tableau T.10Q présente les résultats d'estimation uniquement pour les répondants du Québec (tous, femmes et hommes). Les colonnes 1 à 4 diffèrent par les variables incluses dans les régressions mais utilisent le même échantillon (répondants de toutes les provinces sauf le Québec) ; les résultats dans les colonnes 5 et 6 sont respectivement pour les femmes et les

hommes ; les résultats dans la colonne 7 sont pour l'échantillon au complet. Les régresseurs sont les suivants :

- sexe, âge, province, éducation de la PMR, type de famille, fratrie, taille de la région de résidence et séparation des parents entre les cycles 2 à 6 ;
- revenu familial moyen des cycles 1 à 4 (en dollars constant de 2002) en quartiles;
- scores de mathématiques normalisés en quartiles (sans les scores de lecture)²⁶.

L'état de santé (excellent ou très bon pour les cycles 5 et/ou 6), les échelles de fonctionnement familial et d'hyperactivité-inattention ainsi que les scores de troubles de conduite et d'agression physique sont ajoutés. Nous ajoutons également le score de cohérence parentale, le score de contrôle parental et le score de comportement pro-social.

Tableau C1 : Autres spécifications

Les résultats présentés au Tableau C1 montrent l'évolution de la mesure du R2 lorsque que nous passons d'une spécification à une autre en additionnant des variables au modèle avec l'échantillon des 18 à 21 ans pour tout le Canada. L'exercice est conduit avec le même nombre d'observations et c'est pour cela que ce nombre est légèrement inférieur à ceux du Tableau T.10. Le R2 du modèle estimé avec une variable discrète pour le sexe du jeune, l'âge, des variables discrètes pour les provinces, l'éducation, la taille de la région de résidence, la structure la familiale, le nombre de frères et sœurs, une variable discrète pour la santé est de 0.1152. L'addition du log du revenu familial fait augmenter le R2 à 0.1216. En remplaçant le log du revenu familial par des quartiles, le R2 augmente légèrement et atteint 0.1223. L'augmentation du R2 suite à l'ajout des résultats des tests de mathématiques est de 0.0251, le R2 s'établit donc à 0.1479. L'effet est substantiellement plus important que celui du revenu familial. Étonnamment, l'addition de scores de lecture n'ajoute pratiquement rien au pouvoir prédictif du modèle. Il ne faut pas pour autant conclure que la lecture n'est pas importante. Les habiletés mathématiques sont fortement corrélées avec les habiletés en lecture et vice-versa. Cependant, la connaissance des scores de lecture n'est pas particulièrement efficace pour la prédiction de la participation aux études postsecondaires lorsque les résultats en mathématiques sont connus.

²⁶ Nous avons essayé les quartiles de score de lecture en utilisant comme catégorie de référence « données manquantes ». Les coefficients n'étaient pas significatifs et l'interprétation est moins évidente avec une catégorie manquante. Le taux de non-réponse aux tests de lecture dans les cycles 2 et 3 réduit significativement le nombre d'observations.

7.1.2 Les scores de mathématiques et de lecture

Le Tableau T.11 présente plus de résultats sur l'impact des scores de mathématiques et de lecture. Il apparaît clairement que peu importe l'échantillon utilisé, le R2 est nettement moins élevé lorsque les estimations ne comprennent pas les scores de mathématiques. Cette constatation est illustrée par la différence de R2 observable entre la spécification de la colonne 3 du Tableau T.10 et celles des colonnes 5 et 6 du Tableau T.11. Lorsque les deux scores sont utilisés comme régresseurs le R2 se situe à 0,162 et ne diminue que de 0,04 lorsque nous retirons le score de lecture. À l'inverse, le R2 de la spécification comprenant uniquement le score de lecture diminue significativement pour s'établir à 0,144.

Nous observons également qu'encore une fois dans tous les échantillons, les coefficients des régressions associés aux quartiles des tests de lecture ne sont pas significatifs en présence des scores de mathématiques. De plus, seul l'effet du quatrième quartile de score de lecture apparaît comme significatif et ce uniquement pour les échantillons comprenant tous les répondants du Canada et pour les femmes résidant partout au Canada à l'exception du Québec.

Le Tableau C2 (en annexe) présente la matrice des quartiles de scores lecture par les quartiles de scores de mathématiques. Il en ressort que 43% des jeunes ayant un score dans le quartile supérieur en mathématiques se situent également dans le quartile supérieur des scores de lecture comparativement à seulement 9% se retrouvant dans le quartile inférieur en lecture. Même constatation pour le quartile inférieur des scores de mathématiques où nous retrouvons 42% des répondants ayant un score de lecture dans le premier quartile. Seulement 7% des jeunes du premier quartile de mathématiques ont obtenu un score se situant dans le quartile supérieur des scores de lecture. Ces résultats indiquent qu'il existe une forte corrélation entre les niveaux d'habiletés pour ces deux types de tests. Les répondants ayant de meilleures capacités en mathématiques obtiennent également les meilleurs résultats au test de lecture.

Les choix d'éducation semblent significativement tributaires de la performance dans les tests de lecture et de mathématiques tel qu'observé dans le Tableau C3. Les répondants dans les troisième et quatrième quartiles tant en mathématiques qu'en lecture sont proportionnellement plus nombreux que leurs homologues des deux quartiles inférieurs à participer aux études postsecondaires et plus particulièrement à l'université. En effet, nous observons que 48% des répondants se situant dans le quartile supérieur des scores de mathématiques fréquentent l'université (45% pour le quartile supérieur de lecture) tandis qu'ils ne sont que 15% du quartile inférieur à étudier à ce niveau. Chose intéressante, la participation à des études de niveau collégial n'est que peu influencée par les résultats obtenus à ces tests. Dans chaque quartile de résultat en mathématiques, environ un tiers des répondants sont observés

comme participant aux études collégiales. Cette tendance est un peu moins claire avec le test de lecture où la proportion de jeunes au collège diminue des quartiles inférieurs aux quartiles supérieurs.

Nous motivons donc notre décision de ne pas inclure les scores de lecture dans notre spécification finale par trois arguments :

1. Le taux de non-réponse aux tests de lecture (16% des répondants) entraîne la perte d'un trop grand nombre d'observations et l'inclusion d'une variable de donnée manquante rend les résultats plus difficiles à interpréter.
2. L'impact du test de lecture sur la mesure du R2 est très limité et les coefficients qui y sont associés ne sont pas statistiquement significatifs en présence des scores de mathématiques.
3. La corrélation entre les scores de mathématiques et les scores de lecture est très forte.

7.1.3 Les effets reliés au voisinage

Les spécifications ayant servi à l'obtention des résultats présentés au Tableau T.10 ne possèdent qu'une variable sur la « communauté » où résident les répondants, sa taille au moment où les jeunes finissaient l'école secondaire. L'ELNEJ recueille d'autres informations²⁷ sur la communauté telles que le score de sécurité du voisinage (le score varie entre 0 et 15, un score élevé indiquant un voisinage peu sécuritaire), le score des voisins (le score varie entre 0 et 15, un score élevé indiquant un haut degré de cohésion entre voisins) ainsi qu'un score de problèmes de voisinage (le score varie entre 0 et 15, un score élevé indiquant un haut degré de problème de voisinage). À partir du cycle 4, un score de structure du voisinage est calculé en utilisant des données fournies par les jeunes de 16-17 ans (le score varie entre 0 et 15, un score élevé indiquant un haut degré de structure du voisinage). Le Tableau T.12 présente les résultats de ces estimations. Les spécifications comprennent les mêmes variables qu'au Tableau 3 en plus des variables sur le voisinage disponibles.

7.1.4 Principaux résultats des modèles de probabilité linéaires

(Résultats tirés du Tableau T.12)

Comme mentionné précédemment, le modèle de probabilité linéaire nous permet d'obtenir des estimations de la probabilité de participer aux études postsecondaires des répondants ayant obtenu un diplôme d'études secondaires. Nous présentons dans cette section les principaux résultats significatifs obtenus.

Pour notre échantillon composé de tous les répondants ayant un diplôme d'études secondaires, nous observons un effet de sexe important en faveur des femmes (0,06). Deuxième constat, l'effet de résider

²⁷ La section entière portant sur le voisinage a été omise au cycle 2. Au cycle 3, la section sur le voisinage a été réintroduite sans les questions concernant les problèmes de sécurité.

en Alberta sur la participation aux études postsecondaires est fortement négatif (-0,11) par rapport aux Provinces de l'Atlantique.

Les résultats obtenus pour l'éducation de la PMR contredisent partiellement les recherches établissant le niveau d'éducation des parents comme un facteur dominant de la participation des jeunes aux études postsecondaires. Nous n'obtenons des effets significatifs de l'éducation de la PMR que dans le cas où le revenu familial permanent, les tests de math et de lecture ainsi que les différentes échelles de comportement ne sont pas utilisés comme régresseur (voir Tableau T.10, colonne 1). Lorsque nous ajoutons ces variables, les effets de l'éducation ne sont plus significatifs. Les deux cas où l'éducation de la PMR (avoir un diplôme universitaire plutôt qu'un diplôme du secondaire) a un effet significatif positif (0,10) sur la probabilité de fréquenter un établissement d'enseignement postsecondaire se produisent lorsque nous excluons les hommes de notre estimation ou lorsque nous excluons le Québec. Les probabilités de participer aux études postsecondaires augmentent respectivement de 12 et 10 points de pourcentage.

Examinons maintenant les variables plus spécifiques à l'ELNEJ. Les effets de quartile du revenu familial permanent (par rapport au premier quartile) sont importants et relativement non-linéaires. Faire partie du deuxième quartile de revenu augmente de 10 points de pourcentage la probabilité de participation, de 12 points pour le troisième quartile et de 14 points de pourcentage pour le quatrième quartile. La significativité du revenu familial va à l'encontre de certaines études contestant l'importance de cette variable dans le cheminement scolaire des jeunes étudiants. Les étudiants provenant de familles plus aisées ayant un avantage non-négligeable sur leurs homologues moins bien nantis.

Les effets du quartile de score de math (par rapport au premier quartile) sont plus linéaires que dans le cas du revenu familial. L'impact sur la participation aux études postsecondaires est positif et augmente avec le quartile des scores de mathématiques. L'effet pour le deuxième quartile est de 7 points de pourcentage, de 12 points pour le troisième quartile et de 17 points pour le quatrième quartile. L'acquisition d'habiletés académiques dès le jeune âge augmente donc de façon substantielle la probabilité de participation aux études de niveau supérieur.

Sans grande surprise, l'hyperactivité affecte négativement la participation aux études postsecondaires. Il faut toutefois noter que l'impact est relativement faible²⁸ sauf dans le cas où les jeunes ont des scores d'hyperactivité très élevés (-13 points de pourcentage lorsque le score passe de 0 à 11), on parle ici d'hyperactivité pathologique. Fait intéressant, l'effet de l'hyperactivité est non significatif lorsque nous observons les hommes et les femmes séparément alors qu'il le devient pour les deux groupes réunis.

²⁸ -0,0012 par point de plus d'hyperactivité par rapport à un score de 0.

La séparation des parents²⁹ affecte négativement les probabilités de participer aux études postsecondaires des répondants. Les jeunes ayant vécu la séparation de leurs parents voient leur probabilité de participation aux études postsecondaires diminuer de 9 points de pourcentage.

L'effet du fonctionnement familial est faible³⁰ même si le score peut varier entre 0 et 36 (-0,008 par augmentation d'un point sur l'échelle de résultats). En effet, nous observons que très peu de répondants sont dans les extrêmes et l'écart-type est d'environ 3,7, ce qui correspond à une différence d'environ 6% entre les répondants se situant à plus un écart-type de la moyenne comparativement aux répondants se situant à moins un écart-type de la moyenne. Dans la même veine, nous constatons que l'effet positif du contrôle parental sur la participation aux études postsecondaires est modéré. L'impact est de 0,01 pour chaque point additionnel dans le score de cette échelle, donc en tenant compte de l'écart-type (environ 5,5) nous arrivons à une différence d'environ 11 points de pourcentage entre les répondants se situant à plus un écart-type de la moyenne comparativement aux répondants se situant à moins un écart-type de la moyenne. Le niveau de cohérence parental a un effet négatif contre-intuitif sur la poursuite des études. En effet, les résultats indiquent que plus le niveau de cohérence des parents est élevé et plus la probabilité de participer aux études postsecondaires diminue (-0,02 par point de plus au score de cohérence).

Les résultats des estimations sans le Québec sont similaires aux résultats précédents. La différence la plus importante provient de l'effet de l'éducation de la PMR. Si cette dernière possède un diplôme universitaire, la probabilité des répondants de poursuivre des études postsecondaires augmente de 9,8 points de pourcentage. Les effets du quartile de revenu familial permanent demeurent non-linéaires mais ils sont plus importants lorsque le Québec n'est pas inclus dans la régression (0,15, 0,16, 0,18 vs 0,10, 0,12, 0,14). Par contre, les effets des quartiles de scores de mathématiques n'ont pas autant d'impact sur la décision de poursuivre ou non des études postsecondaires. La probabilité de participer aux études postsecondaires augmente de 8,3 points de pourcentage pour les répondants dans le troisième quartile et de 14,9 points de pourcentage dans le quartile supérieur. Lorsque les répondants du Québec sont inclus dans l'estimation, les effets sont respectivement de 12,3 et 16,6 points de pourcentage.

7.1.5 Résultats des estimations selon le sexe (MCO)

Étant donné les choix d'éducation différents que font les hommes et les femmes, il nous apparaît essentiel d'analyser séparément les facteurs menant à ces décisions. Premier constat, le niveau d'éducation de la PMR n'affecte pas significativement les deux sexes de la même manière. Chez les

²⁹ Nous définissons la séparation comme étant le fait de passer d'une famille composée de deux parents biologiques ou non à une famille monoparentale entre les cycles 2 à 6.

³⁰ Plus le score est élevé est plus la famille est dysfonctionnelle.

hommes, une PMR avec un très bas niveau d'éducation réduit la probabilité de prendre part aux études postsecondaires par près de 20 points de pourcentage. Pour les femmes, c'est plutôt un haut niveau d'éducation de la PMR (diplôme universitaire) qui va augmenter la probabilité de participation et ce par un peu plus de 12 points pourcentage. Deuxième constat, la présence des deux parents (biologiques ou non) comparativement à un seul parent (biologique ou non) augmente de 18,7 points de pourcentage la probabilité des femmes de prendre part à des études de niveau supérieur. Cela n'a aucun impact significatif chez les hommes.

Les effets des quartiles non linéaires du revenu familial permanent, tel que discuté plus haut pour l'échantillon complet, sont également observables pour les hommes. Ainsi, toujours par rapport au quartile inférieur, les probabilités de participation aux études postsecondaires augmentent respectivement de 14,4 points de pourcentage pour le deuxième quartile, de 16,7 points pour le troisième quartile et de 14,2 points pour le quartile supérieur. En comparaison, nous n'observons aucun impact significatif du revenu familial pour les femmes si ce n'est pour les familles du quatrième quartile. Ces dernières voient leur probabilité de participation croître de 11,3 points de pourcentage par rapport au premier quartile.

Seul l'effet du troisième quartile de score de mathématiques est significatif pour les deux sexes. Par contre, l'impact positif d'obtenir des bons résultats (être dans le troisième quartile) à ces tests est plus important pour les hommes que pour les femmes (0,14 et 0,10 avec le premier quartile comme référence). Pour les hommes, le fait de se situer dans le quatrième quartile a un impact positif considérable puisque cela augmente la probabilité de poursuivre des études postsecondaires de 26,3 points de pourcentage.

À l'instar des scores de mathématiques, être en très bonne ou en excellente santé a un impact plus important sur la participation aux études postsecondaires des hommes que des femmes. La probabilité de participation augmente de 10 points de pourcentage chez les hommes en santé tandis que l'impact chez les femmes se limite à une augmentation de 2,8 points de pourcentage. Le fait de vivre au sein d'une famille dysfonctionnelle ou non a des effets significatifs sur la participation des hommes aux études supérieures. Pour chaque point additionnel au score de fonctionnement familial, la probabilité des hommes d'étudier au niveau collégial ou universitaire diminue de 1,4 point de pourcentage.

8. Principaux résultats du modèle Logit multinomial

Les estimations par moindres carrées ordinaires nous ont permis de déterminer quelle spécification retenir pour estimer un modèle Logit multinomial ainsi qu'un modèle Logit séquentiel. En outre, le modèle multinomial va permettre de qualifier les résultats précédents, puisqu'il permet de séparer les

décisions d'éducation postsecondaire entre le collège et l'université. Nous verrons plus bas que les décisions des jeunes canadiens (à l'exception du Québec) de s'inscrire au collège ou à l'université ne sont pas influencées de la même manière par les différentes variables. Dans le cas du Québec, les répondants sont trop jeunes et pas assez nombreux pour que l'on puisse analyser ces choix compte tenu du passage obligé par le CÉGEP pour accéder à l'université.

8.1 Pour tout le Canada

Dans un premier temps, nous estimons un modèle Logit multinomial dans lequel le répondant peut se trouver dans quatre états différents au cycle 6 : décrocheur du secondaire (état de base), participant à l'école secondaire, diplômé du secondaire mais non-participant aux études postsecondaires et participant aux études postsecondaires. Le Tableau T.13 présente les effets marginaux de l'estimation. Les Tableaux T.13A et T.13B présentent les effets marginaux pour les femmes et les hommes respectivement.

L'estimation du modèle Logit multinomial nous fournit les effets des différents régresseurs pour chacun des quatre états où se trouvent les répondants. Nous présentons ici les principaux résultats (effets marginaux³¹) des variables ayant un impact significatif sur les différents sous-groupes.

8.1.1 Décrocheurs du secondaire

Les effets des différentes variables sur la probabilité de devenir décrocheur du secondaire sont relativement faibles. Le plus grand effet étant de provenir d'un foyer avec deux parents biologiques (par rapport à un foyer monoparental). L'effet est négatif et réduit de 5,2 points de pourcentage la probabilité de devenir un décrocheur du secondaire. Deuxième effet en importance, le fait de résider au Québec augmente de 4,7 points de pourcentage la probabilité de quitter l'école sans diplôme du secondaire tandis qu'un diplôme universitaire détenu par la PMR fait diminuer cette probabilité de 2,8 points de pourcentage.

Nous observons également une relation linéaire entre la probabilité d'être un décrocheur et le revenu familial permanent. Plus un répondant se situe dans un quartile³² de revenu élevé et moins il a de chance de quitter l'école secondaire avant de graduer (-0,016 pour Q2, -0,026 pour Q3 et -0,029 pour Q4). Le même phénomène est observable au niveau des quartiles de score de lecture. Toujours par rapport au premier quartile, la probabilité de devenir un décrocheur diminue de 1,9 points de pourcentage pour le deuxième quartile et de respectivement 2,4 et 3,1 points de pourcentage pour le troisième et le quatrième quartile.

³¹ Contrairement aux coefficients obtenus dans un Logit multinomial, les effets marginaux sont facilement interprétables.

³² Par rapport au premier quartile.

8.1.2 Persévérants du secondaire

Les facteurs ayant un impact sur la probabilité d'être observé à l'école secondaire sont sensiblement les mêmes que pour les décrocheurs. Un haut niveau d'éducation de la PMR (diplôme universitaire) diminue la probabilité d'être à l'école secondaire de 2,3 points de pourcentage. L'effet le plus important demeure toutefois la présence de deux parents biologiques dans le foyer du répondant (-0,032), toujours par rapport à une famille monoparentale. À l'instar des décrocheurs, les effets de quartiles sont significatifs pour les troisième et quatrième quartiles de scores de mathématiques et diminuent la probabilité d'être à l'école secondaire d'environ 2 points de pourcentage. Le revenu familial permanent n'a, par contre, pas d'effet significatif.

8.1.3 Diplômés du secondaire seulement

Pour le groupe des diplômés de l'école secondaire ne participant pas aux études postsecondaires, les effets sont plus marqués que pour les deux sous-échantillons précédents. L'effet de résider en Alberta (par rapport aux provinces atlantiques) augmente de 6,6 points de pourcentage la probabilité d'être un diplômé du secondaire ne poursuivant pas d'autres études. Là encore, les effets de quartiles des scores de mathématiques sont très importants pour cette catégorie de répondants. Par rapport au premier quartile des scores de mathématiques, un score situé dans le troisième ou le quatrième quartile diminue la probabilité de ne pas continuer ses études suite à l'obtention d'un diplôme du secondaire de respectivement de 5,1 et 7,0 points de pourcentage. Le fonctionnement familial, l'hyperactivité-inattention, la cohérence parentale et le contrôle parental ont tous des effets significatifs sur la probabilité d'être dans la catégorie analysée. De ces variables, la cohérence parentale a le plus d'impact (0,008 point de pourcentage de plus par augmentation d'un point sur l'échelle de cohérence).

8.1.4 Participants aux études postsecondaires

Les effets les plus élevés sont observés pour la probabilité de participer aux études postsecondaires. Les femmes ont un avantage de près de 6 points de pourcentage par rapport aux hommes dans ce sous-échantillon. Toujours par rapport aux provinces atlantiques, le fait de résider en Alberta diminue de 10,6 points de pourcentage la probabilité de participer aux études postsecondaires. Les jeunes canadiens ayant une PMR possédant un diplôme universitaire ont une probabilité de 7,5 points de pourcentage de plus de participer aux études postsecondaires que les PMR n'étant pas allées plus loin dans leurs études qu'un diplôme du secondaire.

La participation aux études postsecondaires est également favorisée si les jeunes résident dans une ville comptant plus de 100,000 habitants (par rapport à une région rurale), l'impact étant de 5 points de pourcentage. La présence des deux parents biologiques augmente la probabilité de continuer ses études

après l'école secondaire de 10,3 points de pourcentage (famille monoparentale comme référence). Un faible score d'hyperactivité³³ augmente également les chances de participation aux études postsecondaires, l'effet étant de 1,3 point de pourcentage par point de moins à l'échelle d'hyperactivité.

Tout comme les catégories précédentes, seuls les troisième et quatrième quartiles de revenu familial ont un impact significatif. Les effets de l'appartenance à ces quartiles sont cette fois-ci positifs et augmentent de respectivement 6,5 et 9,1 points de pourcentage la probabilité de s'inscrire aux études supérieures et cela toujours par rapport au premier quartile. Les résultats aux tests de mathématiques sont également un élément prédicteur important de la participation aux études postsecondaires. Les effets de quartiles pour les deux quartiles de scores de mathématiques supérieurs sont respectivement de 9,6 et 12,6 points de pourcentage. Cela montre à quel point l'excellence des résultats académiques joue un rôle important dans la poursuite d'études postsecondaires.

8.2 Pour tout le Canada, par sexe

Encore une fois, nous analysons l'impact des différentes variables retenues sur le cheminement scolaire des hommes et de femmes au Canada. Toutefois, nous ne nous attarderons qu'aux décrocheurs et aux participants aux études postsecondaires dans notre analyse des résultats des Tableaux T.13A et T.13B.

Par rapport aux résidentes des provinces atlantiques, la probabilité que les femmes quittent l'école secondaire sans diplôme diminue de 2,5 points de pourcentage lorsqu'elles résident en Colombie-Britannique et augmente de 3,6 points pour les résidentes de l'Ontario. Du côté des hommes, aucune province ou région n'a d'impact significatif sur la probabilité d'être un décrocheur. Les effets de l'éducation de la PMR sont très semblables pour les deux sexes. Un diplôme universitaire obtenu par la PMR (par rapport à un diplôme du secondaire) diminue d'environ 2,5 points de pourcentage la probabilité d'être un décrocheur. La structure familiale a un impact plus marqué chez les hommes que chez les femmes. Comparativement à un jeune provenant d'un foyer monoparental, les hommes vivant avec leurs deux parents biologiques ont une probabilité d'être des décrocheurs de 7,1 points de pourcentage inférieure. Pour les femmes, l'effet est un peu plus faible puisque la probabilité ne diminue que de 3,4 points de pourcentage.

Si aucun effet du revenu familial n'est observable chez les hommes, les effets de quartiles de revenu familial chez les femmes sont relativement faibles et seuls les deux derniers quartiles ont un impact négatif significatif (Q3, -0,02 ; Q4, -0,02). Les scores de mathématiques ont également peu d'impact

³³ Un score d'hyperactivité-inattention élevé indique un haut degré d'hyperactivité.

sur la probabilité d'être un décrocheur tant pour les femmes que pour les hommes. La baisse de probabilité est de 4,3 points de pourcentage pour les hommes au quatrième quartile (par rapport au premier quartile) et de 2,2 points de pourcentage pour les femmes du troisième quartile.

Un haut score d'hyperactivité-inattention chez les hommes entraîne une hausse de la probabilité d'être un décrocheur de 0,004 point de pourcentage par point de plus sur l'échelle de d'hyperactivité. Il faut donc que le score soit vraiment plus élevé que la moyenne pour que l'hyperactivité soit un facteur important du décrochage chez les hommes. Pour les femmes, c'est plutôt le score de comportement pro-social qui affecte la probabilité de décrocher du secondaire. Plus le score est élevé et plus la probabilité diminue, l'effet est toutefois faible avec une réduction de 0,004 point de pourcentage pour chaque point de plus dans l'échelle de comportement pro-social.

La probabilité de participer à des études postsecondaires n'est pas significativement affectée par la province de résidence. Par contre, pour les hommes, le fait d'habiter un milieu urbain de plus de 100,000 habitants augmente cette probabilité de 7,1 points de pourcentage (par rapport à une région rurale). Encore une fois, un diplôme universitaire détenu par la PMR (diplôme du secondaire comme référence) fait croître la probabilité de poursuivre des études postsecondaires. L'effet atteint 9,4 points de pourcentage mais est toutefois limité aux femmes. L'impact d'une famille biologique intacte est très substantiel chez les hommes, la probabilité de participation augmente de 15,0 points de pourcentage par rapport à un foyer monoparental.

L'effet du quatrième quartile de revenu familial est un peu plus important pour les femmes que pour les hommes. Il augmente la probabilité d'être inscrit aux études postsecondaires, par rapport au premier quartile, de respectivement 8,6 points de pourcentage pour les femmes et de 6,7 points pour les hommes. Les autres quartiles n'ont aucun impact significatif sur cette probabilité. Les résultats aux tests de mathématiques ont une influence très significative et très grande sur la poursuite des études chez les hommes et dans une moindre mesure chez les femmes. Appartenir au quartile supérieur pour un homme augmente ses chances de poursuivre des études postsecondaires de 15,9 points de pourcentage (par rapport au premier quartile) tandis que des résultats en mathématiques se situant dans le troisième quartile font croître la probabilité d'un peu plus de 9,0 points de pourcentage. Les mêmes effets atteignent pour les femmes 7,5 et 7,9 points de pourcentage.

Pour les études postsecondaires, un score d'hyperactivité élevé réduit la probabilité de participation tant pour les hommes que pour les femmes. L'effet est de -1,1 points de pourcentage pour chaque point de plus d'hyperactivité pour les femmes et de -1,4 pour les hommes. Les résultats sur l'échelle de comportement pro-social ne sont significatifs que pour les femmes, plus elles adoptent un

comportement pro-social et plus elles ont de chances de participer aux études postsecondaires (0,8 points de pourcentage pour chaque point de plus sur l'échelle).

8.3 Pour toutes les provinces sauf le Québec

Nous présentons maintenant les résultats des estimations du modèle Logit multinomial pour tout le Canada à l'exception du Québec qui se trouvent dans le Tableau T.14. Les études postsecondaires peuvent ainsi être désagrégées entre le niveau collégial et le niveau universitaire puisque ces deux options peuvent être considérées comme indépendantes. Ce n'est pas le cas pour le Québec où le collège est une étape presque obligatoire pour entrer à l'université. Nous retrouvons donc cinq états possibles où peuvent se retrouver les répondants au cycle 6 : décrocheur du secondaire (état de base), participant à l'école secondaire, diplômé du secondaire mais non participant aux études postsecondaires, étudiant au collège et étudiant universitaire. Le Tableau T.14 présente les effets marginaux des estimations et les Tableaux T.14A et T.14B contiennent les effets marginaux pour les femmes et les hommes respectivement. Nous mettons l'accent uniquement sur les étudiants à l'université et au collège puisque les différences pour les autres catégories sont comparativement minimales. Pour cette raison, elles ne feront pas l'objet de commentaires.

Les résultats obtenus montrent des effets régionaux frappants. Avec les provinces Atlantiques comme catégorie de référence, les résidents de l'Ontario ont des probabilités de 17,0 points de pourcentage plus élevés d'étudier au niveau collégial et de 10,7 points de pourcentage plus faibles d'étudier à l'université. Pour les mêmes effets, les résultats pour les Albertains sont respectivement de 0,167 et de -0,287 et de 0,21 et -0,24 pour la Colombie-Britannique. Habiter dans une région urbaine comptant plus de 100,000 habitants augmente la probabilité d'aller à l'université de 19,2 points de pourcentage par rapport à résider dans une région rurale. Par contre le fait de vivre dans une grande ville réduit la probabilité d'aller au collège de 10,5 points de pourcentage. La localisation des universités dans les centres urbains en est probablement la cause.

Le niveau d'éducation de la PMR n'est significatif que dans le cas où cette dernière a obtenu un diplôme universitaire. L'effet de ce diplôme par rapport à un diplôme du secondaire réduit la probabilité d'aller au collège de 12,4 points de pourcentage tandis qu'il augmente la probabilité d'étudier à l'université de 23,3 points de pourcentage. La séparation des parents affecte très négativement le choix d'aller à l'université, en effet, un jeune dont les parents se sont séparés voit sa probabilité d'aller à l'université diminuer de 13,5 points de pourcentage.

Le revenu familial permanent n'a pas d'impact sur la fréquentation au niveau collégial, peut-être à cause des frais de scolarité moins élevés qu'à l'université. Par contre, le fait d'être dans le troisième ou

le quatrième quartile de revenu (par rapport au premier) a un impact important sur la poursuite d'études universitaires. L'augmentation pour le cas du troisième quartile est de 19,7 points de pourcentage alors qu'elle est de 20,7 points pour le quatrième quartile. Les effets des quartiles de mathématiques sont encore plus élevés. Les jeunes ayant les meilleurs scores voient leurs probabilités de choisir l'université augmenter de manière considérable. Comparativement au premier quartile, se situer dans le troisième quartile augmente les chances d'étudier à l'université de 33,3 points de pourcentage alors que la probabilité d'aller au collège diminue de 20,5 points. Pour le quatrième quartile du score de mathématiques, l'effet sur l'inscription à l'université est de 0,39 et de -0,21 pour les études collégiales.

L'hyperactivité pathologique peu entraîner une importante diminution de la probabilité d'aller à l'université. La diminution est de 1,8 points de pourcentage pour chaque point en plus dans l'échelle d'hyperactivité, c'est dire que les jeunes ayant un score de 10 points supérieur à la moyenne voient leur probabilités d'aller à l'université diminuer de 18 points de pourcentage.

8.3.1 Pour tout le Canada sauf le Québec, par sexe

Les résultats régionaux observés plus tôt ne se confirment pas pour les deux sexes. En effet, nous n'observons pas d'effet significatif pour les hommes résidant en Ontario ou dans les provinces des Prairies. À l'opposé, l'impact de résider en Ontario pour les femmes est très grand, la probabilité d'étudier à l'université diminue de 27,3 points de pourcentage par rapport aux résidentes des provinces de l'atlantiques et la probabilité d'aller au collège augmente de 22,2 points de pourcentage. Ces mêmes effets sont respectivement de -0,20 et de 0,19 pour les femmes résidant dans les provinces des Prairies, de -0,39 et 0,30 pour les albertaines et -0,24 et 0,27 pour les résidentes de la Colombie Britannique. Pour les hommes, la probabilité de fréquenter l'université diminue de 19,1 points de pourcentage pour les albertains (toujours par rapport aux provinces atlantiques) et de 24,3 pour les résidents de la Colombie Britannique. La participation à l'université apparaît comme très forte dans les provinces atlantiques au détriment des études collégiales.

En plus de la province de résidence, le fait d'habiter en milieu urbain (population de plus de 100,000 habitants) diminue la probabilité d'aller au collège d'environ 13 points pour les deux sexes (par rapport au milieu rural). L'effet est inverse pour l'université puisqu'habiter dans un grand centre urbain augmente la probabilité d'y aller de 17,8 points de pourcentage pour les femmes et de 22,1 pour les hommes. Une PMR possédant un diplôme universitaire (comparativement à un diplôme du secondaire) a pratiquement les mêmes effets sur les hommes que sur les femmes. L'impact est une augmentation de la probabilité d'aller à l'université de plus de 20 points de pourcentage (27 pour les femmes et 21

pour les hommes) et une diminution de la probabilité d'étudier au collège de plus de 16 points de pourcentage (16,4 pour les femmes et 16,8 pour les hommes).

Comme observé précédemment, les effets de quartiles de revenu familial ne sont significatifs que pour les femmes à l'université. Par rapport au premier quartile, la probabilité d'aller à l'université croît de 19,3 points de pourcentage chez les femmes du troisième quartile et de 17,4 points pour celles du quatrième quartile. Les deux quartiles supérieurs de scores de math affectent fortement les deux sexes dans leurs cheminements. Des résultats dans le troisième quartile augmentent la probabilité d'aller à l'université des femmes et des hommes de respectivement 24,6 et 46,0 points de pourcentage³⁴, ces mêmes résultats diminuent la probabilité d'aller au collège de 18,0 et 30,3 points de pourcentage. Les effets sont encore plus grands pour le quatrième quartile, l'augmentation de la probabilité d'aller à l'université est de 38,4 points de pourcentage chez les femmes et de 47,3 points chez les hommes. L'impact sur la participation au niveau collégial est respectivement de -0,29 et -0,22.

À l'instar de la séparation des parents qui diminue la probabilité d'aller à l'université de 26,6 points de pourcentage, l'hyperactivité ne nuit qu'aux hommes. Il faut toutefois un score d'hyperactivité substantiellement supérieur à la moyenne pour que l'impact soit non négligeable sur la fréquentation à l'université, l'effet étant une réduction de la probabilité d'y aller de 2,1 points de pourcentage par point de plus sur l'échelle d'hyperactivité.

9. Résultats du modèle Logit séquentiel

Tel que mentionné précédemment, le passage presque obligé par le CÉGEP pour les québécois désireux d'étudier à l'université (voir Figure 4.2) nous oblige à séparer cette province des autres. Du fait du jeune âge des répondants et de la taille trop restreinte de l'échantillon des répondants provenant du Québec, il a été impossible de modéliser adéquatement le cheminement scolaire des étudiants québécois à l'aide du modèle Logit séquentiel. C'est pour cette raison que les résultats présentés dans cette section n'incluront que les jeunes des provinces autres que le Québec.

9.1 Pour tout le Canada sauf le Québec

Le Tableau T.15 présente les résultats de l'estimation d'un modèle Logit séquentiel des transitions scolaires pour les jeunes de 18-21 ans. Dans un premier temps, les jeunes ont un choix à faire entre quitter l'école secondaire sans diplôme et commencer à travailler ou obtenir un diplôme d'études secondaires. Trois possibilités s'offrent ensuite aux jeunes diplômés de l'école secondaire : entrer dans

³⁴ Toujours par rapport au premier quartile de scores de mathématiques.

le marché du travail, étudier au niveau collégial et fréquenter l'université. L'arbre de décision estimé pour toutes les provinces à l'exception du Québec est le suivant : (0 : 1 2 3 ; 1 : 2 : 3)³⁵, où décrocheurs du secondaires = 0 ; diplômés du secondaire ne participant pas aux études postsecondaires = 1 ; étudiants collégiaux = 2 et participants à l'université = 3 (voir Figure 4.1). Les effets marginaux n'ayant pu être calculés à cause du nombre limité d'observations, nous présentons uniquement les coefficients obtenus par estimations du modèle.

Le niveau d'éducation de la PMR influence le choix de quitter l'école secondaire avant l'obtention d'un diplôme d'études secondaires ou de persévérer jusqu'à l'obtention du diplôme. L'effet d'une PMR n'ayant pas complété son diplôme d'études secondaire (par rapport à une PMR ayant son diplôme) est significativement négatif sur la probabilité des jeunes de mériter un diplôme du secondaire. Par contre, les facteurs suivants ont un impact positif sur la probabilité de terminer ses études secondaires : vivre avec ses deux parents biologiques (par rapport à une famille monoparentale), être dans un quartile de revenu familial supérieur au premier, avoir obtenu des résultats aux tests de mathématiques dans le deuxième quartile des scores (par rapport au premier) et être en très bonne ou en excellente santé.

Nos résultats indiquent un effet de sexe positif en faveur des femmes sur la décision de poursuivre des études collégiales suite à l'obtention d'un diplôme d'études secondaires. Les répondants ayant vécu une séparation de leurs parents (biologiques ou non) voient leur probabilité d'aller au collège être réduite. À l'instar de l'obtention d'un diplôme du secondaire, un revenu familial permanent se situant plus haut que le premier quartile a un impact positif sur l'assistance au collège.

La probabilité d'aller à l'université suite à l'obtention du diplôme d'études secondaires est, tout comme pour le collège, plus élevée pour les femmes que pour les hommes. Résider dans les provinces des Prairies, en Alberta ou en Colombie-Britannique a un effet négatif sur la participation à l'université (par rapport aux provinces de l'atlantique). Un niveau d'éducation très faible de la PMR³⁶ ainsi que la séparation des parents nuisent à l'assistance à l'université des jeunes canadiens tandis que vivre dans une région comptant plus de 100,000 habitants (par rapport à une région rurale) a un impact positif sur la probabilité d'étudier à l'université. Les quartiles de revenu familial (supérieurs au premier), les quartiles de scores de mathématiques (supérieurs au premier), ainsi qu'être en très bonne ou en excellente santé ont tous un impact positif sur la participation à l'université.

³⁵ Les « : » signifient « ou » et « ; » le passage à la séquence de choix suivante.

³⁶ Moins qu'un diplôme de l'école secondaire avec comme référence les PMR détenant un diplôme du secondaire.

10. Discussion des résultats et implications pour les politiques publiques

Les résultats obtenus dans le cadre de ce mémoire vont quelque peu à l'encontre d'un consensus de plus en plus accepté dans la littérature arguant que l'impact du revenu familial sur le cheminement scolaire des jeunes est grandement réduit lorsqu'une plus grande gamme de variables explicatives sont incluses dans le modèle. Les différentes études concluant à une influence minimale du revenu parental n'avaient pas la possibilité d'utiliser une mesure du revenu familial permanent comme régresseur. Nos résultats démontrent clairement que les jeunes dont le revenu familial permanent se situe dans le quartile supérieur ont une probabilité significativement plus élevée de poursuivre des études postsecondaires que les jeunes du quartile inférieur (entre 7,0 et 24,0 point de pourcentage de plus selon les spécifications).

Il est clair que l'effet varie d'une spécification et d'un échantillon à l'autre, néanmoins il est indéniable que le revenu familial affecte les choix de scolarité et ce même lorsque nous contrôlons pour le niveau d'éducation des parents et pour les habiletés cognitives des répondants (tests de mathématiques). Le Québec semble être la seule exception à ce constat, la gratuité du système collégial et les frais de scolarité les plus bas au Canada étant probablement une partie de l'explication de même qu'un échantillon relativement faible de répondants provenant de cette province.

Les résultats obtenus dans les tests de mathématiques ressortent également comme un facteur déterminant de la participation aux études postsecondaires. Dans notre étude, les résultats aux tests de mathématiques sont utilisés comme une mesure des habiletés cognitives des répondants. Les effets les plus importants et les plus significatifs sont observés chez les répondants ayant des scores se situant dans les deux quartiles supérieurs. L'acquisition d'habiletés cognitives supérieures à la moyenne représente donc un avantage substantiel pour la participation aux études postsecondaires ; ce qui est particulièrement vrai pour la fréquentation universitaire.

Nous avons également pu constater que l'addition des résultats aux tests de lecture n'ajoutait que très peu au pouvoir explicatif des modèles. C'est un résultat intéressant étant donné que très peu de bases de données canadiennes fournissent des informations sur les habiletés mathématiques des répondants alors que les résultats des tests de lecture du PISA sont fréquemment utilisés dans les études utilisant l'EJET.

Les résultats des estimations démontrent un effet de sexe important dans la fréquentation d'établissements d'enseignement postsecondaire. Les femmes sont en effet plus susceptibles que les hommes de poursuivre des études suite à l'obtention du diplôme d'études secondaires. Elles sont

moins affectées par leurs résultats aux tests de mathématiques que les hommes dans le choix d'aller au collège ou à l'université. Nos résultats montrent que l'impact d'avoir un score de mathématiques dans le quartile supérieur augmente la probabilité des femmes de participer aux études postsecondaires d'environ 8,0 points de pourcentage³⁷. Le même effet observé chez les hommes varie de 16,0 à 26,0 points de pourcentage. L'analyse par genre fait également ressortir des différences au niveau de l'impact du revenu familial permanent, de l'éducation des parents, de l'hyperactivité et du comportement pro-social d'où l'importance de tenir compte de ces variables dans l'élaboration des politiques publiques.

Bien que l'impact de la structure familiale soit moins important que celui du revenu familial ou des scores aux tests de mathématiques, il n'en est pas moins significatif. Vivre avec ses deux parents biologiques (par rapport à un foyer monoparental) réduit les probabilités de décrocher de l'école secondaire et augmente même les chances d'assister aux études supérieures et plus spécialement au collège. Nous nous risquons à avancer que le soutien familial pourrait y être plus propice à la poursuite des études. Dans le même ordre d'idées, nous observons un effet négatif important de la séparation des parents (biologiques ou non) sur la probabilité d'entreprendre des études postsecondaires. Cet effet est plus marqué chez les hommes et a tendance à favoriser leur participation au niveau collégial au détriment de l'université.

L'hyperactivité pathologique ressort également comme un frein à la poursuite d'études postsecondaires. Bien que l'effet soit plus marqué chez les hommes, l'impact est le même pour les deux sexes. C'est-à-dire qu'un score d'hyperactivité-inattention très élevé non seulement réduit considérablement les chances de fréquenter l'université ou le collège, c'est aussi un facteur significatif du décrochage du secondaire et de l'arrêt des études suite à l'obtention d'un diplôme d'études secondaires.

En plus des différences de système d'éducation, nous observons des effets régionaux dans la participation aux études postsecondaires. Il apparaît clairement que les répondants des provinces Atlantiques sont fortement avantagés au niveau de la fréquentation universitaire tandis que dans les provinces de l'Ouest (Prairies, Alberta, Colombie-Britannique) la tendance est nettement plus favorable aux études collégiales. Nous constatons également que la probabilité de ne pas poursuivre d'études après l'obtention d'un diplôme du secondaire est nettement plus élevée pour les jeunes résidant en Alberta. Il est clair que la vigueur du marché de l'emploi dans cette province décourage un bon nombre de jeunes à poursuivre des études supérieures.

³⁷ Par rapport à un score dans le quartile inférieur

La décision de fréquenter un établissement postsecondaire semble donc influencée par des facteurs identifiables longtemps avant l'entrée à l'université ou au collège. Ainsi, le succès aux tests de mathématiques pourrait servir d'indicateur signalant dès le plus jeune âge les besoins d'encadrement supplémentaires. Une aide financière aux études adéquate demeure essentielle mais elle doit être accompagnée d'une politique d'aide au développement des habiletés académiques dès le plus jeune âge.

11. Conclusions

Ce mémoire a été entrepris avec comme objectif de mieux comprendre les facteurs influençant les jeunes canadiens dans leur décision d'entreprendre ou non des études postsecondaires. Pour arriver à nos fins nous avons utilisé les données fournies par l'ELNEJ, qui suite à la diffusion du cycle 6 en 2006 permettait ce type de recherche pour la première fois. Une meilleure compréhension des facteurs menant aux différents choix de scolarité peut avoir des conséquences directes sur les choix de politiques publiques en matière d'éducation.

Le caractère longitudinal de l'ELNEJ nous a permis de procéder à différents types d'estimations économétriques (MCO, Logit multinomial et Logit séquentiel) afin d'analyser les impacts des antécédents familiaux, du revenu familial permanent ainsi que des habiletés cognitives sur les choix de scolarité. L'estimation de ces modèles nous a permis d'identifier les facteurs ayant la plus grande influence sur l'obtention d'un diplôme d'études secondaires et sur la participation aux études postsecondaires.

Différents sous-échantillons de répondants ont été utilisés afin de mieux tenir compte des systèmes d'éducation existant au Canada. Nous avons également analysé les spécificités relatives aux hommes et aux femmes quant à leurs cheminements scolaires.

Le cycle 6 de l'ELNEJ est caractérisé par un taux d'attrition élevé pour les jeunes (C5 : 4424 ; C6 : 2982). Le travail réalisé ici mériterait donc d'être repris lorsque les données du cycle 7 seront disponibles puisqu'heureusement, Statistique Canada semble avoir été en mesure de rejoindre la plupart des jeunes au cycle 7 (4358). L'autre avantage est l'âge des jeunes, ceux-ci ayant alors entre 20 et 23 ans ce qui devrait permettre d'analyser avec davantage de précision les choix d'éducation. Ceci est particulièrement intéressant pour les québécois puisqu'il sera alors possible de mieux observer leur choix d'aller à l'université ou d'aller sur le marché du travail suite à leurs études collégiales.

Références

- Bouchard, B. et J. Zhao (2000) "University Education: Recent Trends in Participation, Accessibility and Returns." *Education Quarterly Review*. Catalogue No. 81-003-XPB, Vol. 6 No. 4. Ottawa: Statistics Canada
- Blanden, J. et P. Gregg (2004) "Family Income and Educational Attainment: a Review of Approaches and Evidence for Britain," *Oxford Review of Economic Policy*, XX, 245-263.
- Butlin, G. (1999) "Determinants of Post-Secondary Participation." *Education Quarterly Review* 5 (3): 9-35. Ottawa: Statistics Canada
- Cameron, S. et J. Heckman (1998) "Life Cycle Schooling and Dynamic Selection Bias: Models and Evidence for Five Cohorts of American Males," *Journal of Political Economy*, CVI, 262-333.
- (2001) "The Dynamics of Educational Attainment for Black, Hispanic and White Males," *Journal of Political Economy*, CIX (2001), 455-499.
- Carneiro, P. et J. Heckman (2002) "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling," *The Economic Journal*, 112: 482: 705-734.
- Carneiro, P. et J. Heckman (2003) Human Capital Policy, In J. J. Heckman, A. B. Krueger, and B. M. Friedman (Eds.), *Inequality in America: What Role for Human Capital Policies?* Cambridge, MA: MIT Press.
- Christofides, L., J. Cirello et M. Hoy (2001) "Family Income and Post-secondary Education in Canada," *The Canadian Journal of Higher Education* 31(1), 177-208
- Coelli, M. (2005) "Parental Income Shocks and the Education Attendance of Youth," Mimeo. Department of Economics, UBC.
- Corak, M., G. Lipps et J. Zhao (2003) *Revenu familial et participation aux études postsecondaires*. Direction des études analytiques : documents de recherche. No 11F0019MIF2003210 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Cunha, F. (2007) "A Time to Plant and a Time to Reap," Mimeo., Department of Economics, University of Chicago.
- Cunha, F. et J. Heckman (2007) "Formulating, identifying and estimating the technology of cognitive and non-cognitive skill formation," University of Chicago, Department of Economics. Forthcoming, *Journal of Human Resources*.
- Cunha F. et J. Heckman (2006) "Investing in our Young People," mimeo. Department of Economics, University of Chicago.
- De Broucker, P. et L. Lavallée (1998) « Aspects intergénérationnels de l'éducation et des capacités de lecture et d'écriture. » *Les marchés du travail, les institutions sociales, et l'avenir des enfants au Canada*. no 89-553-XPB au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Drolet, M. (2005) *Participation aux études postsecondaires au Canada : le rôle du revenu et du niveau de scolarité des parents a-t-il évolué au cours des années 1990?* Direction des études analytiques : documents de recherche. No 11F0019MIF2005243 au catalogue. Ottawa: Statistique Canada.
- Dynarski, S. (2003) "Does Aid Matter? Measuring the Effect of Student Aid on College Attendance and Completion." *American Economic Review* 93:1, 279-288.

- Ellwood, D. et T. Kane (2000) "Who is Getting a College Education? Family Background and the Growing Gaps in Enrollment," in Sheldon Danziger and Jane Waldfogel, eds., *Securing the Future*. New York: Russell Sage.
- Finnie, R., E. Lascelles et A. Sweetman (2004) "Who Goes: The Direct and Indirect Effects of Family Background on Access to Post-Secondary Education", *Higher Education in Canada*, Kingston: John Deutsch Institute, McGill-Queen's University Press, pp. 295-338.
- Finnie, R., C. Laporte et E. Lascelles (2004) "Family Background and Access to Post-Secondary Education: What Happened Over the 1990's," Analytical Studies. Ottawa: Statistique Canada.
- Frenette, M. (2002) "To far to go on? Distance to school and university participation" Business and Labour Market Analysis Division, Research Paper No.191. Ottawa: Statistique Canada
- Frenette, M. (2003) "Access to College and University: Does Distance Matter?" *Canadian Public Policy – Analyse de politiques*. 30(4): 427-443.
- Frenette, M. (2007) « 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 », 11F0019 No 295, Statistique Canada.
- Hango, D. et P. de Broucker (2007) "Education-to-Labour Market Pathways of Canadian Youth: Findings from the Youth in Transition Survey," Statistics Canada Catalogue no. 81-595-MIE – No. 054.
- Heller, D. E. (1997) "Student price response in higher education: An update to Leslie and Brinkman," *Journal of Higher Education*, 68(6), 624-659.
- Kane, T. J. (2001) "Assessing the U.S. financial aid system: What we know, what we need to know," *Ford Policy Forum*. Cambridge, MA: Forum on the Future of Higher Education.
- Keane, M. et K. Wolpin (1997) "The Career Decisions of young Men," *The Journal of Political Economy* 105(3): 473-522.
- Keane, M. et K. Wolpin (2001) "The Effect of Parental Transfers and Borrowing Constraints on Educational Attainment" *International Economic Review* 42(4), 1051-1103.
- Knighton, T. et S. Mirza (2002) "Postsecondary Participation: The Effects of Parents' Education and Household Income", *Education Quarterly Review*, 8 (3), pp. 25-32.
- Knighton, T. et P. Bussière (2006) "*Educational Outcomes at Age 19 Associated with Reading Ability at Age 15*," Ottawa: Statistics Canada.
- Lefebvre, P., P. Merrigan et M. Verstraete (2008) "The Effects of Schools and Family Functioning on Math Scores: A Canadian Longitudinal Analysis," Working Paper, UQAM, to be presented at the Annual Meeting of the Canadian Economics Association, Vancouver, June 2008.
- Lillard L et Willis R (1994) "Intergenerational Educational Mobility: Effects of Family and State in Malaysia," *Journal of Human Resources* 29(4):1126-1167.
- Rahman, A., J. Situ et V. Jimmo (2005) "Participation in Postsecondary Education: Evidence from the Survey of Labour Income Dynamics," Statistics Canada Catalogue no. 81-595-MIE2005036.
- Rivard, M. et M. Raymond (2004) "The Effect of Tuition Fees on Post-secondary Education in Canada in the late 1990s," Working Paper 2004-09, Department of Finance, Ottawa.
- Shaienks, D. et T. Gluszynski (2007), "Participation in Postsecondary Education: graduates, continuers and Drop Outs, Results from YTIS Cycle 4," Statistics Canada Catalogue no. 81-595-MIE – No. 059.

- Shaienks, D., J. Eisl-Culkinand et P. Bussière, (2006) "*Follow-Up on Education and Labour Market Pathways of Young Canadians Aged 18 to 20 – Results from YITS Cycle 3*," Ottawa: Human Resources and Social Development Canada and Statistics Canada. Statistics Canada Catalogue no. 81-595-MIE – No. 045.
- Todd, P. et K. Wolpin (2007) "The Production of Cognitive Achievement in Children: Home, School and Racial Test Score Gaps," *Journal of Human Capital*, 1(1): 91-136.
- Zhao, J. et P. de Broucker. 2001. "Participation in Post Secondary Education and Family Income. *The Daily*, Cat. No. 11-011-E. Ottawa: Statistics Canada, December 7.
- Zhao, J. et P. de Broucker. 2002. "Participation in Post Secondary Education and Family Income. *The Daily*, Cat. No. 11-011-E. Ottawa: Statistics Canada, January 9.

T. Tableaux de résultats

Statistiques

Tableau T.1: Taille de l'échantillon, statut éducationnel et participation aux études postsecondaires¹ par région, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, 2004-2005

	Canada	Ontario	Québec	Autres provinces ³
Observations	2,982	730	531	1,721
Observations pondérées²	1,509,944	566,339	349,943	593,662
Caractéristiques				
Âge				
18	815	218	137	460
	24,8%	24,6%	25,3%	24,6%
19	758	178	140	440
	25,5%	25,9%	25,0%	25,4%
20	746	183	137	426
	25,1%	25,6%	24,6%	25,0%
21	663	151	117	395
	24,6%	23,9%	25,0%	25,0%
Statut éducationnel				
Persévérants du secondaire	310	105	51	154
	10,2%	12,9%	9,4%	8,1%
Décrocheurs du secondaire	290	67	67	156
	10,7%	9,4%	15,0%	9,3%
Diplômés du secondaire	2,326	544	395	1,387
	77,2%	76,1%	72,7%	81,0%
Diplômés du secondaire seulement	586	126	38	423
	17,5%	16,1%	10,2%	23,2%
Diplômés du secondaire aux ÉPS	1,740	411	351	978
	59,7%	60,0%	62,3%	57,9%
Proportion de diplômés du secondaire aux ÉPS	77,3%	78,9%	85,9%	71,4%
Participants aux ÉPS sans diplôme du secondaire	56	14	19	23
	1,9%	1,6%	3,0%	1,6%
Participation aux ÉPS selon le niveau				
Université	903	219	106	578
	30,6%	35,5%	20,5%	31,8%
Collège	897	206	266	425
	31,4%	26,1%	46,1%	27,9%
Proportion participant aux ÉPS selon le niveau				
Université	49,32%	57,7%	30,8%	53,3%
Collège	50,7%	42,3%	69,2%	46,7%

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ, cycles 4 à 6.

1. Les études postsecondaires (ÉPS) comprennent tous les niveaux d'éducation supérieurs à l'école secondaire. 2. Les observations pondérées ont été utilisées pour calculer les pourcentages présentés dans ce tableau. 3. Les provinces autres que le Québec et l'Ontario.

Tableau T.2: Définitions des variables explicatives utilisées

Variable		Définition
Age 18 c6	Âge (cycle 6)	18 ans
Age 19 C6		19 ans
Age 20 C6		20 ans
Age 21 C6		21 ans
Prov Atl	Province de résidence	Provinces de l'Atlantique ¹
Prov_Que		Québec
Prov_Ont		Ontario
Prov_Prai		Provinces des Prairies ²
Prov_Alba		Alberta
Prov_BC		Colombie-Britannique
PmkEduPrim C1	Éducation de la PMR (cycle 1)	Moins qu'un diplôme du
PmkEduHSgrad		Diplôme du secondaire
PmkEduSomePSE C1		Un peu d'éducation
PmkEduCollege C1		Diplôme collégial
PmkEduUniversity C1		Diplôme universitaire
Two bio-parents C1	Type de famille (cycle 1)	Deux parents biologiques
Two parents C1		Deux parents
One parent C1		Monoparentale
No siblings	Fratrie	Pas de fratrie
Sibling 1		Un frère ou une sœur
Siblings 2 or more		Deux frères et/ou sœurs ou plus
Rural	Taille de la région de résidence	Rurale
Com. Size <100k		Moins de 100 000 habitants
Com. Size >100k		Plus de 100 000 habitants
Q1FamInc C1_4	Quartile de revenu familial (cycles 1 à 4)	1 ^{er} quartile (inférieur)
Q2FamInc C1_4		2 ^e quartile
Q3FamInc C1_4		3 ^e quartile
Q4FamInc C1_4		4 ^e quartile (supérieur)
Q1Math 7_15	Quartile de scores de math (7-15 ans)	1 ^{er} quartile (inférieur)
Q2Math 7_15		2 ^e quartile
Q3Math 7_15		3 ^e quartile
Q4Math 7_15		4 ^e quartile (supérieur)
Q1Reading 7-15	Quartile de scores de lecture (7-15 ans)	1 ^{er} quartile (inférieur)
Q2Reading 7-15		2 ^e quartile
Q3Reading 7-15		3 ^e quartile
Q4Reading 7-15		4 ^e quartile (supérieur)
Separation C2_6	Séparation des parents	(cycles 2 à 6)
Woman	Sexe	femme
Health status C5_6	État de santé	(cycle 5 et/ou 6)
FamFunc scale 8_11	Échelle de fonctionnement familial	(8 à 11 ans)
Hyper-activity scale	Échelle d'hyperactivité	
Consistent parent.8_11	Échelle de cohérence parentale	(8 à 11 ans)
Monitoring scale 14-15	Échelle de contrôle parentale	(14-15 ans)
Mon_Missing	Score de contrôle parental manquant	
Prosocial scale 14-15	Échelle de comportement pro-social	(14-15 ans)
Pro_missing	Score de comportement pro-social	
Aggression 8_11	Échelle de comportement agressif	(8 à 11 ans)
Not in school 14-15	Pas à l'école à 14-15 ans	
PSE part. non-HS grad	Participants aux ÉPS sans diplôme du sec	

1. Terre-Neuve et Labrador, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick, Île-du-Prince-Édouard. 2. Manitoba et Saskatchewan.

Tableau T.3: Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada, 2004-2005

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Woman	0,49	0,50	0	1
Age 18 c6	0,26		0	1
Age19 C6	0,25	0,44	0	1
Age 20 C6	0,24	0,43	0	1
Age 21 C6	0,25	0,43	0	1
Prov_Atl	0,08		0	1
Prov_Que	0,23	0,42	0	1
Prov_Ont	0,37	0,48	0	1
Prov_Prai	0,08	0,26	0	1
Prov_Alb	0,11	0,31	0	1
Prov_BC	0,13	0,33	0	1
PmkEduPrim C1	0,18	0,38	0	1
PmkEduHSgrad	0,19		0	1
PmkEduSomePSE C1	0,29	0,45	0	1
PmkEduCollege C1	0,20	0,40	0	1
PmkEduUniversity C1	0,15	0,35	0	1
Two bio-parents C1	0,76	0,43	0	1
Two parents C1	0,09	0,29	0	1
One parent C1	0,15		0	1
No siblings	0,13		0	1
Sibling 1	0,46	0,50	0	1
Siblings 2 or more	0,41	0,49	0	1
Rural	0,14		0	1
Com. Size <100k	0,26	0,44	0	1
Com. Size >100k	0,60	0,49	0	1
Separation C2_6	0,11	0,31	0	1
Q1FamInc C1_4	0,24		0	1
Q2FamInc C1_4	0,25	0,43	0	1
Q3FamInc C1_4	0,25	0,43	0	1
Q4FamInc C1_4	0,26	0,44	0	1
Q1Math 7_15	0,25			
Q2Math 7_15	0,25	0,44	0	1
Q3Math 7_15	0,25	0,43	0	1
Q4Math 7_15	0,25	0,43	0	1
Health status C5_6	0,88	0,33	0	1
FamFunc scale 8_11	8,53	3,77		
Hyper-activity scale	4,28	3,34		
Consistent parent.8_11	15,05	3,30		
Monitoring scale 14-15	12,37	5,47		
Mon_Missing	0,12	0,32		
Prosocial scale 14-15	12,28	4,36		
Pro_missing	0,04	0,19		
Aggression 8_11	1,12	1,67		
Not in school 14-15	0,01	0,07	0	1
PSE part. non-HS grad	0,02	0,15	0	1
<i>N</i>		2,738		

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ, cycles 1 à 6.

Tableau T.4: Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Diplômés du secondaire, 2004-2005

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Woman	0,51	0,50	0	1
Age 18 c6	0,22	0,41	0	1
Age19 C6	0,25	0,43	0	1
Age 20 C6	0,27	0,44	0	1
Age 21 C6	0,26	0,44	0	1
Prov_Atl	0,09	0,28	0	1
Prov_Que	0,22	0,41	0	1
Prov_Ont	0,36	0,48	0	1
Prov_Prai	0,08	0,27	0	1
Prov_Alb	0,12	0,32	0	1
Prov_BC	0,14	0,35	0	1
PmkEduPrim C1	0,16	0,36	0	1
PmkEduHSgrad	0,18	0,39	0	1
PmkEduSomePSE C1	0,28	0,45	0	1
PmkEduCollege C1	0,21	0,41	0	1
PmkEduUniversity C1	0,17	0,38	0	1
Two bio-parents C1	0,80	0,40	0	1
Two parents C1	0,08	0,27	0	1
One parent C1	0,12	0,32	0	1
No siblings	0,12	0,33	0	1
Sibling 1	0,46	0,50	0	1
Siblings 2 or more	0,41	0,49	0	1
Rural	0,12	0,32	0	1
Com. Size <100k	0,32	0,47	0	1
Com. Size >100k	0,56	0,50	0	1
Separation C2_6	0,18	0,38	0	1
Q1FamInc C1_4	0,20	0,40	0	1
Q2FamInc C1_4	0,25	0,43	0	1
Q3FamInc C1_4	0,25	0,44	0	1
Q4FamInc C1_4	0,29	0,46	0	1
Q1Math 7_15	0,21	0,21	0	1
Q2Math 7_15	0,25	0,43	0	1
Q3Math 7_15	0,27	0,44	0	1
Q4Math 7_15	0,28	0,45	0	1
Health status C5_6	0,68	0,47	0	1
FamFunc scale 8_11	8,38	3,80		
Hyper-activity scale	3,82	3,10		
Consistent parent.8_11	15,20	3,28		
Monitoring scale 14-15	12,65	5,23		
Mon_Missing	0,10	0,30	0	1
Prosocial scale 14-15	12,54	4,14		
Pro_missing	0,02	0,15	0	1
Aggression 8_11	0,95	1,45		
N			2,153	
N weighted			1,061,085	

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ, cycles 1 à 6.

Tableau T.5: Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, décrocheurs de secondaire, Canada, 2004-2005

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Woman (man)	0,47	0,50	0	1
Age 18 C6	0,23	0,42	0	1
Age19 C6	0,34	0,48	0	1
Age 20 C6	0,18	0,38	0	1
Age 21 C6	0,25	0,43	0	1
Prov_Atl	0,08	0,27	0	1
Prov_Que	0,33	0,47	0	1
Prov_Ont	0,35	0,48	0	1
Prov_Prai	0,07	0,26	0	1
Prov_Alb	0,13	0,33	0	1
Prov_BC	0,04	0,20	0	1
PmkEduPrim (Sec) C1	0,36	0,48	0	1
PmkEduHSgrad C1	0,19	0,39	0	1
PmkEduSomePSE C1	0,29	0,45	0	1
PmkEduCollege C1	0,13	0,34	0	1
PmkEduUniversity C1	0,04	0,20	0	1
Two bio-parents C1	0,53	0,50	0	1
Two parents C1	0,14	0,35	0	1
One parent C1	0,32	0,47	0	1
No siblings	0,17	0,38	0	1
Sibling 1	0,42	0,49	0	1
Siblings 2 or more	0,41	0,49	0	1
Rural	0,15	0,36	0	1
Com. Size <100k	0,34	0,48	0	1
Com. Size >100k	0,50	0,50	0	1
Separation C2_6	0,25	0,43	0	1
Q1FamInc C1_4	0,54	0,50	0	1
Q2FamInc C1_4	0,21	0,40	0	1
Q3FamInc C1_4	0,15	0,36	0	1
Q4FamInc C1_4	0,11	0,31	0	1
Q1Math 7_15	0,42	0,49	0	1
Q2Math 7_15	0,22	0,42	0	1
Q3Math 7_15	0,21	0,40	0	1
Q4Math 7_15	0,15	0,35	0	1
Health status C5_6	0,45	0,50	0	1
FamFunc scale 8_11	9,29	3,41		
Hyper-activity scale	5,96	3,85		
Consistent parent.8_11	14,52	3,40		
Monitoring scale 14-15	11,30	6,28		
Mon_Missing	0,18	0,39	0	1
Prosocial scale 14-15	10,90	5,03		
Pro_missing	0,09	0,28	0	1
Aggression 8_11	1,98	2,51		
<i>N</i>			244	
<i>N</i> weighted			132,822	

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ, cycles 1 à 6.

Tableau T.6: Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de PELNEJ, persévérants du secondaire, Canada 2004-2005

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Woman (man)	0,39	0,49	0	1
Age 18 C6	0,66	0,47	0	1
Age19 C6	0,18	0,39	0	1
Age 20 C6	0,10	0,30	0	1
Age 21 C6	0,06	0,24	0	1
Prov_Atl	0,09	0,29	0	1
Prov_Que	0,18	0,38	0	1
Prov_Ont	0,49	0,50	0	1
Prov_Prai	0,06	0,24	0	1
Prov_Alba	0,09	0,28	0	1
Prov_BC	0,09	0,28	0	1
PmkEduPrim (Sec) C1	0,13	0,34	0	1
PmkEduHSgrad C1	0,24	0,43	0	1
PmkEduSomePSE C1	0,35	0,48	0	1
PmkEduCollege C1	0,21	0,40	0	1
PmkEduUniversity C1	0,07	0,25	0	1
Two bio-parents C1	0,68	0,47	0	1
Two parents C1	0,12	0,32	0	1
One parent C1	0,21	0,41	0	1
No siblings	0,16	0,37	0	1
Sibling 1	0,47	0,50	0	1
Siblings 2 or more	0,37	0,48	0	1
Rural	0,10	0,30	0	1
Com. Size <100k	0,38	0,49	0	1
Com. Size >100k	0,52	0,50	0	1
Separation C2_6	0,18	0,39	0	1
Q1FamInc C1_4	0,26	0,44	0	1
Q2FamInc C1_4	0,28	0,45	0	1
Q3FamInc C1_4	0,28	0,45	0	1
Q4FamInc C1_4	0,19	0,39	0	1
Q1Math 7_15	0,32	0,47	0	1
Q2Math 7_15	0,36	0,48	0	1
Q3Math 7_15	0,19	0,39	0	1
Q4Math 7_15	0,13	0,33	0	1
Health status C5_6	0,58	0,49	0	1
FamFunc scale 8_11	8,76	3,71		
Hyper-activity scale	5,77	3,36		
Consistent parent.8_11	14,68	3,29		
Monitoring scale 14-15	11,65	5,94		
Mon_Missing	0,18	0,38	0	1
Prosocial scale 14-15	11,95	4,83		
Pro_missing	0,07	0,26	0	1
Aggression 8_11	1,47	1,88		
N			286	
N weighted			135,707	

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ, cycles 1 à 6.

Tableau T.7: Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, gradués du secondaire seulement, Canada 2004-2006

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Woman (man)	0,40	0,49	0	1
Age 18 C6	0,33	0,47	0	1
Age19 C6	0,27	0,44	0	1
Age 20 C6	0,24	0,43	0	1
Age 21 C6	0,16	0,37	0	1
Prov_Atl	0,10	0,31	0	1
Prov_Que	0,14	0,35	0	1
Prov_Ont	0,32	0,47	0	1
Prov_Prai	0,11	0,31	0	1
Prov_Alb	0,18	0,38	0	1
Prov_BC	0,15	0,35	0	1
PrnkEduPrim (Sec) C1	0,22	0,42	0	1
PrnkEduHSgrad C1	0,19	0,39	0	1
PrnkEduSomePSE C1	0,29	0,45	0	1
PrnkEduCollege C1	0,19	0,40	0	1
PrnkEduUniversity C1	0,10	0,30	0	1
Two bio-parents C1	0,76	0,43	0	1
Two parents C1	0,09	0,28	0	1
One parent C1	0,15	0,36	0	1
No siblings	0,11	0,32	0	1
Sibling 1	0,43	0,50	0	1
Siblings 2 or more	0,45	0,50	0	1
Rural	0,13	0,34	0	1
Com. Size <100k	0,39	0,49	0	1
Com. Size >100k	0,48	0,50	0	1
Separation C2_6	0,27	0,44	0	1
Q1FamInc C1_4	0,33	0,47	0	1
Q2FamInc C1_4	0,26	0,44	0	1
Q3FamInc C1_4	0,22	0,42	0	1
Q4FamInc C1_4	0,19	0,39	0	1
Q1Math 7_15	0,33	0,47	0	1
Q2Math 7_15	0,30	0,46	0	1
Q3Math 7_15	0,22	0,42	0	1
Q4Math 7_15	0,15	0,35	0	1
Health status C5_6	0,59	0,49	0	1
FamFunc scale 8_11	9,35	3,84		
Hyper-activity scale	4,68	3,34		
Consistent parent.8_11	15,50	3,19		
Monitoring scale 14-15	12,12	5,04		
Mon_Missing	0,10	0,30	0	1
Prosocial scale 14-15	11,46	4,45		
Pro_missing	0,05	0,22	0	1
Aggression 8_11	1,14	1,55		
N			549	
N weighted			240,143	

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ, cycles 1 à 6.

Tableau T.8: Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, participants au collège, Canada, 2004-2006

Variable	Moyenne	Écart-type	MinMax	
Woman (man)	0,49	0,50	0	1
Age 18 C6	0,18	0,38	0	1
Age19 C6	0,24	0,43	0	1
Age 20 C6	0,27	0,44	0	1
Age 21 C6	0,31	0,46	0	1
Prov_Atl	0,06	0,23	0	1
Prov_Que	0,34	0,47	0	1
Prov_Ont	0,31	0,46	0	1
Prov_Prai	0,05	0,22	0	1
Prov_Alb	0,11	0,31	0	1
Prov_BC	0,13	0,34	0	1
PrnkEduPrim (Sec) C1	0,20	0,40	0	1
PrnkEduHSgrad C1	0,19	0,39	0	1
PrnkEduSomePSE C1	0,28	0,45	0	1
PrnkEduCollege C1	0,23	0,42	0	1
PrnkEduUniversity C1	0,11	0,31	0	1
Two bio-parents C1	0,79	0,41	0	1
Two parents C1	0,09	0,28	0	1
One parent C1	0,12	0,33	0	1
No siblings	0,15	0,35	0	1
Sibling 1	0,44	0,50	0	1
Siblings 2 or more	0,41	0,49	0	1
Rural	0,13	0,34	0	1
Com. Size <100k	0,34	0,47	0	1
Com. Size >100k	0,53	0,50	0	1
Separation C2_6	0,18	0,38	0	1
Q1FamInc C1_4	0,22	0,42	0	1
Q2FamInc C1_4	0,29	0,45	0	1
Q3FamInc C1_4	0,26	0,44	0	1
Q4FamInc C1_4	0,23	0,42	0	1
Q1Math 7_15	0,25	0,43	0	1
Q2Math 7_15	0,26	0,44	0	1
Q3Math 7_15	0,25	0,43	0	1
Q4Math 7_15	0,24	0,43	0	1
Health status C5_6	0,63	0,48	0	1
FamFunc scale 8_11	8,33	3,82		
Hyper-activity scale	4,22	3,29		
Consistent parent.8_11	14,94	3,26		
Monitoring scale 14-15	12,15	5,77		
Mon_Missing	0,14	0,35	0	1
Prosocial scale 14-15	12,35	4,26		
Pro_missing	0,03	0,16	0	1
Aggression 8_11	1,01	1,55		
N			825	
N-weighted			438,958	

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ, cycles 1 à 6.

Tableau T.9: Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, participants à l'université, Canada, 2004-2006

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Woman (man)	0,59	0,49	0	1
Age 18 C6	0,18	3879247,00	0	1
Age19 C6	0,25	0,43	0	1
Age 20 C6	0,28	0,45	0	1
Age 21 C6	0,29	0,45	0	1
Prov_Atl	0,11	0,31	0	1
Prov_Que	0,15	0,36	0	1
Prov_Ont	0,43	0,49	0	1
Prov_Prai	0,08	0,27	0	1
Prov_Alb	0,09	0,28	0	1
Prov_BC	0,14	0,35	0	1
PmkEduPrim (Sec) C1	0,08	0,27	0	1
PmkEduHSgrad C1	0,18	0,38	0	1
PmkEduSomePSE C1	0,26	0,44	0	1
PmkEduCollege C1	0,21	0,40	0	1
PmkEduUniversity C1	0,27	0,44	0	1
Two bio-parents C1	0,82	0,38	0	1
Two parents C1	0,07	0,26	0	1
One parent C1	0,10	0,31	0	1
No siblings	0,11	0,31	0	1
Sibling 1	0,50	0,50	0	1
Siblings 2 or more	0,39	0,49	0	1
Rural	0,09	0,28	0	1
Com. Size <100k	0,26	0,44	0	1
Com. Size >100k	0,65	0,48	0	1
Separation C2_6	0,12	0,33	0	1
Q1FamInc C1_4	0,11	0,31	0	1
Q2FamInc C1_4	0,21	0,41	0	1
Q3FamInc C1_4	0,27	0,44	0	1
Q4FamInc C1_4	0,41	0,49	0	1
Q1Math 7_15	0,12	0,32	0	1
Q2Math 7_15	0,20	0,40	0	1
Q3Math 7_15	0,30	0,46	0	1
Q4Math 7_15	0,38	0,48	0	1
Health status C5_6	0,77	0,42	0	1
FamFunc scale 8_11	7,94	3,68		
Hyper-activity scale	3,07	2,66		
Consistent parent.8_11	15,19	3,32		
Monitoring scale 14-15	13,32	4,77		
Mon_Missing	0,07	0,26	0	1
Prosocial scale 14-15	13,24	3,74		
Pro_missing	0,01	0,10	0	1
Aggression 8_11	0,83	1,29		
<i>N</i>			834	
<i>N</i> weighted			414,435	

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ, cycles 1 à 6.

Moindres carrés ordinaires

Tableau T.10: Estimation par MCO de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada, 2004-2005¹

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	Échantillons et spécifications						
	Toutes les provinces sauf le Québec						Tous les répondants
	Tous les répondants				Femmes	Hommes	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Woman (man)	0.105***	0.104***	0.114***	0.084**			0.068**
Age19 (18) C6	0.071	0.070	0.076	0.086*	0.0881	0.113	0.118***
Age 20 C6	0.154***	0.150***	0.158***	0.166***	0.190***	0.125	0.155***
Age 21 C6	0.222***	0.205***	0.216***	0.223***	0.238***	0.253***	0.221***
Prov_Que (Prov_Atl)							0.048
Prov_Ont	0.008	-0.030	-0.025	-0.021	-0.0291	0.013	0.006
Prov_Prai	-0.093*	-0.108*	-0.110**	-0.096*	-0.0622	-0.122	-0.081*
Prov_Alb	-0.108*	-0.143**	-0.143***	-0.122**	-0.0834	-0.128	-0.105*
Prov_BC	-0.007	-0.042	-0.052	-0.045	-0.025	-0.036	-0.023
PmkEduPrim (Sec) C1	-0.148**	-0.119*	-0.119*	-0.124**	-0.030	-0.225**	-0.085
PmkEduSomePSE C1	-0.021	-0.030	-0.038	-0.030	0.033	-0.082	-0.009
PmkEduCollege C1	0.001	-0.016	-0.022	-0.010	0.016	-0.045	0.011
PmkEduUniversity C1	0.096*	0.064	0.031	0.056	0.107*	0.008	0.025
Two bio-parents C1 ²	0.167***	0.074	0.076	0.054	0.062	0.050	0.047
Two parents C1	0.142*	0.063	0.083	0.070	0.164*	-0.011	0.093
Sibling 1(0 sib)	-0.033	-0.035	-0.040	-0.031	-0.031	-0.026	-0.007
Siblings 2 or more	-0.045	-0.051	-0.053	-0.043	0.001	-0.104	-0.018
Com. Size <100k (rural)	0.011	-0.001	-0.007	-0.010	-0.042	0.014	-0.028
Com. Size >100k	0.106**	0.088*	0.076	0.057	-0.003	0.103	0.016
Separation C2_6 ³	-0.128***	-0.098**	-0.103**	-0.069	-0.059	-0.069	-0.076*
Q2FamInc C1_4		0.168***	0.148**	0.149**	0.164**	0.091	0.087*
Q3FamInc C1_4		0.176***	0.154**	0.157***	0.159**	0.139*	0.102**
Q4FamInc C1_4		0.200***	0.176***	0.172***	0.214***	0.099	0.129***
Q2Math 7_15			0.075	0.061	0.0056	0.118*	0.061
Q3Math 7_15			0.105**	0.084*	0.069	0.072	0.126***
Q4Math 7_15			0.199***	0.150***	0.117**	0.189**	0.162***
Health status C5_6 ⁴				0.068**	0.042	0.104*	0.070**
FamFunc scale 8_11 ⁵				-0.006	0.001	-0.014**	-0.007*
Hyper-activity scale ⁶				-0.015**	-0.013*	-0.017*	-0.012**
Consistent parent.8_11 ⁷				-0.016***	-0.015**	-0.016*	-0.014***
Monitoring scale 14-15 ⁸				0.012**	0.009	0.016*	0.011**
Mon_Missing				0.232**	0.169	0.303**	0.221**
Prosocial scale 14-15 ⁹				0.004	0.006	-0.000	0.006
Pro_missing				-0.272*	-0.189	-0.384*	-0.152
Aggression 8_11 ¹⁰				-0.001	0.003	0.001	-0.001
Constant	0.459***	0.448***	0.380***	0.500***	0.491**	0.586**	0.464***
N	1,797	1,797	1,797	1,797	1,004	793	2,153
Adj. R ²	0.119	0.136	0.158	0.198	0.165	0.226	0.180

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap » (non présentés). 2. La référence est un parent/gardien. 3. Passage de deux parents à un parent/gardien. 4. Excellent ou très bon/ autres états. 5. Le score total varie entre 0 et 36, un score élevé indiquant le dysfonctionnement familial. 6. Le score total varie de 0 à 16, un score élevé indiquant la présence de comportement hyperactif/ d'inattention. 7. Le score total varie entre 0 et 20, un score élevé indiquant un haut degré de cohérence parentale. 8. Cette question est seulement posée aux jeunes de 10-15 ans. Un score élevé indiquant un haut degré de contrôle parental. 9. Le score total varie de 0 à 20, un score élevé indiquant un comportement pro-social. 10. Le score total varie de 0 à 12, un score élevé indiquant des comportements associés avec des troubles de comportement et d'agression physique. Significativité statistique: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tableau T.10Q: Estimation par MCO de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Québec, 2004-2005¹

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	Échantillons					
	Tous		Femmes		Hommes	
Woman (man)	0.000571	(0.0589)				
Age19 (18) C6	0.210***	(0.0618)	0.169*	(0.0770)	0.235	(0.127)
Age 20 C6	0.0802	(0.0870)	0.180*	(0.0918)	0.0952	(0.138)
Age 21 C6	0.169*	(0.0750)	0.235**	(0.0856)	0.151	(0.175)
PrnkEduPrim (Sec) C1	0.0302	(0.0829)	0.121	(0.0933)	-0.0713	(0.146)
PrnkEduSomePSE C1	0.0943	(0.0686)	0.101	(0.0946)	0.0912	(0.112)
PrnkEduCollege C1	0.111	(0.0770)	0.101	(0.113)	0.0447	(0.115)
PrnkEduUniversity C1	-0.0150	(0.0927)	0.0767	(0.111)	-0.149	(0.164)
Two bio-parents C1 ²	-0.0558	(0.0825)	-0.0574	(0.0904)	-0.0367	(0.132)
Two parents C1	0.163	(0.109)	0.0673	(0.132)	0.371	(0.252)
Sibling 1(0 sib)	0.0788	(0.0727)	0.0243	(0.0804)	0.120	(0.121)
Siblings 2 or more	0.0338	(0.0740)	-0.0354	(0.0820)	0.0490	(0.131)
Com. Size <100k (rural)	-0.112*	(0.0544)	-0.00358	(0.0675)	-0.0862	(0.130)
Com. Size >100k	-0.156*	(0.0695)	-0.102	(0.0867)	-0.0525	(0.144)
Separation C2_6 ³	-0.0641	(0.0649)	-0.0273	(0.0846)	-0.0804	(0.117)
Q2FamInc C1_4	0.00528	(0.0677)	-0.191*	(0.0834)	0.220	(0.133)
Q3FamInc C1_4	0.00746	(0.0759)	-0.143	(0.105)	0.102	(0.132)
Q4FamInc C1_4	0.113	(0.0755)	-0.0668	(0.100)	0.250	(0.131)
Q2Math 7_15	0.0501	(0.176)	0.118	(0.188)	-0.0224	(0.329)
Q3Math 7_15	0.267	(0.156)	0.208	(0.171)	0.290	(0.295)
Q4Math 7_15	0.268	(0.149)	0.134	(0.155)	0.336	(0.286)
Health status C5_6 ⁴	0.0811	(0.0580)	-0.0253	(0.0682)	0.174	(0.0969)
FamFunc scale 8_11 ⁵	-0.00881	(0.00644)	-0.0113	(0.00668)	-0.00345	(0.0138)
Hyper-activity scale ⁶	-0.00273	(0.0109)	-0.0154	(0.0154)	0.00428	(0.0165)
Consistent parent.8_11 ⁷	-0.0165	(0.00868)	-0.00492	(0.00992)	-0.0338	(0.0197)
Monitoring scale 14-15 ⁸	0.00813	(0.00897)	0.0257*	(0.0115)	0.00539	(0.0143)
Mon_Missing	0.224	(0.146)	0.464*	(0.214)	0.211	(0.242)
Prosocial scale 14-15 ⁹	0.0140	(0.00834)	0.0130	(0.0124)	0.00843	(0.0119)
Pro_missing	0.153	(0.191)	-0.0535	(0.273)	0.229	(0.250)
Aggression 8_11 ¹⁰	-0.00732	(0.0147)	0.0119	(0.0252)	-0.0498	(0.0296)
Constant	0.530	(0.304)	0.370	(0.373)	0.597	(0.531)
N	356		211		145	
Adj. R ²	0.209		0.261		0.305	

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap » (non présentés). 2. La référence est un parent/gardien. 3. Passage de deux parents à un parent/gardien. 4. Excellent ou très bon/ autres états. 5. Le score total varie entre 0 et 36, un score élevé indiquant le dysfonctionnement familial. 6. Le score total varie de 0 à 16, un score élevé indiquant la présence de comportement hyperactif/ d'inattention. 7. Le score total varie entre 0 et 20, un score élevé indiquant un haut degré de cohérence parentale. 8. Cette question est seulement posée aux jeunes de 10-15 ans. Un score élevé indiquant un haut degré de contrôle parental. 9. Le score total varie de 0 à 20, un score élevé indiquant un comportement pro-social. 10. Le score total varie de 0 à 12, un score élevé indiquant des comportements associés avec des troubles de comportement et d'agression physique. Significativité statistique: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Tableau T.11: Estimation par MCO de l'effet des scores de maths et de lecture sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada et Québec, 2004-2005¹

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	Échantillons									
	Canada		Québec		Tous sauf Québec (RdC)		Femmes RdC		Hommes RdC	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Woman (man)	0.101***	0.0929***	0.0454	0.0574	0.117***	0.104***				
Age19 (18) C6	0.109**	0.109**	0.185**	0.204**	0.0791*	0.0793	0.0991	0.102*	0.0910	0.0853
Age 20 C6	0.141***	0.140***	0.0597	0.0870	0.153***	0.147***	0.171***	0.166***	0.122	0.112
Age 21 C6	0.209***	0.203***	0.143	0.161*	0.210***	0.203***	0.223***	0.218***	0.235***	0.219***
Prov_Que (Prov_Atl)	0.0549	0.0991**								
Prov_Ont	0.00496	-0.000150			-0.0229	-0.0266	-0.0247	-0.0353	-0.0111	-0.006
Prov_Prai	-0.094*	-0.0949*			-0.107*	-0.108*	-0.0678	-0.0801	-0.150*	-0.136
Prov_Alba	-0.125**	-0.132**			-0.144**	-0.15***	-0.0999*	-0.109*	-0.171*	-0.168*
Prov_BC	-0.0288	-0.0212			-0.0560	-0.0509	-0.0305	-0.0360	-0.0784	-0.0666
PmkEduPrim (Sec) C1	-0.0788	-0.0770	0.0357	-0.0185	-0.120*	-0.110*	-0.0075	0.00750	-0.251**	-0.239**
PmkEduSomePSE C1	-0.0141	-0.00839	0.0923	0.0731	-0.0407	-0.0320	0.0237	0.0331	-0.0963	-0.101
PmkEduCollege C1	0.00519	0.0117	0.103	0.0962	-0.0190	-0.0084	0.0288	0.0458	-0.0720	-0.0647
PmkEduUniversity C1	0.00631	0.0214	-0.0054	-0.0079	0.0283	0.0502	0.0936	0.101	-0.0222	0.0119
Two bio-parents C1 ²	0.0705	0.0716	-0.0143	0.0469	0.0725	0.0642	0.0650	0.0495	0.0714	0.0665
Two parents C1	0.106*	0.0966	0.162	0.191*	0.0815	0.0631	0.145	0.125	0.00617	-0.0081
Sibling 1(0 sib)	-0.0247	-0.0257	0.0463	0.0252	-0.0484	-0.0470	-0.0275	-0.0282	-0.0493	-0.0631
Siblings 2 or more	-0.0436	-0.0481	-0.0271	-0.0360	-0.0647	-0.0683	-0.0133	-0.0197	-0.119	-0.130*
Com. Size <100k (rural)	-0.0296	-0.0275	-0.123*	-0.124**	-0.0048	-0.0019	-0.0480	-0.0530	0.0241	0.0322
Com. Size >100k	0.0259	0.0315	-0.166*	-0.175**	0.0766	0.0853*	-0.0009	0.00536	0.136*	0.151*
Separation C2_6 ³	-0.105**	-0.105**	-0.107	-0.112	-0.102**	-0.101**	-0.0778	-0.0755	-0.124*	-0.121*
Q2FamInc C1_4	0.0847*	0.0980*	-0.0132	-0.0379	0.149**	0.164**	0.159**	0.171**	0.0897	0.127
Q3FamInc C1_4	0.101*	0.119**	0.00781	0.00563	0.154**	0.173***	0.157*	0.173**	0.130	0.161*
Q4FamInc C1_4	0.133**	0.153***	0.104	0.0923	0.172***	0.191***	0.211***	0.238***	0.104	0.128
Q2Math 8_15	0.0640		-0.0227		0.0700		-0.0203		0.163**	
Q3Math 8_15	0.132***		0.209		0.0995**		0.0546		0.130*	
Q4Math 8_15	0.188***		0.210		0.193***		0.115*		0.278***	
Q2Reading 7-15	-0.0033	0.0229	0.105	0.119	-0.0348	-0.0086	-0.0103	0.00793	-0.0505	-0.0223
Q3Reading 7-15	-0.0035	0.0385	0.0187	0.0263	-0.0059	0.0359	0.0550	0.0824	-0.0763	-0.0247
Q4Reading 7-15	0.0377	0.107**	0.137	0.163	0.00443	0.0773	0.0604	0.113*	-0.0494	0.0361
Missing_Reading_score	-0.0631	-0.0340	0.0445	0.0281	-0.125*	-0.0917	-0.137	-0.109	-0.121	-0.0805
Constant	0.413***	0.457***	0.583**	0.713***	0.414***	0.455***	0.470***	0.475***	0.486***	0.566***
N	2,153		356		1,797		1,004		793	
Adj. R ²	0.146	0.126	0.162	0.118	0.162	0.144	0.172	0.139	0.172	0.139

Significativité statistique (à partir des écarts-type "bootstrappés"): * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap »

Tableau T.12: Estimation par MCO de l'effet du voisinage sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada, 2004-2005¹

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	Échantillons				Échantillon			
	RdC	Tous	Hommes	Femmes	Tous			
Woman (man)	0.0689*	0.0606*	0	0	0.0697**	0.0745**	0.0679**	0.0608*
Age 19 (18) C6	0.0746	0.0995*	0.0897	0.12*	0.116***	0.111**	0.117***	0.107**
Age 20 C6	0.167***	0.153***	0.127*	0.186***	0.156***	0.157***	0.157***	0.148***
Age 21 C6	0.211***	0.205***	0.235***	0.210***	0.220***	0.221***	0.221***	0.206***
Prov_Que (Prov_Atl)		0.0252	0.0243	0.0458	0.0436	0.0404	0.0508	0.0602
Prov_Ont	-0.0306	-0.0036	0.0153	-0.00769	0.00295	0.0115	0.00648	0.0277
Prov_Prai	-0.0680	-0.0554	-0.0921	-0.0323	-0.089*	-0.0893*	-0.0843*	-0.0519
Prov_Alb	-0.133**	-0.112*	-0.149*	-0.0481	-0.101*	-0.0951*	-0.0934*	-0.0926*
Prov_BC	-0.0470	-0.0270	-0.0294	0.0157	-0.0235	-0.0219	-0.0175	0.000377
PmkEduPri(Sec)C1	-0.0744	-0.0411	-0.193*	0.0801	-0.0839	-0.0866	-0.0804	-0.116*
PmkEduSomePSE C1	0.00110	0.0165	-0.0401	0.0782	-0.0119	-0.0143	-0.00557	-0.0165
PmkEduCollege C1	0.0101	0.0157	-0.0331	0.0435	0.00687	0.00276	0.00625	0.00456
PmkEduUniversityC1	0.0977*	0.0537	-0.0379	0.121*	0.0186	0.0134	0.0175	0.0238
Two bio-parents C1	0.0548	0.0531	0.0489	0.0600	0.0419	0.0621	0.0473	0.00364
Two parents C1	0.0619	0.107	0.00839	0.187**	0.0891	0.120*	0.0896	0.0528
Sibling 1(0 sib)	0.0143	0.0282	0.0459	0.0131	-0.008	-0.00232	-0.00377	0.0153
Siblings 2 or more	0.00975	0.0302	-0.0192	0.0503	-0.0202	-0.0162	-0.0173	0.00277
Com. Size <100k(rural)	-0.0049	-0.0265	-0.0040	-0.0582	-0.0267	-0.0312	-0.0274	-0.0229
Com. Size >100k	0.0449	0.00795	0.0393	-0.0248	0.0197	0.0107	0.0167	0.00341
Separation C2_6	-0.085*	-0.086*	-0.0625	-0.0974*	-0.072*	-0.0810*	-0.0788*	-0.0822*
Q2FamInc C1_4	0.154**	0.104*	0.144*	0.0418	0.0903*	0.0891*	0.0844*	0.0538
Q3FamInc C1_4	0.164**	0.116*	0.167*	0.0470	0.107**	0.104*	0.1000*	0.0896*
Q4FamInc C1_4	0.179***	0.137**	0.142*	0.113*	0.135***	0.132**	0.131**	0.0996*
Q2Math 7_15	0.0663	0.0682	0.124	0.0215	0.0579	0.0638	0.0588	0.0572
Q3Math 7_15	0.0833*	0.123**	0.144*	0.0982*	0.126***	0.128***	0.126***	0.117**
Q4Math 7_15	0.149***	0.166***	0.263***	0.0756	0.161***	0.166***	0.160***	0.151***
Health status C5_6	0.0704*	0.0645*	0.100*	0.0279	0.0690**	0.0638*	0.0682**	0.0605*
FamFunc scale 8_11	-0.0064	-0.008*	-0.0143*	-0.00159	-0.0061	-0.007*	-0.006*	-0.0083*
Hyper-activity scale	-0.016**	-0.012*	-0.0076	-0.0128	-0.013**	-0.0122*	-0.012**	-0.0144**
Consistentparent.8_11	-0.02***	-0.02***	-0.017**	-0.0137**	-0.01***	-0.014***	-0.014***	-0.015***
Monitoringscal.14-15	0.0129**	0.0116*	0.00869	0.0138*	0.0113**	0.0111**	0.0109**	0.0114**
Mon_Missing	0.274***	0.241**	0.217	0.226*	0.221**	0.215**	0.218**	0.219**
Prosocial scale 14-15	0.00244	0.00492	0.00228	0.00694	0.00610	0.00646*	0.00642*	0.00551
Pro_missing	-0.365*	-0.262	-0.542**	-0.0142	-0.150	-0.152	-0.154	-0.116
Aggression 8_11	-0.0005	-0.0057	-0.0160	0.00466	0.00149	0.00213	0.00132	0.00152
Neighbourhood ²	-0.0036	-0.0020	-0.0038	0.00172				
Neigh. safety scoreC1					0.010			
Neighbours scoreC1						0.00101		
Neigh. problems C1							-0.0124	
Neighbours score C3 ³								-0.00015
_cons	0.547***	0.473**	0.614*	0.389*	0.408**	0.427**	0.470***	0.558***
N	1,471	1,762	754	1,008	2,135	2,048	2,123	1,891
adj. R ²	0.185	0.169	0.231	0.123	0.182	0.177	0.184	0.166

Significativité statistique : * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap ». 2. Structure du voisinage pour les répondants de 16-17 ans C4-C5. 3. C'est la seule variable disponible au cycle 3.

Logit multinomial

Tableau T.13: Effets marginaux de l'estimation multinomiale sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada, 2004-2005

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	États			
	Décrocheur (1)	Persévérant du sec (2)	Dipl du sec, pas ÉPS (3)	Participants aux ÉPS (4)
Woman (man)	-0.00395	-0.0163*	-0.0386**	0.0588**
Age19 (18) C6	-0.000493	-0.0387***	-0.0403**	0.0796***
Age 20 C6	-0.0305***	-0.0510***	-0.0535***	0.135***
Age 21 C6	-0.0223**	-0.0590***	-0.0859***	0.167***
Prov_Que (Prov_Atl)	0.0475*	-0.00451	-0.0267	-0.0163
Prov_Ont	0.0264	0.0139	0.00183	-0.0422
Prov_Prai	0.00866	-0.00580	0.0398	-0.0426
Prov_Alba	0.0388	0.00145	0.0659*	-0.106**
Prov_BC	-0.00857	-0.00623	0.0369	-0.0221
PmkEduPri(Sec)C1	0.0106	-0.0156	0.0317	-0.0267
PmkEduSomePSE C1	-0.00360	-0.00681	0.00174	0.00867
PmkEduCollege C1	-0.0185*	-0.0137	-0.0126	0.0448
PmkEduUniversityC1	-0.0282***	-0.0226**	-0.0242	0.0750**
Two bio-parents C1	-0.0520**	-0.0319*	-0.0191	0.103**
Two parents C1	-0.00572	-0.00625	-0.0251	0.0371
Sibling 1(0 sib)	0.00764	-0.00493	0.00932	-0.0120
Siblings 2 or more	0.00782	-0.00641	0.0194	-0.0208
Com. Size <100k(rural)	-0.0133	0.00180	-0.0131	0.0246
Com. Size >100k 14-15	-0.0140	-0.00266	-0.0338*	0.0504*
Separation 14-15	-0.0142	-0.00686	0.0482	-0.0271
Q2FamInc 14-15	-0.0155*	0.000184	-0.0175	0.0328
Q3FamInc 14-15	-0.0264**	0.00513	-0.0439**	0.0652**
Q4FamInc 14-15	-0.0290**	-0.0121	-0.0496**	0.0907***
Q2Math 7_15	-0.0189*	-0.000538	-0.0154	0.0348
Q3Math 7_15	-0.0242**	-0.0205**	-0.0509***	0.0955***
Q4Math 7_15	-0.0314***	-0.0250***	-0.0697***	0.126***
Health status 14-15	-0.0209	-0.0111	-0.00256	0.0346
FamFunc scale 8_11	0.000304	-0.000203	0.00446*	-0.00456
Hyper-activity scale	0.00327**	0.00382***	0.00608*	-0.0132***
Consistentparent.8_11	0.00212	0.000354	0.00832***	-0.0108***
Monitoringscal.14-15	0.0000811	-0.000572	-0.00620**	0.00669*
Mon_Missing	0.0142	0.00544	-0.0809***	0.0612
Prosocial scale 14-15	-0.00254**	-0.000131	-0.00296	0.00563*
Pro_missing	0.00308	0.0419	0.0980	-0.143
Aggression 8_11	0.00500*	0.00252	-0.000235	-0.00729
Not in school 14-15	0.359*	0.126	-0.0793***	-0.406*
N	2,738	2,738	2,738	2,738

Significativité statistique : * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap ».

Tableau T.13A: Effets marginaux de l'estimation multinomiale de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Femmes, Canada, 2004-2005¹

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	États			
	Décrocheur (1)	Persévérant du sec (2)	Dipl du sec, pas ÉPS (3)	Participants aux ÉPS (4)
Age19 (18) C6	0.00818	-0.0274***	-0.0495**	0.0688**
Age 20 C6	-0.0227**	-0.0383***	-0.0735***	0.135***
Age 21 C6	-0.0160*	-0.0347***	-0.0961***	0.147***
Prov_Que (Prov_Atl)	0.0290	-0.00891	-0.0292	0.00914
Prov_Ont	0.0362*	0.00607	0.00505	-0.0473
Prov_Prai	0.00572	-0.00852	0.0164	-0.0136
Prov_Alb	0.0881	0.00326	0.0235	-0.115
Prov_BC	-0.0248**	-0.00998	0.0162	0.0186
PmkEduPri(Sec)C1	0.0112	-0.00447	-0.0192	0.0125
PmkEduSomePSE C1	0.00357	-0.00457	-0.0268	0.0278
PmkEduCollege C1	-0.0118	-0.0126**	-0.0160	0.0403
PmkEduUniversityC1	-0.0261**	-0.0236***	-0.0439*	0.0936***
Two bio-parents C1	-0.0340*	-0.0106	-0.0118	0.0564
Two parents C1	-0.00337	-0.00348	-0.0476*	0.0545
Sibling 1(0 sib)	-0.0189	-0.00758	0.0135	0.0131
Siblings 2 or more	-0.0154	-0.00808	-0.00113	0.0246
Com. Size <100k(rural)	-0.0108	0.00900	-0.0109	0.0126
Com. Size >100k 14-15	-0.0113	0.00253	-0.0158	0.0246
Separation 14-15	-0.00383	-0.00237	0.0179	-0.0117
Q2FamInc 14-15	-0.0126	-0.00626	-0.00753	0.0263
Q3FamInc 14-15	-0.0246**	0.00165	-0.0314	0.0543*
Q4FamInc 14-15	-0.0200*	-0.00797	-0.0579**	0.0858***
Q2Math 7_15	-0.0135	-0.00427	-0.00261	0.0204
Q3Math 7_15	-0.0217**	-0.0113*	-0.0456*	0.0786***
Q4Math 7_15	-0.0165	-0.00909	-0.0494**	0.0749**
Health status 14-15	-0.0279	-0.0160	-0.0139	0.0577
FamFunc scale 8_11	0.000453	0.0000969	0.00309	-0.00364
Hyper-activity scale	0.000936	0.00308***	0.00689*	-0.0109**
Consistentparent.8_11	0.00140	0.00127	0.00814**	-0.0108**
Monitoringscal.14-15	0.0000560	-0.000924	-0.00664*	0.00751*
Mon_Missing	-0.00241	-0.0122	-0.0749***	0.0895**
Prosocial scale 14-15	-0.00363**	-0.00000949	-0.00451*	0.00815**
Pro_missing	-0.0190*	0.104	0.0691	-0.154
Aggression 8_11	0.00269	-0.000497	-0.00186	-0.000341
Not in school 14-15	0.183	0.194	0.0644	-0.442
<i>N</i>	1,468	1,468	1,468	1,468

Significativité statistique: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap ».

Tableau T.13B: Effets marginaux de l'estimation multinomiale de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Hommes, Canada, 2004-2005¹

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	États			
	Décrocheur (1)	Persévérant du sec (2)	Dipl du sec, pas ÉPS (3)	Participants aux ÉPS (4)
Age 19 (18) C6	-0.0113	-0.0466***	-0.0263	0.0843**
Age 20 C6	-0.0227*	-0.0596***	-0.0230	0.105***
Age 21 C6	-0.0211*	-0.0789***	-0.0684***	0.168***
Prov_Que (Prov_Atl)	0.0478	0.00206	-0.0219	-0.0280
Prov_Ont	0.00431	0.0218	0.0000287	-0.0262
Prov_Prai	0.0115	0.000109	0.0680	-0.0796
Prov_Alb	-0.00984	-0.00294	0.0934*	-0.0807
Prov_BC	-0.00267	0.000301	0.0466	-0.0442
PrmkEduPri(Sec)C1	0.0108	-0.0281	0.0982*	-0.0809
PrmkEduSomePSE C1	-0.0106	-0.0157	0.0232	0.00302
PrmkEduCollege C1	-0.0233*	-0.0168	-0.00123	0.0413
PrmkEduUniversityC1	-0.0237*	-0.0144	0.00214	0.0359
Two bio-parents C1	-0.0710*	-0.0605*	-0.0184	0.150**
Two parents C1	-0.0121	-0.00994	-0.00400	0.0260
Sibling 1(0 sib)	0.0529*	0.00752	0.0126	-0.0730
Siblings 2 or more	0.0506*	0.00458	0.0446	-0.0998*
Com. Size <100k(rural)	-0.0112	-0.00456	-0.00875	0.0245
Com. Size >100k 14-15	-0.0172	-0.0134	-0.0407	0.0712*
Separation 14-15	-0.00939	-0.00521	0.0574	-0.0428
Q2FamInc 14-15	-0.00105	0.00747	-0.0168	0.0103
Q3FamInc 14-15	-0.00816	0.00287	-0.0472**	0.0525
Q4FamInc 14-15	-0.0133	-0.0175	-0.0365	0.0673*
Q2Math 7_15	-0.0152	0.00371	-0.0232	0.0346
Q3Math 7_15	-0.0206*	-0.0252*	-0.0446*	0.0904***
Q4Math 7_15	-0.0435***	-0.0410***	-0.0737***	0.158***
Health status 14-15	-0.00847	-0.00229	0.000164	0.0106
FamFunc scale 8_11	0.000424	-0.000138	0.00454*	-0.00482
Hyper-activity scale	0.00427**	0.00383*	0.00549	-0.0136**
Consistentparent.8_11	0.00229	-0.000555	0.00864**	-0.0104*
Monitoringscal.14-15	0.000494	-0.000308	-0.00504	0.00485
Mon_Missing	0.0410	0.0337	-0.0722***	-0.00249
Prosocial scale 14-15	-0.0000467	0.000282	-0.00107	0.000830
Pro_missing	0.0718	0.0439	0.0963	-0.212
Aggression 8_11	0.00499	0.00636*	0.000609	-0.0120
Not in school 14-15	0.512**	0.0317	-0.105***	-0.439*
N	1,270	1,270	1,270	1,270

Significativité statistique: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap ».

Tableau T.14: Effets marginaux de l'estimation multinomiale de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada sauf Québec, 2004-2005¹

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	États				
	Décrocheur (1)	Persévérant du sec (2)	Dipl du sec, pas ÉPS (3)	Collège (4)	Université (5)
Woman (man)	0.00437	-0.0235*	-0.0682***	-0.0592	0.147***
Age 19 (18) C6	-0.00159	-0.0554***	-0.0438	0.161**	-0.0598
Age 20 C6	-0.0411***	-0.0732***	-0.0894***	0.205***	-0.00119
Age 21 C6	-0.0271*	-0.0848***	-0.127***	0.215***	0.0244
Prov_Ont (Prov_Atl)	0.0334*	0.0131	0.0157	0.107*	-0.170***
Prov_Prai	0.0116	-0.0102	0.0647	0.0297	-0.0958*
Prov_Alb	0.0422	-0.00751	0.0851*	0.167**	-0.287***
Prov_BC	-0.0124	-0.0158	0.0525	0.210***	-0.235***
PmkEduPri(Sec)C1	0.0518*	-0.0117	0.0662	0.0286	-0.135*
PmkEduSomePSE C1	0.00733	-0.00238	0.0178	0.0351	-0.0579
PmkEduCollege C1	-0.0217	-0.00714	0.000833	0.0493	-0.0213
PmkEduUniversityC1	-0.0423**	-0.0211	-0.0458	-0.124*	0.233***
Two bio-parents C1	-0.0821**	-0.0506*	-0.0300	0.123*	0.0394
Two parents C1	-0.0143	0.000710	-0.0230	0.00252	0.0341
Sibling 1(0 sib)	-0.00243	-0.00529	0.0327	-0.0702	0.0452
Siblings 2 or more	-0.00396	-0.00371	0.0478	-0.0236	-0.0166
Com. Size <100k(rural)	-0.0179	0.0195	-0.0252	-0.0430	0.0666
Com. Size >100k 14-15	-0.0166	0.00842	-0.0791**	-0.105*	0.192***
Separation 14-15	-0.0190	-0.0123	0.0589	0.107	-0.135*
Q2FamInc 14-15	-0.0256*	-0.00742	-0.0505*	0.0138	0.0696
Q3FamInc 14-15	-0.0383**	0.0112	-0.0884***	-0.0811	0.197**
Q4FamInc 14-15	-0.0336**	-0.0148	-0.0899***	-0.0663	0.205**
Q2Math 7_15	-0.0289**	-0.00112	-0.0352	-0.0758	0.141*
Q3Math 7_15	-0.0255*	-0.0285**	-0.0739***	-0.205***	0.333***
Q4Math 7_15	-0.0345*	-0.0365***	-0.108***	-0.209***	0.388***
Health status 14-15	-0.0202	-0.0106	-0.0217	0.0369	0.0157
FamFunc scale 8_11	0.000376	-0.000482	0.00614*	-0.00424	-0.00179
Hyper-activity scale	0.00242	0.00388**	0.00972**	0.00222	-0.0182*
Consistentparent.8_11	0.00377*	0.000274	0.0138***	0.00411	-0.0219**
Monitoringscal.14-15	-0.000687	-0.000559	-0.01000**	0.00877	0.00248
Mon_Missing	-0.00418	0.0330	-0.124***	0.178	-0.0828
Prosocial scale 14-15	-0.00375**	0.000631	-0.00286	-0.00443	0.0104
Pro_missing	0.0320	0.0467	0.215	-0.220*	-0.0736
Aggression 8_11	0.00980**	0.00536*	0.000132	-0.000515	-0.0148
Not in school 14-15	0.411*	0.199	-0.128***	-0.281**	-0.202
N	2,260	2,260	2,260	2,260	2,260

Significativité statistique: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap ».

Tableau T.14A: Effets marginaux de l'estimation multinomiale de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Femmes, Canada sauf Québec, 2004-2005¹

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	États				
	Décrocheur (1)	Persévérant du sec (2)	Dipl du sec, pas ÉPS (3)	Collège (4)	Université (5)
Age19 (18) C6	-0.00251	-0.0227***	-0.0392*	0.0461	0.0183
Age 20 C6	-0.0358**	-0.0325***	-0.0817***	0.187*	-0.0372
Age 21 C6	-0.0189	-0.0292***	-0.106***	0.162*	-0.00804
Prov_Ont (Prov_Atl)	0.0370*	0.00529	0.00927	0.222***	-0.273***
Prov_Prai	0.00958	-0.00631	0.00829	0.190**	-0.202**
Prov_Alb	0.0846	0.00108	0.00579	0.296***	-0.388***
Prov_BC	-0.0297**	-0.00720	0.00291	0.271***	-0.237***
PmkEduPri(Sec)C1	0.0309	0.00302	0.00322	0.125	-0.162
PmkEduSomePSE C1	0.00953	0.00156	-0.0204	0.0827	-0.0733
PmkEduCollege C1	-0.00608	-0.00575	-0.00750	0.0669	-0.0476
PmkEduUniversityC1	-0.0250	-0.0179***	-0.0636***	-0.164*	0.270***
Two bio-parents C1	-0.0487	-0.0131	-0.0442	-0.0114	0.117
Two parents C1	-0.00266	0.000543	-0.0593**	-0.0376	0.0990
Sibling 1(0 sib)	-0.0255	-0.00495	0.0266	-0.0161	0.0200
Siblings 2 or more	-0.0280	-0.00120	0.00323	-0.0291	0.0550
Com. Size <100k(rural)	-0.0108	0.00611	-0.00957	0.0258	-0.0115
Com. Size >100k 14-15	-0.0166	0.00165	-0.0359	-0.128*	0.178**
Separation 14-15	-0.000872	-0.00353	0.0104	-0.0978	0.0919
Q2FamInc 14-15	-0.0149	-0.00778	-0.0384	-0.000925	0.0620
Q3FamInc 14-15	-0.0321**	-0.00296	-0.0613**	-0.0964	0.193*
Q4FamInc 14-15	-0.0309*	-0.00913	-0.0748***	-0.0587	0.174
Q2Math 7_15	-0.0143	-0.00389	-0.00328	-0.0476	0.0690
Q3Math 7_15	-0.0184*	-0.00728	-0.0400*	-0.180**	0.246***
Q4Math 7_15	-0.0186	-0.00563	-0.0686***	-0.291***	0.384***
Health status 14-15	-0.00985	-0.0109	-0.0290	0.0636	-0.0138
FamFunc scale 8_11	0.000388	0.000480	-0.000138	0.00593	-0.00666
Hyper-activity scale	0.000223	0.00180*	0.00643*	0.00222	-0.0107
Consistentparent.8_11	0.00259	0.00165*	0.0112***	-0.00261	-0.0128
Monitoringscal.14-15	0.000233	0.000149	-0.00507	0.00238	0.00230
Mon_Missing	0.0134	0.00850	-0.0689**	0.133	-0.0860
Prosocial scale 14-15	-0.00346*	0.000532	-0.00405	-0.00324	0.0102
Pro_missing	-0.0146	0.0408	0.157	-0.181	-0.00289
Aggression 8_11	0.00580*	0.00110	0.00157	0.00866	-0.0171
Not in school 14-15	0.312	0.451	0.129	-0.377***	-0.515***
N	1,210	1,210	1,210	1,210	1,210

Significativité statistique: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap ».

Tableau T.14B: Effets marginaux de l'estimation multinomiale de la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Hommes, Canada sauf Québec, 2004-2005¹

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	États				
	Décrocheur (1)	Persévérant du sec (2)	Dipl du sec, pas ÉPS (3)	Collège (4)	Université (5)
Age19 (18) C6	-0.0159	-0.0788***	-0.0439	0.257***	-0.118
Age 20 C6	-0.0289	-0.108***	-0.0584	0.191*	0.00394
Age 21 C6	-0.0377*	-0.132***	-0.126***	0.274***	0.0212
Prov_Ont (Prov_Atl)	0.00607	0.0214	0.00706	0.0290	-0.0636
Prov_Prai	0.0218	0.00141	0.110	-0.116	-0.0163
Prov_Alb	-0.0152	-0.0196	0.141*	0.0853	-0.191***
Prov_BC	-0.00487	-0.0212	0.0626	0.207*	-0.243***
PmkEduPri(Sec)C1	0.0614	-0.0392	0.153*	-0.0965	-0.0783
PmkEduSomePSE C1	-0.00277	-0.0196	0.0474	-0.000831	-0.0242
PmkEduCollege C1	-0.0377	-0.00352	0.0152	0.0351	-0.00904
PmkEduUniversityC1	-0.0429*	0.0182	-0.0211	-0.168	0.213*
Two bio-parents C1	-0.0964	-0.0774	-0.00408	0.275**	-0.0970
Two parents C1	-0.0239	0.00944	0.0276	0.0780	-0.0911
Sibling 1(0 sib)	0.0563	0.0248	0.0283	-0.216**	0.107
Siblings 2 or more	0.0599	0.0154	0.0952*	-0.124	-0.0467
Com. Size <100k(rural)	-0.0165	0.0442	-0.0360	-0.153*	0.161**
Com. Size >100k 14-15	-0.0100	0.0191	-0.0931*	-0.137*	0.221***
Separation 14-15	-0.0150	-0.0133	0.0596	0.235***	-0.266***
Q2FamInc 14-15	-0.00942	-0.0112	-0.0255	0.0581	-0.0120
Q3FamInc 14-15	-0.0137	0.0228	-0.0811*	-0.0130	0.0850
Q4FamInc 14-15	-0.00641	-0.0202	-0.0564	-0.0184	0.101
Q2Math 7_15	-0.0379*	0.00148	-0.0751*	-0.141	0.252**
Q3Math 7_15	-0.0277	-0.0459**	-0.0826**	-0.303***	0.460***
Q4Math 7_15	-0.0551***	-0.0769***	-0.123***	-0.218**	0.473***
Health status 14-15	-0.0334	0.00829	-0.0246	-0.0365	0.0861
FamFunc scale 8_11	0.000841	-0.00153	0.0112**	-0.0166*	0.00609
Hyper-activity scale	0.00543*	0.00293	0.0111*	0.00161	-0.0211
Consistentparent.8_11	0.00265	-0.00336	0.0149**	0.00453	-0.0187
Monitoringscal.14-15	-0.000904	-0.00110	-0.0131**	0.0158	-0.000684
Mon_Missing	-0.00110	0.0722	-0.156***	0.171	-0.0858
Prosocial scale 14-15	-0.00271	0.000206	-0.000970	-0.00767	0.0111
Pro_missing	0.118	0.0712	0.235	-0.268	-0.156
Aggression 8_11	0.00689	0.0116*	-0.00470	0.000557	-0.0143
Not in school 14-15	0.508**	-0.0148	-0.209***	-0.290	0.00611
N	1,050	1,050	1,050	1,050	1,050

Significativité statistique: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap ».

Logit séquentiel

Tableau T.15: Estimation par Logit séquentiel des transitions scolaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Canada sauf Québec, 2004-2005¹

Variables (Catégorie de référence) [C=cycle]	Arbre de décision ²					
	1_2_3v0		2v1		3v1	
	Coef.	écart-type	Coef.	écart-type	Coef.	écart-type
Woman (man)	0.17	0.28	0.47**	0.19	1.18***	0.22
Age19 (18) C6	-0.10	0.35	0.62**	0.25	0.25	0.28
Age 20 C6	0.85**	0.42	1.19***	0.28	0.78**	0.30
Age 21 C6	0.21	0.36	1.56***	0.30	1.20***	0.31
Prov_Ont	-0.37	0.43	0.31	0.27	-0.46	0.30
Prov_Prai	-0.11	0.40	-0.36	0.28	-0.97***	0.30
Prov_Alba	-0.27	0.53	-0.11	0.29	-1.63***	0.35
Prov_BC	0.54	0.72	0.30	0.35	-1.07***	0.40
PmkEduPrim (Sec) C1	-0.88**	0.36	-0.33	0.32	-1.03***	0.43
PmkEduSomePSE C1	-0.13	0.35	-0.09	0.27	-0.36	0.28
PmkEduCollege C1	0.52	0.43	0.01	0.29	-0.19	0.32
PmkEduUniversity C1	1.27	0.31	-0.18	0.45	0.46	0.38
Two bio-parents C1	1.22***	0.37	0.42	0.29	0.31	0.37
Two parents C1	0.33	0.47	0.44	0.37	0.53	0.53
Sibling 1(0 sib)	0.03	0.43	-0.40	0.31	-0.11	0.34
Siblings 2 or more	-0.19	0.45	-0.40	0.32	-0.30	0.36
Corn. Size <100k (rural)	0.01	0.38	-0.11	0.26	-0.02	0.29
Corn. Size >100k	-0.03	0.41	0.10	0.25	0.90***	0.31
Separation C2_6	0.33	0.42	-0.40*	0.23	-0.64**	0.28
Q2FamInc C1_4	0.75**	0.36	0.67**	0.30	0.76**	0.34
Q3FamInc C1_4	0.83*	0.44	0.63**	0.28	0.91***	0.35
Q4FamInc C1_4	0.81*	0.49	0.64**	0.31	1.21***	0.36
Q2Math 7_15	0.94***	0.36	0.14	0.24	0.78***	0.29
Q3Math 7_15	0.35	0.37	-0.06	0.26	1.28***	0.27
Q4Math 7_15	0.95	0.72	0.49	0.32	2.11***	0.35
Health status C5_6	1.07***	0.29	0.20	0.19	0.90***	0.22
Constant	-0.20	0.63	-1.42***	0.51	-2.52***	0.55
N	2,018					

Significativité statistique: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

1. Régressions pondérées et écarts-type obtenus par la technique du « bootstrap ». 2. Arbre de décision³⁸ (0:1 2 3; 1: 2:3), où: décrocheur du secondaire = 0; gradué du secondaire seulement = 1; participant au collège = 2; participant à l'université = 3

³⁸ Voir section 9.1 à la page 38 pour plus d'explication sur l'arbre de décision.

Annexe A

Variables explicatives utilisées ou potentielles

Tableau A1: Variables potentielles et leur disponibilité selon les cycles ou les âges : variables et cycle utilisé (✓), et en général non-significatif (NS)

<u>Antécédents familiaux - Rapporté par les parents</u>	
1. Niveau d'éducation de la PMR C1	✓
2. Type de famille C1	✓
3. Séparation des parents – construite avec C2-C6	✓
4. Province de résidence C3/C4	✓
5. Revenu familial permanent C1-C4 -Quartile	✓
6. Fratrie C1	✓
<u>Communauté - Rapporté par les parents</u>	
1. Taille C3/C4	✓
2. Score de sécurité du voisinage C1	NS
3. Score des problèmes du voisinage C1	NS
4. Score des voisins C1	NS
5. Score des voisins C3 (si <16 years)	NS
<u>Jeunes</u>	
1. Âge (18-21) C6	✓
2. Sex	✓
3. Scores de Math 7-15 ans C1-C4 – Quartile	✓
4. Scores de lecture 7-15 ans C2+C3 – Quartile	NS
5. Mesure cognitive (lecture et mathématiques) 16-17 ans C4-C5	
6. Évaluation en littératie 18-19 ans C6	NS
7. Évaluation en numéracie 20-21 ans C6	
<u>Directeurs/trices et enseignant(e)s : Index de la qualité des écoles 7-15 ans C1-C4 (de Lefebvre et al. 2008)</u>	
<u>Scores d'échelles rapportés par les parents</u>	
1. Fonctionnement familial 8-17 ans C1-C4	✓
2. Contrôle parental 8-11 ans C1-C2: interaction positive NS/ inefficacité NS /Cohérence ✓/rationalité NS	
3. Résolution de conflit 14-15 ans C3-C4	NS
4. Comportements 8-11 ans C1-C2: hyperactivité-inattention ✓/trouble de comportement-agression physique NS/ pro-social NS/anxiété et trouble émotionnel NS/ agression indirect NS/violence contre les biens NS	
5. État de santé (excellent - très bon/autres) 8-17 ans C1-C4	NS

Scores d'échelles rapportées par les jeunes	
1. Score d'attention parental 10-15 ans C3-C4	NS
2. Score de rejet parental 10-15 ans C2-C4	
3. Contrôle parental 10-15 ans C3-C4	√
4. Résolution de problème – mère/père 16-17 ans C4	
5. Pro-social 10-15 ans C3-C4	NS
6. Score de structure du voisinage si 16-17 ans C4-C5	NS
7. Échelle de dépression (16 à 17) C4-C5	NS
8. Score des amis (10 à 17 ans)	
9. Score d'auto-évaluation général (10 à 15 ans)	
10. Score d'agression indirect (10 à 15 ans)	
11. Score d'anxiété et de désordre émotionnel (10 à 15 ans)	
12. Score de trouble de comportement/ agression physique (10 à 15 ans)	
13. Score d'hyperactivité/d'inattention (10 à 15 ans)	
14. Score de violence contre les biens (10 à 15 ans)	
15. Score de prise de décision-diffusion 16-17 ans C4	
16. Score de prise de décision-informatif 16-17 ans C4	
17. Score de prise de décision-normatif 16-17 ans C4	

Annexe B

Statistiques descriptives

Tableau B1: Taux de participation selon le niveau d'éducation des jeunes en décembre 1999, 2001, 2003, 2005

	Décembre 1999 18-20 ans	Décembre r 2001 20-22 ans	Décembre 2003 22-24 ans	Décembre 2005 24-26 ans
Participation à l'école secondaire				
Décrocheurs du secondaire	11	12	10	NA
Persévérants du secondaire	13	2	1	NA
Diplômés du secondaire	76	86	89	NA
Participation aux études postsecondaires (ÉPS)				
Jamais inscrit aux ÉPS	46	28	23	21
Déjà participé aux ÉPS	54	72	77	79/100 ³
Déjà participé aux collège/CEGEP ¹	23	26	26	26/33 ³
Déjà participé à l'université ²	21	33	37	40/50 ³
Déjà participé à d'autres ÉPS	10	12	13	13/17 ³
Diplômés d'ÉPS	8	22	44	60
Diplômés d'ÉPS persévérants	4	8	12	16
Persévérants aux ÉPS	49	38	20	9
Décrocheurs des ÉPS	5	10	12	15

Sources: De l'EJET, cycles 1 à 3 du premier panel, Shaienks, Eisl-Culkin et Bussière (2006); deuxième panel, cycles 1 à 4, Shaienks et Gluszynski (2007). Estimé du nombre total de jeunes entre 18-20 ans en décembre 1999: 1 220 000.

1. Seulement. 2. Ont participé au Collège/CÉGEP et à l'université. 3. Pourcentage total des participants aux ÉPS et pourcentages par types d'ÉPS.

Table B2: Taille de l'échantillon de la cohorte des jeunes les plus âgés aux cycles 1 à 6 et répartition des répondants selon l'âge et la région au cycle 6 de l'ELENJ

Older youth cohort sample size over cycles 1 to 6				
Cycle and age	Un-weighted Sample		Weighted Sample ²	
C7 (2006-2007) 20-23 years	4,358		N/D	
C6 (2004-2005)	2,982 ¹		1,509,944	
18	815		373,888	
19	758		385,038	
20	746		379,046	
21	663		371,972	
C5 (2002-2003)	4,424			
16	1,122			
17	1,052			
18	1,172			
19	1,078			
C4 (2000-2001)	4,506			
14	1,151			
15	1,101			
16	1,173			
17	1,081			
C3 (1998-1999)	4,317			
12	1,264			
13	875			
14	1,262			
15	916			
C2 (1996-1997)	4,519			
10	1,193			
11	1,056			
12	1,202			
13	1,068			
C1 (1994-1995)	4,519			
8	1,193			
9	1,056			
10	1,202			
11	1,068			
Respondents for:	2,982 (cycle 6)			
6 cycles	2,414		1,200,277 (funnel weight) ³	
5 cycles	2,848			
4 cycles	2,962			
3 cycles	2,980			
Cycle and age	Canada	Ontario	Québec	Rest of Canada
C6 (2004-2005)	2,982	730	531	1,721
18	815	218	137	460
19	758	178	140	440
20	746	183	137	426
21	663	151	117	395

Sources: Guide de l'utilisateur C1 à C6 et calcul de l'auteur.

1. À partir des 4 695 répondants longitudinaux de la cohorte des 16-21 ans et après avoir exclus 128 répondants d'âge inconnu. 2. Poids longitudinal du cycle 6. 3. Poids entonnoir du cycle 6.

Table B3: Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Femmes, Canada, 2004-2005

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Age 18 C6	0,26		0	1
Age19 C6	0,26	0,44	0	1
Age 20 C6	0,25	0,43	0	1
Age 21 C6	0,24	0,43	0	1
Prov_Atl	0,16		0	1
Prov_Que	0,24	0,42	0	1
Prov_Ont	0,38	0,48	0	1
Prov_Prai	0,08	0,27	0	1
Prov_Alb	0,11	0,31	0	1
Prov_BC	0,12	0,32	0	1
PmkEduPrim C1	0,18	0,39	0	1
PmkEduHSgrad C1	0,19		0	1
PmkEduSomePSE C1	0,30	0,46	0	1
PmkEduCollege C1	0,18	0,38	0	1
PmkEduUniversity C1	0,14	0,35	0	1
Two bio-parents C1	0,74	0,44	0	1
Two parents C1	0,09	0,29	0	1
One parent C1	0,17		0	1
No siblings	0,13		0	1
Sibling 1	0,46	0,50	0	1
Siblings 2 or more	0,41	0,49	0	1
Rural	0,15		0	1
Com. Size <100k (rural)	0,26	0,44	0	1
Com. Size >100k	0,59	0,49	0	1
Separation C2_6	0,09	0,29	0	1
Q1FamInc C1_4	0,26		0	1
Q2FamInc C1_4	0,25	0,44	0	1
Q3FamInc C1_4	0,24	0,43	0	1
Q4FamInc C1_4	0,25	0,43	0	1
Q1Math 7_15	0,27		0	1
Q2Math 7_15	0,24	0,42	0	1
Q3Math 7_15	0,24	0,43	0	1
Q4Math 7_15	0,25	0,43	0	1
Health status C5_6	0,88	0,33	0	1
FamFunc scale 8_11	8,43	3,83		
Hyper-activity scale	3,65	3,00		
Consistent parent.8_11	14,93	3,38		
Monitoring scale 14-15	12,73	5,42		
Mon_Missing	0,11	0,32		
Prosocial scale 14-15	13,52	4,12		
Pro_missing	0,03	0,17		
Aggression 8_11	0,91	1,44		
Not in school 14-15	0,00	0,07	0	1
PSE part. non-HS grad	0,02	0,14	0	1
N		1,468		

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ cycles 1 à 6.

Table B4: Statistiques descriptives de l'échantillon, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, Hommes, Canada, 2004-2005.

Variable	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Age 18 c6	0,26		0	1
Age19 C6	0,25	0,43	0	1
Age 20 C6	0,24	0,43	0	1
Age 21 C6	0,25	0,43	0	1
Prov_Atl	0,16		0	1
Prov_Que	0,22	0,42	0	1
Prov_Ont	0,37	0,48	0	1
Prov_Prai	0,07	0,26	0	1
Prov_Alb	0,11	0,31	0	1
Prov_BC	0,14	0,34	0	1
PmkEduPrim C1	0,17	0,37	0	1
PmkEduHSgrad C1	0,18		0	1
PmkEduSomePSE C1	0,27	0,44	0	1
PmkEduCollege C1	0,23	0,42	0	1
PmkEduUniversity C1	0,15	0,35	0	1
Two bio-parents C1	0,78	0,42	0	1
Two parents C1	0,09	0,28	0	1
One parent C1	0,13		0	1
No siblings	0,14		0	1
Sibling 1	0,46	0,50	0	1
Siblings 2 or more	0,41	0,49	0	1
Rural	0,14		0	1
Com. Size <100k (rural)	0,26	0,44	0	1
Com. Size >100k	0,60	0,49	0	1
Separation C2_6	0,12	0,32	0	1
Q1FamInc C1_4	0,23		0	1
Q2FamInc C1_4	0,25	0,43	0	1
Q3FamInc C1_4	0,25	0,44	0	1
Q4FamInc C1_4	0,26	0,44	0	1
Q1Math 7_15	0,23		0	1
Q2Math 7_15	0,27	0,45	0	1
Q3Math 7_15	0,26	0,44	0	1
Q4Math 7_15	0,24	0,43	0	1
Health status C5_6	0,88	0,32	0	1
FamFunc scale 8_11	8,62	3,72		
Hyper-activity scale	4,89	3,54		
Consistent parent.8_11	15,17	3,21		
Monitoring scale 14-15	12,02	5,50		
Mon_Missing	0,12	0,33		
Prosocial scale 14-15	11,08	4,25		
Pro_missing	0,04	0,20		
Aggression 8_11	1,32	1,84		
Not in school 14-15	0,01	0,08	0	1
PSE part. non-HS grad	0,03	0,17	0	1
<i>N</i>		1,270		

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ cycles 1 à 6.

Annexe C

Variation du R-carré, quartiles de mathématiques et de lecture

Tableau C1: R-carré ajusté de MCO pour huit spécifications et trois échantillons, participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, 2004-2005

		Canada	Canada sauf le Québec	Québec
Observations:		1 986	1 670	316
Régression ¹		R-carré		
1	Pas de revenu familial comme régresseur	0.1152	0.1358	0.1340
2	Avec le log du revenu familial	0.1216	0.1417	0.1472
3	Revenu familial en quartile	0.1223	0.1486	0.1500
4	Revenu familial en quartile + Score de Math (direct)	0.1479	0.1711	0.1825
5	Revenu familial en quartile + Score de Math en quartile	0.1472	0.1721	0.2041
6	Revenu familial en quartile + Score de Math en quartile + score de lecture (direct)	0.1473	0.1721	0.2063
7	Revenu familial en quartile + Score de Math (direct) + score de lecture (direct)	0.1479	0.1712	0.1825
8	Revenu familial en quartile + Score de Math en quartile + score de lecture en quartile	0.1484	0.1731	0.2291

Pour toutes les estimations les autres régresseurs sont: l'âge, la province, l'éducation de la PMR, le type de famille, la fratrie, la taille de la région de résidence, l'état de santé, le score de fonctionnement familial, le score d'hyperactivité.

Table C2: Quartiles de scores de lecture par quartiles de scores de mathématiques, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, 2004-2005

Quartile de math C1- C4, 7-15 ans	Quartiles de score de lecture C2-3, 10-15 ans					
	NA	1	2	3	4	Total
NA	100 125,012					100 125,012
1	10 34,220	42 144,179	28 96,379	14 48,480	7 23,111	100 346,369
2	8 27,522	25 88,670	27 93,553	23 80,685	17 58,071	100 348,501
3	7 22,565	16 54,532	23 78,266	31 105,355	25 84,749	100 345,467
4	9 30,862	9 29,389	16 55,314	23 80,666	43 148,364	100 344,595
Total	16 235,868	21 321,083	21 323,512	21 315,186	21 314,295	100 1,509,944

Note: estimation pondérée et pourcentage arrondis.

Table C3: Statut éducationnel par quartiles de mathématiques et de lecture, jeunes de 18 à 21 ans au cycle 6 de l'ELNEJ, 2004-2005

Quartiles de Math	Diplôme du secondaire			Participation aux ÉPS			
	Non	Oui	Total	Non	Collège	Université	Total
NA	31	69	100	44	25	31	100
1	34	66	100	53	32	15	100
2	25	75	100	44	32	24	100
3	17	83	100	31	33	37	100
4	12	88	100	21	31	48	100
Total	23	77	100	38	31	31	100
Quartiles de lecture	Diplôme du secondaire			Participation aux ÉPS			
	Non	Oui	Total	Non	Collège	Université	Total
NA	28	72	100	45	29	26	100
1	34	66	100	49	36	15	100
2	24	76	100	41	33	27	100
3	15	85	100	30	31	39	100
4	14	86	100	27	28	45	100
Total	23	77	100	38	31	31	100

Note: estimation pondérée et pourcentage arrondis.

Annexe D

Prédictions du modèle Logit multinomial

Tableau D1: Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Canada, 2004-2005

États	Moyenne	Écart-type	Min	Max
(1) Décrocheur	0,090	0,116	2,98E-19	0,933
(2) Persévérant du sec	0,101	0,133	5,10E-19	0,875
(3) Dipl du sec, pas ÉPS	0,200	0,143	2,03E-18	0,796
(4) ÉPS	0,609	0,258	3,09E-03	1,000
<i>N</i>	2738			

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ cycles 1 à 6.

Tableau D2: Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Femmes, Canada, 2004-2005

États	Moyenne	Écart-type	Min	Max
(1) Décrocheur	0,078	0,119	1,98E-19	0,917
(2) Persévérant du sec	0,079	0,132	4,90E-19	0,856
(3) Dipl du sec, pas ÉPS	0,165	0,130	2,46E-17	0,756
(4) ÉPS	0,678	0,250	4,75E-03	1,000
<i>N</i>	1468			

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ cycles 1 à 6.

Tableau D3: Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, hommes, Canada, 2004-2005

États	Moyenne	Écart-type	Min	Max
(1) Décrocheur	0,102	0,143	3,82E-19	0,976
(2) Persévérant du sec	0,125	0,150	1,60E-18	0,836
(3) Dipl du sec, pas ÉPS	0,241	0,176	1,13E-21	0,858
(4) ÉPS	0,532	0,275	1,49E-03	1,000
<i>N</i>	1270			

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ cycles 1 à 6.

Table D4: Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Canada sauf Québec, 2004-2005

États	Moyenne	Std. Dev.	Min	Max
(1) Décrocheur	0,081	0,114	4,38E-14	0,960
(2) Persévérant du sec	0,105	0,152	5,03E-18	0,958
(3) Dipl du sec, pas ÉPS	0,225	0,156	3,63E-17	0,811
(4) Collège	0,259	0,170	5,71E-04	0,997
(5) Université	0,331	0,255	4,97E-04	0,959
<i>N</i>	2260			

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ cycles 1 à 6.

Table D5: Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Femmes, Canada sauf Québec, 2004-2005

États	Moyenne	Std. Dev.	Min	Max
(1) Décrocheur	0,075	0,115	3,57E-22	0,871
(2) Persévérant du sec	0,083	0,154	4,85E-28	0,902
(3) Dipl du sec, pas ÉPS	0,185	0,147	4,83E-25	0,781
(4) Collège	0,253	0,176	3,79E-12	1,000
(5) Université	0,402	0,268	1,76E-25	0,981
<i>N</i>	1210			

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ cycles 1 à 6.

Table D6: Prédictions de l'estimation par Logit multinomial sur la participation aux études postsecondaires, jeunes de 18 à 21 ans, Hommes, Canada sauf Québec, 2004-2005

États	Moyenne	Std. Dev.	Min	Max
(1) Décrocheur	0,087	0,137	4,72E-14	0,981
(2) Persévérant du sec	0,129	0,176	5,89E-17	0,918
(3) Dipl du sec, pas ÉPS	0,269	0,187	2,14E-21	0,828
(4) Collège	0,265	0,203	6,54E-04	0,998
(5) Université	0,250	0,245	6,92E-05	0,945
<i>N</i>	1050			

Source: calculs de l'auteur à partir des données pondérées de l'ELNEJ cycles 1 à 6.