

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LA TRANSMISSION INTERGÉNÉRATIONNELLE DE L'ÉDUCATION :

LE CAS DES JEUNES DE 22-25 ANS DE L'ELNEJ

MÉMOIRE PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR EVERT ESCOBAR

AVRIL 2014

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

J'adresse en premier lieu ma reconnaissance à DIEU le Tout-Puissant, source de connaissance et de sagesse.

Je tiens à remercier mon directeur de mémoire, monsieur Pierre Lefebvre Ph.D., professeur à l'Université du Québec à Montréal (UQAM), et ma co-directrice, madame Catherine Haeck Ph.D., professeure à l'UQAM. Leur disponibilité, leur philosophie de travail, leurs connaissances ainsi que leur soutien accordé à ma recherche m'ont permis de rédiger ce document.

Je remercie tout le personnel du Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS) pour leur collaboration concernant l'accès aux microdonnées de l'ELNEJ.

Enfin, j'adresse aussi mes remerciements à mes parents, mon frère et ma fiancée, Ana Isabel, pour leur soutien constant, de même que mes amis et collègues du programme.

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES .....	vi
LISTE DES TABLEAUX.....	vii
LISTE DES ABRÉVIATIONS.....	x
RÉSUMÉ .....	xi
INTRODUCTION .....	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE.....	4
1.1 Transmission du revenu .....	5
1.2 Mobilité intergénérationnelle au Canada et comparaisons internationales.....	6
1.3 Transmission de l'éducation .....	11
CHAPITRE II	
LA MODÉLISATION ÉCONOMÉTRIQUE.....	14
2.1 Analyse traditionnelle de la mobilité de l'éducation.....	14
2.2 Mobilité de l'éducation en utilisant les caractéristiques des antécédents familiales.....	16
2.3 Mobilité de l'éducation en utilisant le revenu des parents, les niveaux d'éducation et les habilités cognitives d'un enfant .....	17
CHAPITRE III	
LES DONNÉES.....	18
3.1 Contenu et échantillonnage de l'enquête .....	18
3.2 Composantes de l'ELNEJ .....	22
3.3 Distribution des jeunes répondants par cycle.....	23

3.4 Jeunes répondants retenus pour l'analyse .....	23
CHAPITRE IV	
VARIABLES DU MODÈLE.....	25
4.1 Variables dépendantes du modèle.....	25
4.2 Variables explicatives du modèle .....	25
4.3 Lien des parents et des jeunes .....	26
4.4 Le niveau de scolarité .....	27
4.5 Les habilités cognitives.....	27
4.6 Statistiques sommaires des variables du modèle .....	28
4.7 Limites des données.....	31
CHAPITRE V	
RÉSULTATS.....	32
5.1 Résultats descriptifs pour la mobilité de l'éducation.....	32
5.2 Résultats économétriques pour la mobilité de l'éducation avec modèle de base.....	36
5.3 Résultats économétriques pour la mobilité de l'éducation avec variables de contrôle familial.....	37
5.4 Résultats économétriques pour la mobilité de l'éducation avec catégories éducatives ....	40
5.5 Mobilité éducative linéaire?.....	42
5.6 Les effets du revenu parental .....	42
5.7 Résultats économétriques en considérant les habilités cognitives des jeunes.....	47
5.8 Résultats économétriques d'un modèle polytomique ordonné .....	53
5.9 Les valeurs prédites des niveaux d'éducation du jeune à partir de l'estimation du modèle logit ordonné.....	57
CHAPITRE VI	
DISCUSSION DES RÉSULTATS.....	64

**CHAPITRE VII****CONCLUSIONS..... 67****ANNEXE A****RÉSULTATS OBTENUS À PARTIR D'UN MODÈLE POLYTOMIQUE ORDONNÉ..... 68****ANNEXE B****PRÉDICTIONS DE L'ESTIMATION PAR LOGIT ORDONNÉ DES ANNÉES****D'ÉDUCATION DES JEUNES ..... 71****BIBLIOGRAPHIE..... 75**

## LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1 Cycles et cohortes de l'ELNEJ. ....	20
5.1 Régression polynomiale fractionnaire pour l'éducation des jeunes par rapport à l'éducation des parents .....	42

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
1.1	Estimations d'élasticités intergénérationnelles de revenu selon le pays .....	10
1.2	Estimations causales des effets intergénérationnels de l'éducation selon le pays et la technique d'identification.....	12
3.1	Province de résidence et taux de réponse au cycle 8 .....	19
3.2	Taille de l'échantillon au cycle 8 .....	21
3.3	Taille de l'échantillon au cycle 7 .....	22
3.4	Groupe d'âges des jeunes répondants par cycle.....	23
3.5	La cohorte du cycle 8 de l'ELNEJ par groupe d'âge .....	24
3.6	La cohorte du cycle 7 de l'ELNEJ par groupe d'âge .....	24
4.1	Variables dépendantes du modèle.....	25
4.2	Variables explicatives du modèle .....	26
4.3	Résumé de différentes mesures directes de l'ELNEJ .....	28
4.4	Les statistiques sommaires pour la cohorte de l'ELNEJ.....	28
5.1	Matrice des années d'éducation des jeunes répondants et d'un parent .....	33
5.2	Groupes d'âges des jeunes répondants et leurs années d'éducation .....	34
5.3	Années d'éducation des jeunes par quartile de revenu des parents.....	35
5.4	Estimations des années d'éducation des jeunes à celui des parents .....	37
5.5	Élasticité intergénérationnelles de l'éducation pour les jeunes canadiens .....	37
5.6	Estimations des années d'éducation des jeunes avec variables de contrôle familial ...	39
5.7	Élasticité intergénérationnelles de l'éducation pour les jeunes canadiens .....	40
5.8	Estimation du lien des années d'éducation des jeunes et des parents par catégorique d'éducation des parents .....	41
5.9	Estimations du revenu total moyen des parents sur les années d'éducation des jeunes	44
5.10	Estimations des années d'éducation des jeunes par quartile du revenu des parents ....	46
5.11	Estimations des habilités des jeunes au test de mathématiques en fonction du revenu des parents.....	48
5.12	Estimations des habilités en math des jeunes au test de mathématiques en fonction des années d'éducation des parents .....	50

5.13	Estimations des habilités en math des jeunes au test de mathématiques selon les quartiles de revenu des parents.....	52
5.14	Effets marginaux des estimations logistiques ordonnées de l'impact des années d'éducation des parents sur les niveaux de scolarité des jeunes .....	54
5.15	Effets marginaux des estimations logistiques ordonnées de l'impact des années d'éducation des parents sur les niveaux de scolarité des hommes .....	56
5.16	Effets marginaux des estimations logistiques ordonnées de l'impact des années d'éducation des parents sur les niveaux de scolarité des femmes .....	57
5.17	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes .....	58
5.18	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes avec une excellente santé.....	58
5.19	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes avec une très bonne santé .....	59
5.20	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes vivant dans un foyer avec des parents biologiques .....	59
5.21	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes vivant dans un foyer avec des parents monoparentaux .....	59
5.22	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant en Ontario .....	60
5.23	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant au Québec .....	60
5.24	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des femmes provenant d'une famille avec des parents biologiques.....	61
5.25	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des hommes provenant d'une famille avec des parents biologiques.....	61
5.26	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des femmes ayant une excellente santé.....	61
5.27	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des hommes ayant une excellente santé.....	62
5.28	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes ayant un des parents (PMR) né au Canada .....	62
5.29	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes ayant un des parents (PMR) né en Europe.....	62
A.1	Estimation par logit ordonné des années d'éducation des parents sur niveaux de scolarité des jeunes.....	68
A.2	Estimation par logit ordonné des revenus des parents sur niveaux de scolarité des jeunes .....	69

A.3	Estimation par logit ordonné des niveaux de scolarité des jeunes selon quartile de revenu des parents .....	70
B.1	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes avec une bonne santé .....	71
B.2	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant dans les provinces de l'Atlantique.....	71
B.3	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant dans les Provinces des Prairies.....	72
B.4	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant en Alberta .....	72
B.5	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant en Colombie-Britannique .....	72
B.6	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes ayant un des parents (PMR) né aux États-Unis .....	73
B.7	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes ayant un des parents (PMR) né en Asie.....	73
B.8	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des hommes provenant d'une famille monoparentale.....	73
B.9	Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des femmes provenant d'une famille monoparentale.....	74

## LISTE DES ABRÉVIATIONS

EJEJ	Enquête auprès des jeunes en transition
ELNEJ	Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes
MCO	Moindres carrées ordinaires
OLOGIT	Logit ordonné
PISA	Programme international pour le suivi des acquis
PMR	Personne la mieux renseignée
PSID	Panel study of income dynamics
VI	Variable instrumentale
WLS	Wisconsin longitudinal study

## RÉSUMÉ

Le but de cette recherche est d'étudier la transmission intergénérationnelle de l'éducation et indirectement son interaction potentielle avec les problèmes des inégalités de revenu et de capital humain en utilisant les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ). Nous avons employé les jeunes du cycle 8 qui avaient de 22 ans à 25 ans pour notre étude. Ensuite, pour accroître le nombre d'observations, nous avons retenu les jeunes de 22 ans et 23 ans qui sont en "attrition" au cycle 8. Pour analyser la mobilité de l'éducation, nous avons utilisé le niveau le plus élevé d'éducation obtenu jusqu'en 2009 pour un enfant. Quant aux parents, le niveau d'éducation le plus élevé atteint par le répondant (PMR) et le conjoint(e) (si c'est le cas), lorsque le jeune est âgé de moins de 18 ans. La transformation des niveaux d'éducation des parents et des jeunes a été faite en années d'éducation. Nous avons étudié le modèle proposé à l'aide d'estimations économétriques (MCO et OLOGIT) et de statistiques descriptives. En utilisant une régression polynomiale fractionnaire, nous avons constaté la relation positive et linéaire entre l'éducation des parents et de leur enfant comme un des facteurs importants dans le cheminement académique des jeunes canadiens. Les résultats obtenus nous montrent que les femmes de notre cohorte d'analyse sont plus mobiles que les hommes. Finalement, les résultats nous indiquent qu'une augmentation du revenu parental ou de leurs années de scolarité influencent positivement les résultats de leurs enfants aux tests de mathématiques.

**MOTS-CLÉS :** transmission intergénérationnelle de l'éducation, niveau d'éducation le plus élevé, transformation, linéaire.

## INTRODUCTION

Depuis plusieurs décennies la transmission intergénérationnelle du statut socio-économique a été l'objet de multiples études et débats entre les économistes et les décideurs politiques puisqu'elle peut conduire à des inégalités de revenu ou éducative dans la société. C'est pour cette raison que l'étude de la transmission intergénérationnelle est très importante afin d'établir des politiques sociales et éducatives plus efficaces dirigées vers la famille.

Un objectif souhaitable de toute société bien organisée est de garantir les mêmes opportunités à tous ses citoyens. C'est le cas du Canada qui a exprimé cet objectif dans sa Charte des droits et libertés.

L'éducation est un mécanisme important de la transmission intergénérationnelle du revenu et plus spécifiquement l'éducation postsecondaire qui est un outil additionnel de savoir. En fait, il existe plusieurs études récentes qui suggèrent des liens étroits entre l'éducation parentale et celle des enfants. Ces travaux suggèrent que l'éducation parentale est un des déterminants les plus puissants de scolarisation des enfants. En plus, la scolarisation des parents a des effets causaux sur le revenu familial. Par conséquent, il est important d'étudier le rôle de l'éducation dans la mobilité intergénérationnelle pour permettre d'atténuer les inégalités de revenus entre les générations.

Le but de cette recherche est d'étudier la transmission intergénérationnelle de l'éducation et indirectement, son interaction potentielle avec les problèmes des inégalités de revenu et de capital humain en utilisant les données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ). L'ELNEJ est une enquête à long terme créée pour analyser le développement et le bien-être des enfants au Canada, de la naissance jusqu'à l'âge adulte.

Si, dans une société, les revenus des individus sont liés à ceux de leurs parents, les enfants qui sont nés dans des familles défavorisées vont rester pauvres, ce qui va conduire à un

problème de persistance des inégalités. Une partie du lien entre les générations provient de l'investissement parental dans le capital humain de leurs enfants, c'est-à-dire à travers l'éducation (Becker et Tomes, 1979). Le grand intérêt de la transmission intergénérationnelle découle en grande partie de la conviction que l'inégalité des revenus transmise intergénérationnellement viole les normes d'égalité en opportunité et justifie l'intervention du gouvernement (Solon, 1999). L'expérience d'un revenu parental faible pour un enfant peut avoir des implications à long terme. Avoir grandi dans une famille pauvre peut en quelque sorte prédisposer les individus à une vie de pauvreté: ainsi, la pauvreté des parents engendre la pauvreté de leurs enfants (Corak et Heisz, 1995). Le niveau de la mobilité intergénérationnelle dans la société est considéré par plusieurs comme une mesure de l'importance de l'égalité des opportunités économiques et sociales. Il capte le degré d'égalité dans les opportunités de vie, la mesure dans laquelle les circonstances d'une personne durant l'enfance se reflètent dans leur réussite dans la vie ou la mesure dans laquelle les individus peuvent réussir en vertu de leurs propres talents, motivations et chances (Blanden et al., 2005). La mobilité intergénérationnelle est un domaine de recherche actif. Il y a encore beaucoup de liens que nous ne pouvons pas actuellement expliquer et il y a place pour la recherche dans ce domaine dans l'avenir (Black et Devereux, 2010). La transmission intergénérationnelle de la réussite économique a stimulé la recherche empirique. Il semble prudent de conclure que la transmission intergénérationnelle du statut économique est représentée par un ensemble hétérogène de mécanismes, y compris la transmission génétique et culturelle des compétences cognitives et non-cognitives (Bowles et Gintis, 2002).

Peu d'études sur la transmission intergénérationnelle de l'éducation ont été faites au Canada puisque les économistes accordent plus importance au revenu qu'à l'éducation. Ce mémoire apporte donc une contribution non négligeable en utilisant les données de l'ELNEJ compte tenu du fait que cette enquête longitudinale est une source de données riche, appropriée et qu'à notre connaissance il n'y a pas d'étude sur ce sujet avec ces données. Les dernières données rendues disponibles de l'ELNEJ (cycle 8, 2008-2009) permettent d'analyser la question de la transmission intergénérationnelle de l'éducation au Canada et de donner une valeur ajoutée à cette étude. Nous étudions la relation entre éducation parent-enfant en nous

servant des méthodes économétriques et en distinguant les caractéristiques des jeunes canadiens et celles de leurs parents. Les résultats sont présentés pour déterminer s'il existe un lien positif et "bénéfique" pour cette relation.

Ce mémoire qui sera présenté ci-dessous est organisé comme suit:

Au chapitre I, nous faisons une courte revue de la littérature existante et les apports des différentes études à l'analyse de la transmission intergénérationnelle (revenu et éducation).

Le chapitre II présente les modélisations économétriques qui ont été retenues par les chercheurs sur cette question.

Le chapitre III décrit l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes sur laquelle nous nous appuyons pour l'analyse ainsi que les données relatives aux deux cohortes des jeunes répondants les plus âgés.

Le chapitre IV contient les résultats des estimations à l'aide des moindres carrées ordinaires (MCO), les estimations d'un modèle ordonné et les prédictions faites à partir de ce dernier modèle.

Au chapitre V, nous discutons des principaux résultats de ce mémoire.

Au chapitre VI, nous tirons les principales conclusions à partir des résultats obtenus.

Finalement, le document se termine par une série d'annexes contenant des résultats complémentaires au travail d'analyse.

## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

Becker et Tomes (1979) ont défini le cadre théorique le plus communément utilisé dans les études portant sur la mobilité intergénérationnelle. Le modèle est bien présenté par Solon (1999). Ce modèle suppose que chaque famille maximise une fonction d'utilité couvrant plusieurs générations, l'utilité dépend de la consommation des parents et de la quantité et la qualité de leurs enfants. En fait, le revenu des enfants s'accroît lorsqu'ils assimilent du capital humain en lien avec celui de leurs parents. Le revenu de l'enfant est donc une fonction de cet investissement dans le capital humain ainsi que des caractéristiques héritées des parents et d'autres influences de l'environnement d'une famille.

Par ailleurs, Becker et Tomes (1986) suggèrent que les familles à faible revenu présentent une corrélation plus forte entre le revenu des parents et celui des enfants à l'âge adulte que celle trouvée dans les familles à revenu élevé. L'approche traditionnelle du capital humain visant à expliquer la transmission intergénérationnelle des capacités et du statut économique formulée par Becker et Tomes (1979, 1986) avance deux explications à ces différences entre les corrélations intergénérationnelles selon les revenus. La première explication, la plus soulignée, concerne le financement de l'investissement en capital humain et les contraintes de crédit qui peuvent exister. La seconde révèle que les habiletés innées ou les capacités à produire des revenus (indépendamment du capital humain accumulé) sont influencées par les parents. Ces capacités, partiellement transmissibles génétiquement, sont en partie influencées par l'éducation via les externalités générées par le capital humain (effet de voisinage) et les habiletés des parents (Hlaimi, 2006).

Une autre perspective d'analyse sur la transmission intergénérationnelle est basée sur les habiletés cognitives. Les compétences cognitives qui sont basées sur l'apprentissage passé sont plus fortement transmises entre les générations que les compétences qui sont liées à des

capacités innées. Ces résultats ne sont pas compatibles avec un modèle génétique pur, mais montrent plutôt l'importance des investissements parentaux dans les résultats cognitifs des enfants (Anger et Heineck, 2010).

### 1.1 Transmission du revenu

Pour répondre à la question de la mobilité intergénérationnelle, la recherche a privilégié l'estimation de l'élasticité intergénérationnelle du revenu. Il s'agit de mesurer le lien entre le statut socio-économique des parents et celui de leurs enfants. Le modèle de référence qui analyse le revenu des parents et le revenu des enfants est décrit par la relation suivante:

$$\ln Y_i^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \ln Y_i^{\text{parents}} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$Y_i$  est le revenu de l'enfant et des parents (indiqué par l'exposant) et  $\varepsilon_i$  est un terme d'erreur stochastique.  $\beta$  représente le paramètre d'élasticité intergénérationnelle. Souvent, les études estiment le lien entre revenu père-fils.

L'équation (1) doit être considérée comme une équation de forme réduite d'un processus complexe de la transmission du revenu, où le coefficient  $\beta$  indique le degré de mobilité entre les deux générations (Fortin et Lefebvre, 1998). Il y a deux cas extrêmes : le premier cas, si  $\beta = 0$ , la mobilité est complète. Le revenu de l'enfant ne montre aucune corrélation avec le revenu des parents. Le deuxième cas, si  $\beta = 1$ , il y a une immobilité complète. Pour une valeur faible (proche de zéro) de  $\beta$ , il y a moins de chances que l'enfant hérite de la situation économique de son père. Ainsi, le terme  $(1 - \beta)$  peut être interprété comme une mesure de la mobilité intergénérationnelle (Solon, 1992; Corak et Heisz, 1995).

Au plan conceptuel, il faut s'intéresser à la relation entre le revenu permanent des parents et des enfants. Cependant, il y a un problème avec les bases de données puisque très peu d'entre elles contiennent des renseignements sur le revenu permanent des parents et des enfants. Une question à résoudre concerne le revenu de l'année précédente, lorsque celui-ci (des parents) est utilisé pour estimer l'équation (1), l'estimation de  $\beta$  peut être biaisée. Une solution

partielle à ce problème est d'utiliser les revenus moyens sur plusieurs années, ce que Solon (1992) et Zimmerman (1992) ont suggéré. Cette solution semble améliorer les résultats, mais elle est encore insuffisante due aux chocs transitoires qui ne sont pas éliminés. Une approche plus récente analyse l'âge pour lequel le revenu est observé pour le père et le fils comme une source du biais. Les résultats montrent que le biais d'atténuation causé par l'âge semble être plus bas à l'âge de 40 ans. Cela implique que les estimations de l'élasticité intergénérationnelle du revenu s'accroissent avec l'âge des fils lorsqu'ils sont dans la vingtaine et la trentaine (Mazumder, 2005).

Il existe une autre mesure qui consiste à déterminer la corrélation entre le logarithme du revenu des parents et des enfants, comme suit :

$$\rho = \text{corr}(\ln Y_i^{\text{parents}}, \ln Y_i^{\text{enfant}}) = (\sigma^{\text{parents}} / \sigma^{\text{enfant}}) \beta \quad (2)$$

Où  $\sigma$  indique l'écart-type de la distribution des revenus de la génération des parents ou des enfants, comme le signale l'exposant. À travers cette relation, il est possible d'évaluer le degré de mobilité de l'inégalité entre les générations. Cependant, la corrélation est potentiellement biaisée par des erreurs de mesure classique dans le revenu des enfants ( $Y_i^{\text{enfant}}$ ), alors que l'élasticité ne l'est pas (Black et Devereux, 2010).

## 1.2 Mobilité intergénérationnelle au Canada et comparaisons internationales

Plusieurs études récentes ont constaté que l'inégalité des revenus au Canada a considérablement augmentée depuis la fin des années 1970 (Lemieux, 2008). Baker et Solon (2003) décomposent la croissance du Canada en composantes permanentes et transitoires de l'inégalité des revenus. Ils constatent que la croissance de l'inégalité des revenus reflète une augmentation de l'inégalité à long terme et une augmentation de l'instabilité des revenus.

Corak et Heisz (1995) examinent une cohorte d'hommes, âgés de 16 ans à 19 ans en 1982, qui a déposé une déclaration de revenu à l'Agence du Revenu du Canada à un moment donné entre les années 1982 et 1986 (tout en restant à la maison) et qui avait un «père»

présent au cours de cette année. Les auteurs ont utilisé les données administratives canadiennes de Statistique Canada, connues comme le fichier sur la famille T1 (T1FF). Un avantage du fichier consiste à l'identification des pères et des fils. Ils ont estimé une élasticité intergénérationnelle autour de 0,2.

Une autre étude sur la mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada analyse plus directement si les étudiants compétents n'ont pas accès aux collèges et universités en raison de considérations financières. Elle est également concernée par l'impact des expériences de la petite enfance sur le développement cognitif et social d'un individu, et comment ces résultats influencent l'éducation et le marché du travail. Les éléments de preuve qui existent suggèrent que les enfants de familles à faible revenu ne sont pas destinés à devenir des adultes à faible revenu (Corak, 2001).

Aydemir *et al.* (2006) examinent la mobilité intergénérationnelle du revenu des Canadiens nés de parents immigrants en utilisant le recensement de 2001. Les résultats suggèrent que le degré de mobilité intergénérationnelle chez les immigrants au Canada est plus élevé qu'aux États-Unis. Une autre conclusion importante est que les avantages et les inconvénients relatifs aux revenus dans la première génération de l'immigration au Canada ont une faible répercussion sur la deuxième génération, ce qui suggère que dans le passé, il y a eu une intégration rapide des enfants d'immigrés dans le marché du travail canadien.

Fortin et Lefebvre (1998) utilisent une autre approche et source de données pour déterminer le degré de mobilité intergénérationnelle du revenu au Canada au cours des années 1980 et 1990 afin de vérifier s'il a changé sur cette période de temps. Les résultats suggèrent que la mobilité intergénérationnelle est plus élevée au Canada qu'aux États-Unis ou au Royaume-Uni, où la recherche récente a montré que les estimations précédentes surestimaient le degré de mobilité. Dans cette étude, les données proviennent de l'Enquête sociale générale (ESG) de Statistique Canada, de 1986 et 1994. Les répondants ont fourni des informations sur le statut d'emploi, le niveau d'éducation, l'occupation et l'industrie de leur père et mère. La principale faiblesse de l'ESG est l'absence de renseignements sur le revenu des parents. Pour obtenir une mesure des revenus des parents à partir des renseignements disponibles sur eux,

la stratégie d'estimation a mené à l'utilisation d'une approche de variable instrumentale pour estimer le revenu des parents. Les auteurs ont observé deux duos : père-fils et père-fille. L'élasticité pour le duo père-fils a été de 0,2 tandis que pour le duo père-fille de 0,23, ce qui représente une légère hausse par rapport au duo père-fils. Par ailleurs, Corak et Heisz (1999) utilisent une autre méthode et des techniques non paramétriques avec des données administratives qui proviennent des déclarations d'impôt sur le revenu canadien et ils analysent la relation entre le revenu des parents et des fils. Les auteurs estiment une élasticité intergénérationnelle de 0,23.

Corak (2001) étudie d'un point de vue empirique la mobilité intergénérationnelle au Canada, en prenant la relation entre les revenus des parents et ceux des enfants. Le résultat le plus remarquable est que la société canadienne a un degré de mobilité intergénérationnelle relativement élevé par rapport aux États-Unis et au Royaume-Uni. Une fois que les enfants vieillissent, les revenus qu'ils touchent à l'âge adulte ne sont que partiellement liés au revenu touché par les parents. Cela permet aux enfants nés dans des familles à faible revenu de ne pas être condamnés à arriver à l'âge adulte en touchant un faible revenu. Par ailleurs, Corak (2006) trouve que les pays riches diffèrent de manière significative dans le degré de mobilité des revenus entre les pères et les fils.

Une estimation plus récente sur l'élasticité intergénérationnelle a été faite par Contoyannis et Dooley (2010) dans la province de l'Ontario au Canada. Pour estimer l'élasticité, les auteurs ont limité leur échantillon aux jeunes adultes âgés de 25 à 35 en utilisant le revenu familial au lieu du revenu du père pendant un an. Ils trouvent des élasticités entre 0,116 et 0,139 pour les hommes et entre 0,02 et 0,086 pour les femmes. Les élasticités estimées pour ces dernières sont très faibles et inférieurs à celles des hommes.

Grawe (2004) utilise la base de données canadienne sur la mobilité intergénérationnelle du revenu provenant de dossiers fiscaux pour un échantillon de 53 390 observations correspondantes au duo père-fils. L'auteur réexamine le modèle économique et ne trouve pas de lien entre les marchés du crédit et les non linéarités des gains de la régression.

Durant la période d'après-guerre, les politiques sociales visant l'égalité des chances ont cherché à réduire l'importance des réseaux familiaux dans l'accès à l'éducation et aux emplois, tout en promouvant l'accès à des niveaux d'éducation de plus en plus élevés. Une revue des principaux facteurs de la mobilité intergénérationnelle des revenus suggère en fait que la mobilité n'est associée à une dépense supérieure par étudiant que si la structure sous-jacente du système éducatif a une préférence pour ceux qui viennent des milieux les moins favorisés. Selon les pays, l'impact des dépenses en éducation sur la mobilité intergénérationnelle diffère significativement; et d'avantage de dépenses peuvent amplifier plutôt que diminuer les différences entre enfants favorisés et défavorisés. Ces différences ont leurs racines dans les avantages plus subtils que des parents hautement qualifiés sont capables de transmettre à leurs enfants : compétences, opinions et motivations issus de la culture et du style de parentalité d'une famille favorisée. Ces facteurs non monétaires déterminent la force de la relation entre les compétences cognitives d'un enfant devenu adulte et le niveau d'éducation de ses parents, qui est elle-même associée avec le degré de mobilité intergénérationnelle dans une société. Les sociétés qui nivellent ces influences au sein de la population affichent une mobilité intergénérationnelle plus élevée (Corak, 2004).

Chadwick et Solon (2002) analysent la mobilité intergénérationnelle aux États-Unis dans le cadre d'un modèle incluant les femmes, en faisant une analyse parallèle de la mobilité du fils. Les résultats montrent que la transmission intergénérationnelle du revenu semble être plus faible pour les filles par rapport aux fils en se servant des données de l'étude par panel de la dynamique des revenus (PSID).

Bingley *et al.*, (2011) font une étude sur la transmission intergénérationnelle des employeurs entre pères et fils dans les marchés du travail au Canada et au Danemark. Dans les deux pays, la transmission des employeurs est positivement associée aux revenus paternels. Dans la cohorte d'hommes étudiée, de 30 à 40 % des jeunes adultes ont eu à un moment donné un emploi avec une entreprise qui a employé aussi leur père. Ce phénomène est associé aux premiers emplois que les personnes obtiennent au cours de leurs années d'adolescence.

Une approche comparative sur le degré de mobilité intergénérationnelle du revenu en Europe et en Amérique du Nord montre que la mobilité intergénérationnelle en Grande-Bretagne est de même ordre de grandeur qu'aux États-Unis, mais que ces pays sont sensiblement moins mobiles que le Canada et les pays nordiques (Blanden *et al.*, 2005).

Hertz (2004) analyse la mobilité intergénérationnelle dans les familles noires et blanches aux États-Unis. Il utilise les données de l'étude par panel de la dynamique des revenus (PSID) comportant un échantillon de plus de 5 000 familles. La période étudiée est de 1967 à 1996. Les liens entre deux cohortes sont estimés par MCO en utilisant deux régressions séparées. Les résultats montrent que la persistance économique pour les familles noires semble comparable aux familles blanches (en élasticité) ou même beaucoup plus faible que pour les familles blanches (par la corrélation intra-groupe).

Blanden (2009) constate que les différentes mesures utilisées ont tendance à être assez bien corrélées en Amérique du Sud (Brésil) et en Europe du Sud (Italie, France) indiquant une faible mobilité; et que les pays nordiques (Danemark, Finlande, Norvège, Suède) sont un peu plus mobiles. En outre, la mobilité des revenus, du statut socio-économique et de l'éducation sont tous liés à l'inégalité des dépenses d'éducation et des rendements de l'éducation. Le tableau 1.1 résume des estimations d'élasticité intergénérationnelles de revenu en Amérique du Sud et du Nord, ainsi qu'en Europe et en Australie.

**Tableau 1.1**

Estimations d'élasticité intergénérationnelles de revenu selon le pays

<b>Pays</b>	<b>Source</b>	<b>Élasticité</b>
Brésil	Dunn (2007)	0,52
États-Unis	Solon (1992)	0,41
Royaume-Uni	Dearden <i>et al.</i> (1997)	0,37
Italie	Piraino (2007)	0,33
France	Lefranc et Trannoy (2005)	0,32
Norvège	Nilsen <i>et al.</i> (2008)	0,25
Australie	Leigh (2007)	0,25

Allemagne	Vogel (2006)	0,24
Suède	Björklund et Chadwick (2003)	0,24
Canada	Corak et Heisz (1999)	0,23
Finlande	Pekkarinen <i>et al.</i> (2006)	0,20
Danemark	Munk <i>et al.</i> (2008)	0,14
Canada	Connolly et Lefebvre (2012)	0,15

Source: Blanden (2009) et l'auteur.

Labar (2007) étudie la mobilité intergénérationnelle associée à la scolarité et le revenu en Chine. Les résultats montrent une mobilité relativement élevée entre les générations en Chine, par rapport à d'autres pays développés et des pays en développement où la transmission du niveau de scolarité des parents et du revenu reste importante. En plus, l'activité agricole des parents joue un rôle significativement négatif dans le niveau d'éducation de l'enfant.

Pfeffer et Hällsten (2012) font une extension du modèle théorique de la mobilité intergénérationnelle, en analysant le rôle central joué par les différentes formes d'assurances contre les résultats négatifs de mobilité. Ils proposent que la forme la plus efficace d'assurance privée provienne de la richesse familiale et ils examinent comment la richesse influence la mobilité intergénérationnelle dans les systèmes avec différents régimes d'assurance publique, spécifiquement aux États-Unis, en Allemagne et en Suède. Les modèles présentés confirment que la richesse des parents exerce des effets indépendants et forts sur les opportunités de vie des enfants dans les trois pays étudiés.

### 1.3 Transmission de l'éducation

La mobilité intergénérationnelle de l'éducation concerne le lien entre l'éducation des parents et celle de leur enfant.

Holmlund *et al.* (2011) examinent l'effet causal de la scolarité des parents sur celle de leurs enfants à partir de la littérature empirique récente. Ils ont envisagé trois explications plausibles pour expliquer cela. En premier lieu, ils proposent les différences idiosyncratiques

dans l'ensemble de données. En deuxième lieu, des différences et des biais lèvent des différentes stratégies d'identification. En troisième lieu, des différences entre les stratégies d'identification sont liées à leur capacité à faire des prédictions sur l'échantillon. Les trois techniques d'identification analysées sont: les jumeaux, les enfants adoptés et les variables instrumentales (VI). Cette étude utilise les données du registre suédois. Ils parviennent à appliquer les trois techniques d'identification sur une base de données ainsi que dans le même pays et la même cohorte, tout en gardant le même contexte institutionnel. Ils concluent que les différences dans les études existantes peuvent être expliquées par des violations d'identification d'hypothèses. Au tableau 1.2, nous pouvons observer une partie des estimations causales des effets intergénérationnels de l'éducation utilisées dans cette étude.

**Tableau 1.2**

Estimations causales des effets intergénérationnels de l'éducation selon le pays et la technique d'identification

Pays	Source	Technique	Estimations par MCO	
			Père	Mère
États-Unis	Behrman et Rosenzweig (2002)	Jumeaux	0,47	0,33
États-Unis	Antonovics et Goldberger (2005)	Jumeaux	0,49	0,28
États-Unis	Sacerdote (2000)	Adoption	0,28	0,35
Suède	Björklund <i>et al.</i> (2006)	Adoption	0,24	0,24
Norvège	Black <i>et al.</i> (2005)	VI	0,22	0,24

Source: Holmlund *et al.* (2011) et l'auteur.

Plug et De Haan (2009) étudient l'impact de la scolarité des parents sur la scolarisation des enfants en relevant le problème que les enfants qui sont encore à l'école constituent des observations censurées. Ils ont envisagé trois solutions possibles: remplacement des années de scolarisation observées par années de scolarisation espérées pour les parents; l'approche du maximum de vraisemblance; et l'élimination de l'âge pour les jeunes qui sont encore à l'école. Les trois méthodes sont appliquées à la base de données du Wisconsin Longitudinal Study (WLS); comme ils disposent de données au moment où tous les jeunes ne sont plus à l'école, la première solution semble préférable.

Connolly et Lefebvre (2012) utilisent les données de l'Enquête auprès des jeunes en transition (EJET) et n'ont pas trouvé une relation non linéaire entre les revenus des parents et celui de leur enfant. À partir des tests de mathématiques et de lecture du Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA), les résultats aux tests sont utilisés comme indicateurs des habilités cognitives. Ils décomposent la transmission intergénérationnelle du revenu en trois composantes: une composante associée aux habilités cognitives, une autre liée à l'éducation et une dernière composante qui est inexplicée. Ils ont conclu que les habilités cognitives expliquent très peu la transmission intergénérationnelle du revenu, l'éducation des parents de 15 à 18 % et 85 % de la mobilité reste inexplicée.

## CHAPITRE II

### LA MODÉLISATION ÉCONOMÉTRIQUE

Cette étude analyse la persistance de la mobilité intergénérationnelle entre les groupes d'éducation au Canada, ainsi que les rôles des caractéristiques et des antécédents familiaux dans la transmission intergénérationnelle. Nous allons utiliser une variété d'équations et de méthodes économétriques afin de répondre à ces objectifs.

#### 2.1 Analyse traditionnelle de la mobilité de l'éducation

Pour déterminer la mobilité intergénérationnelle de l'éducation entre parents et enfants, nous allons estimer l'équation suivante:

$$Y_t^{\text{enfant}} = \alpha + \beta Y_{t-1}^{\text{parents}} + \gamma \text{age}_i^{\text{parents}} + \varepsilon_i \quad (3)$$

Où  $Y_t$  et  $Y_{t-1}$  sont des indices réalisés de l'éducation de l'enfant et des parents. L'équation (3)<sup>1</sup> est identique à l'équation (1) avec une variable additionnelle, l'âge des parents. Il faut noter que l'âge à partir duquel l'éducation est mesurée peut être une source de biais ; en utilisant l'âge des parents dans la régression nous tentons ainsi d'atténuer ce problème.

---

<sup>1</sup> Cette équation est estimée dans les études de la mobilité du revenu en utilisant les indices réalisés du revenu de l'enfant et des parents. L'équation n'a pas été estimée pour le revenu dans notre analyse parce que le revenu moyen des jeunes aux cycle 7 et cycle 8 est une source potentielle du biais qui conduit à des résultats statistiquement non significatifs. La cause principale est le fait que les jeunes restent plus longtemps dans les établissements d'enseignement postsecondaires, de sorte qu'un nombre important des jeunes répondants ne peuvent pas accéder au marché du travail, ils n'auront aucune source de revenu du travail. Les études canadiennes de la transmission intergénérationnelle du revenu faites par Corak et Heisz (1995,1999), surtout relation père-fils, Forin et Lefebvre (1998), Grawe (2004), Contoyannis et Dooley (2010) et Connolly et Lefebvre (2012), nous montrent que l'élasticité intergénérationnelle du revenu est autour de 0,10 à 0,25, un résultat observé dans les pays scandinaves (Norvège et Suède). Pour arriver à un tel résultat, il faut avoir un modèle plus restreint par rapport au revenu moyen des jeunes. Une solution peut être de retenir dans notre analyse les répondants dont le revenu moyen est supérieur à un certain seuil; cela augmentera le revenu moyen chez les jeunes mais aussi diminuera leur nombre d'une manière très significative dans les cohortes d'analyse.

Notons que les répondants de notre échantillon appartiennent aux deux cohortes les plus âgées de l'ELNEJ des cycles 7 (22 et 23 ans) et 8 (22, 23, 24 et 25 ans). Une autre question concerne la mesure de l'éducation à utiliser. Une mesure de l'éducation totale pour un enfant comprend le niveau le plus élevé d'éducation obtenu en 2009. Dans ce cas, nous allons travailler avec les niveaux d'éducation suivants pour un enfant: moins qu'un diplôme du secondaire, diplôme du secondaire, éducation postsecondaire, diplôme collégial et diplôme universitaire (baccalauréat, maîtrise, doctorat).

En ce qui concerne l'éducation des parents, la mesure disponible dans les données de l'ELNEJ est l'éducation de la personne qui connaît le mieux l'enfant - le parent répondant le mieux renseigné (PMR) et de son/sa conjoint(e) si c'est le cas, lorsque le jeune est âgé de moins de 18 ans. Nous utiliserons le niveau d'éducation le plus élevé atteint par le répondant (PMR) et le conjoint(e). Les niveaux d'éducation des parents sont: moins qu'un diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires, diplôme collégial, diplôme universitaire, maîtrise/doctorat ou diplôme en médecine.

Pour calculer une élasticité, il faut transformer les niveaux d'éducation des parents et des jeunes en années d'éducation<sup>2</sup>. En ce qui concerne les jeunes, moins qu'un diplôme du secondaire équivaut à moins de 11 années d'éducation, un diplôme du secondaire équivaut à 12 années d'éducation, 13 années d'éducation est l'équivalent estimé d'études postsecondaires, un diplôme collégial égal 14 années d'études et au moins un baccalauréat ou plus est estimé à 16 années d'éducation<sup>3</sup>.

Pour les parents, la transformation est similaire. Moins qu'un diplôme du secondaire équivaut à moins de 11 années de scolarité, un diplôme du secondaire est estimé à 12 années d'éducation, les études postsecondaires équivalent à 13 années d'éducation, un diplôme collégial est estimé à 14 années d'études, un diplôme de baccalauréat est estimé à 15 années

---

<sup>2</sup> Dans l'ELNEJ, l'éducation des jeunes ou des parents est rapporté en niveaux et non en années d'études.

<sup>3</sup> Le nombre de jeunes ayant un diplôme supérieur au premier cycle universitaire est trop faible pour les distinguer.

d'éducation et un diplôme de maîtrise/doctorat ou diplôme en médecine est estimé à 16 années de scolarité.

## 2.2 Mobilité de l'éducation en utilisant les caractéristiques des antécédents familiales

L'équation (4) permet d'évaluer les caractéristiques des antécédents familiaux, les attitudes et les aspirations ainsi que le rôle qu'ils jouent dans l'explication du lien éducation jeune-parent.

$$\text{AnsEd}_i^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \text{AnsEd}_i^{\text{parents}} + \gamma \text{age}_i^{\text{parents}} + \varphi \text{fam\_char}_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

Où  $\text{fam\_char}_i$  est un vecteur des caractéristiques familiales et  $\text{AnsEd}_i$  représente le nombre d'années d'études des parents ou d'un enfant (indiqué par l'exposant). Les variables comprennent la configuration familiale (famille biparentale biologique, famille biparentale reconstituée, autres), l'information sur l'état de santé du jeune, le lieu de naissance de la PMR, l'état matrimonial du répondant (célibataire, marié(e), union libre, autres), les pratiques parentales (interactions positives, inefficacité, cohérence et punitive), la province de résidence du jeune. Il faut noter que les variables d'éducation sont représentées par le nombre d'années d'éducation (équations 3 et 4). En ce qui concerne l'équation (4), nous allons aussi examiner la façon dont l'élasticité intergénérationnelle de l'éducation change à travers la distribution des années d'éducation des parents en utilisant une forme polynomiale fractionnaire (voir Royston et Altman, 1994). L'estimation polynomiale en figure montrera si la relation de l'éducation du jeune est linéaire ou non avec l'éducation des parents. Nous estimons ce modèle avec les données des deux cohortes retenues de l'ELNEJ.

Les variables explicatives ne représentent pas un problème parce que nous pouvons utiliser des variables muettes même si cela rend l'interprétation des coefficients en termes d'élasticité plus difficile. Nous utiliserons un modèle multinomial comme une solution possible. Pour garder la forme linéaire de notre modèle, nous utilisons, comme option de modélisation alternative, le niveau d'éducation mesuré en années d'études, avec des questions inhérentes à la méthode.

### 2.3 Mobilité de l'éducation en utilisant le revenu des parents, les niveaux d'éducation et les habilités cognitives d'un enfant

Pour étudier le rôle de l'éducation postsecondaire et déterminer son impact atténuant ou aggravant l'inégalité de l'éducation entre les générations, la décomposition du modèle à utiliser est celle proposée par Blanden et al., (2007) où les auteurs analysent le rôle des compétences et des habilités non-cognitives et cognitives dans la persistance intergénérationnelle du revenu en Grande-Bretagne. Les résultats suggèrent que les parents avec un revenu plus élevé ont des enfants à l'âge adulte à revenu élevé. Le modèle proposé dans cette étude est similaire à celui de Bowles et Gintis (2002). L'approche ne semble pas être parfaite (voir Black et Devereux, 2010) ; une des raisons associée à ce fait sont les variables omises en estimant la régression par MCO. Malgré tout, cette approche semble être une bonne approximation pour répondre aux besoins du problème en tenant compte des données de l'ELNEJ. Les équations (5) et (6) prennent en considération les habilités cognitives d'un enfant ( $Cog_i^{enfant}$ ), leur niveau de scolarité ( $Ed_i^{enfant}$ ), le revenu des parents ( $\ln Y_i^{parents}$ ), le nombre d'années d'études des parents ( $AnsEd_i^{parents}$ ), l'âge des parents ( $age_i^{parents}$ ) ainsi que les caractéristiques des antécédents familiaux ( $fam\_char$ ). Nous estimerons séparément les équations suivantes:

$$Cog_i^{enfant} = b_1 + \omega \ln Y_i^{parents} + \phi fam\_char_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$Ed_i^{enfant} = b_2 + \mu AnsEd_i^{parents} + \gamma age_i^{parents} + \phi fam\_char_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

À partir de l'équation (5), il est possible de savoir si le revenu des parents a un effet sur les habilités cognitives du jeune qui est indépendant de l'éducation des parents. L'équation (6) a été estimée à l'aide d'une régression logistique ordonnée. Nous utilisons le revenu total moyen du ménage provenant de toutes sources, couvrant le répondant et le conjoint(e) du cycle 1 au cycle 5 (si c'est le cas) pour le revenu des parents.

## CHAPITRE III

### LES DONNÉES

L'utilisation des dernières données rendues disponibles de l'ELNEJ (cycle 8, 2008-2009) permet d'analyser la question de la transmission intergénérationnelle au Canada et de donner une valeur ajoutée à cette étude, compte tenu qu'à notre connaissance, il n'y a pas d'étude sur ce sujet avec l'ELNEJ. Les renseignements recueillis par l'ELNEJ comprennent 10 provinces canadiennes et l'échantillon du cycle 8 compte 35 795 enfants et jeunes répondants âgés de 0 à 7 et de 14 à 25 ans.

Il n'y a pas d'accès public aux données de l'ELNEJ. Pour y accéder, il est nécessaire de suivre un processus d'inscription avec Statistique Canada pour obtenir leur autorisation. Une fois le projet accepté, la base de données doit être consultée sur place dans les centres de données de recherches affiliés à Statistique Canada. Ce processus peut sembler complexe, mais il est souhaitable afin d'assurer la confidentialité des informations recueillies auprès des répondants de l'ELNEJ.

#### 3.1 Contenu et échantillonnage de l'enquête

L'ELNEJ est une enquête biennale à long terme, créée pour analyser le développement et le bien-être des enfants au Canada, de la naissance jusqu'à l'âge adulte. Cette étude couvre une grande variété de sujets incluant la santé, le développement physique, l'apprentissage et le comportement des enfants ainsi que des données sur leur environnement social (famille, amis, école et communauté). L'enquête permet de faire des estimations longitudinales et transversales en comprenant une large gamme de populations ciblées.

L'échantillon cible de l'enquête comprend la population civile (de 0 à 11 ans lors de leur sélection au cycle 1) des 10 provinces canadiennes exclusivement, en excluant les enfants

vivant dans des réserves indiennes et sur les terres de la Couronne. Le tableau 3.1 ci-dessous montre le taux de réponse au cycle 8 selon la province de résidence. Le taux de réponse pour les répondants au Québec est autour de 77 %, tandis que l'Ontario a un taux de réponse autour de 71 % au cycle 8 et en moyenne de 74 % pour le Canada.

**Tableau 3.1**

Province de résidence et taux de réponse au cycle 8

Province	Échantillonné	Admissible	Répondant	Taux de réponse au cycle 8 (%)
	Nombre			
Terre Neuve et Labrador	2 104	2 098	1 704	81,2
Île du Prince Édouard	1 513	1 511	1 167	77,2
Nouvelle-Écosse	2 347	2 339	1 744	74,6
Nouveau-Brunswick	2 318	2 312	1 778	76,9
Québec	5 658	5 642	4 344	77,0
Ontario	8 579	8 559	6 059	70,8
Manitoba	2 710	2 697	1 940	71,9
Saskatchewan	2 868	2 857	2 219	77,7
Alberta	4 244	4 227	2 988	70,7
Colombie-Britannique	3 375	3 360	2 272	67,6
En dehors des 10 provinces	79	51	51	100,0
<b>Total</b>	<b>35 795</b>	<b>35 653</b>	<b>26 266</b>	<b>73,7</b>

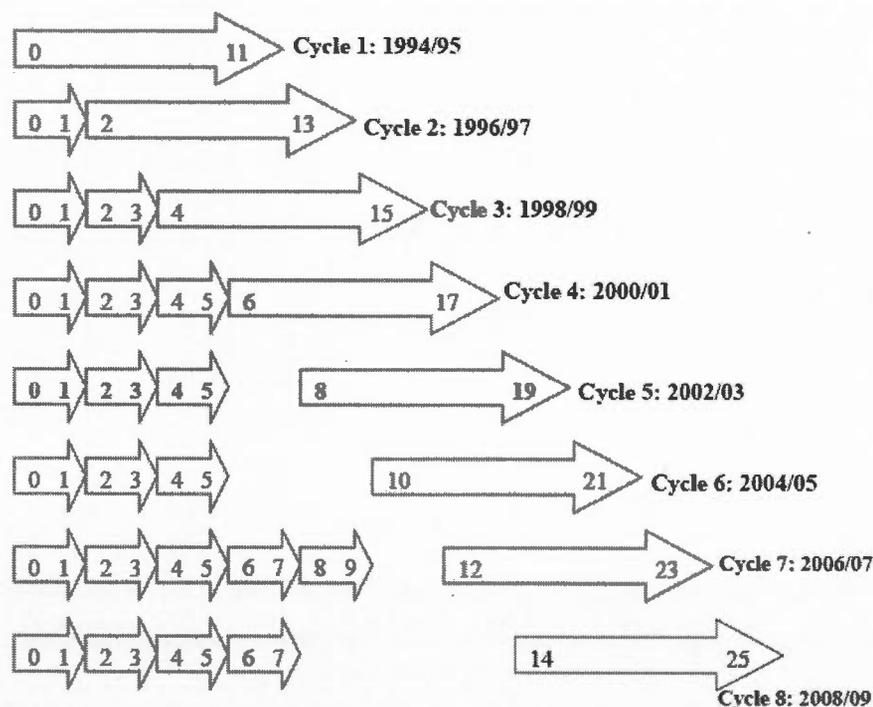
Source : Statistique Canada.

Tous les répondants parents ont été choisis à partir de la base de données des ménages intervenant à l'EPA (Enquête sur la population active). La première cohorte créée en 1994 (au cycle 1) comptait près de 23 000 enfants âgés entre 0 et 11 ans et le taux de réponse des parents se situait à 86,5 % à la fin du cycle. Au cycle 2, le nombre d'enfants suivis par l'enquête a été limité à deux par foyer afin de réduire le fardeau de réponse des familles et pour des raisons d'ordre budgétaire. Par conséquent, le nombre d'enfants s'est réduit d'environ 7 000. Au cycle 8, il restait de la première cohorte 15 056 jeunes dont l'âge variait entre 14 ans et 25 ans.

Afin de suivre le développement et l'apprentissage de la petite enfance sur plusieurs années, des enfants âgés entre 0 et 1 an ont été rajoutés à chaque nouveau cycle pour créer une nouvelle cohorte. Au cycle 8, les enfants de 0 à 12 mois sont nés en 2008 et ceux de 1 an en 2007.

Chaque foyer sélectionné dans l'enquête a fourni des renseignements de manière volontaire pour une période de référence du 1 septembre de l'année de référence jusqu'au 31 juillet de l'année suivante. Les données sont obtenues directement auprès des répondants (parents) si l'enfant était âgé de moins de 18 ans et des jeunes s'ils étaient âgés de 18 ans et plus, par les intervieweurs de Statistique Canada qui sont chargés de rencontrer les mêmes familles à chaque cycle de deux ans et d'administrer les questionnaires.

La figure 3.1 illustre les différents cycles qui représentent l'échantillon de l'ELNEJ. Au cycle 8, les jeunes sont âgés de 14 ans à 25 ans, alors que les enfants plus jeunes sont âgés entre 0 et 7 ans. Pour notre étude, seules les données des jeunes de la cohorte principale sont utilisées.



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

Comme l'âge des répondants varie avec le temps, nous allons prendre en considération des modifications dans les questionnaires et dans les renseignements récoltés qui doivent s'ajuster aux besoins de cette étude. Quand les enfants sont âgés de moins de 18 ans, les données de l'ELNEJ sont fournies par la personne la mieux renseignée sur l'enfant qui a reçu le titre de PMR; à travers cette étude, la mère était la PMR dans la majeure partie des familles sélectionnées.

Le tableau 3.2 ci-dessous présente les tailles de l'échantillon que nous retenons au cycle 8 de l'ELNEJ en prenant en compte le nombre d'enfants et de jeunes selon l'âge au 31 décembre 2008. Pour les jeunes répondants âgés de 22, 23, 24 et 25 ans, il y a 2936 répondants, ce qui correspond à un taux de réponse de 61,5 %.

**Tableau 3.2**

Taille de l'échantillon au cycle 8

Âge au 31 décembre 2008  (Ans)	Échantillonné	Admissible	Répondant	Taux de réponse au cycle 8
	Nombre			(%)
22 ans	1 232	1 221	757	62,0
23 ans	1 186	1 185	713	60,2
24 ans	1 250	1 246	755	60,8
25 ans	1 132	1 122	711	63,4
<b>Total</b>	<b>4 800</b>	<b>4 774</b>	<b>2 936</b>	<b>61,5</b>

Source : Statistique Canada.

Ensuite, nous présentons au tableau 3.3 les tailles de l'échantillon que nous ciblons au cycle 7 de l'ELNEJ en prenant en compte le nombre d'enfants et de jeunes selon l'âge au 1<sup>er</sup> janvier 2007. Ces jeunes répondants sont âgés de 22 et 23 ans, il y a 1493 répondants, ce qui correspond à un taux de réponse de 78,7 %. Un nombre non négligeable de ces jeunes n'ont pas participé au cycle 8. Pour accroître le nombre d'observations, nous avons retenu les jeunes de 22 ans et 23 ans qui sont en "attrition" au cycle 8, car ils ont les mêmes âges que les jeunes les plus âgés du cycle 8, ce qui nous permet d'augmenter la taille de notre échantillon de travail et d'analyser l'impact associé à une autre cohorte similaire.

**Tableau 3.3**

Taille de l'échantillon au cycle 7

Âge au 1 <sup>er</sup> janvier 2007	Échantillonné	Admissible	Répondant	Taux de réponse au cycle 7
En année	Nombre			(%)
22 ans	1 021	1 005	791	78,7
23 ans	905	892	702	78,7
<b>Total</b>	<b>1 926</b>	<b>1 897</b>	<b>1 493</b>	<b>78,7</b>

Source : Statistique Canada.

### 3.2 Composantes de l'ELNEJ

L'enquête comprend une ample gamme de sujets sur le développement et le bien-être de l'enfant ainsi que des renseignements sur le noyau familial et le lien géographique où la famille demeure. Pour recueillir toute l'information, plusieurs modules ont été utilisés en prenant en compte que seulement un maximum d'un enfant par ménage est interviewé à partir du cycle 5. La composante enfant est constituée par les enfants ayant entre 0 et 17 ans sauf ceux qui sont âgés de 16 ou 17 qui vivent de manière autonome, la PMR fournit de l'information à l'intervieweur. La composante adulte est créée pour la PMR et son ou sa conjoint(e), seule la PMR ou son/sa conjoint(e) pouvait répondre aux questions relatives à la famille et à l'enfant. Les principales conditions sont que l'enfant soit âgé de 17 ans ou moins dans le groupe familial et qu'il réside dans le même domicile. Finalement, la composante ménage est créée pour recueillir des informations sur les coordonnées de base de chacun des membres du ménage. Parmi les sujets, nous trouvons : l'éducation, la santé physique et générale, les revenus, le développement cognitif, émotionnel et social ainsi que la participation au marché du travail. En outre, les jeunes de 10-17 ans devaient répondre à un questionnaire auto-administré. La composante jeune adulte est limitée aux jeunes âgés de 18 ans et plus où le jeune est la seule personne responsable de répondre aux questions. Dans cette composante, il n'est pas nécessaire que le jeune habite chez ses parents. Seul le jeune doit remplir ce questionnaire et une fois complété, il doit le passer à l'intervieweur dans une enveloppe cachetée pour assurer la confidentialité de l'information collectée. Les questionnaires auto-administrés consistent en une série de deux livrets, un pour chaque groupe d'âge.

### 3.3 Distribution des jeunes répondants par cycle

Nous présentons dans le tableau 3.4 la distribution par groupe d'âge des jeunes répondants de l'ELNEJ du cycle 1 au cycle 8 pour notre échantillon de 22 à 25 ans du cycle 8. Nous avons utilisé l'identificateur de personne unique afin de fusionner les variables contenues dans l'enquête à chaque cycle. Nous avons employé l'identificateur du cycle 8 pour identifier les données de chaque personne à partir du cycle 1. Nous avons fait attention à la nomenclature des variables de l'ELNEJ et aux changements de certaines variables à travers les cycles.

**Tableau 3.4**

Groupe d'âges des jeunes répondants par cycle

<b>Caractéristiques</b>	<b>Cycle</b>	<b>Années</b>
Âge des jeunes répondants retenus		
8 ans, 9 ans, 10 ans, 11 ans	1	1994/95
10ans, 11 ans, 12 ans, 13 ans	2	1996/97
12 ans, 13 ans, 14 ans, 15 ans	3	1998/99
14 ans, 15 ans, 16 ans, 17 ans	4	2000/01
16 ans, 17 ans, 18 ans, 19 ans	5	2002/03
18 ans, 19 ans, 20 ans, 21 ans	6	2004/05
20 ans, 21 ans, 22 ans, 23 ans	7	2006/07
22 ans, 23 ans, 24 ans, 25 ans	8	2008/09

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données de l'ELNEJ.

### 3.4 Jeunes répondants retenus pour l'analyse

Le tableau 3.5 ci-dessous montre la distribution de l'âge pour la cohorte des jeunes répondants du cycle 8 de l'ELNEJ retenus dans notre analyse, les jeunes observés avaient 22, 23, 24 et 25 ans. Ils font partie de l'enquête dès le cycle 1. Postérieurement, nous présentons la cohorte des jeunes répondants de 22 ans et 23 ans du cycle 7 dans le tableau 3.6. Ce groupe de jeunes qui n'était pas observé au cycle 8 mais plutôt au cycle 7, nous l'avons ajouté pour avoir un plus grand nombre d'observations dans notre cohorte d'analyse. Par la suite, quand nous parlons de cohorte, nous ferons référence à l'ensemble des observations trouvées dans le cycle 8 et celles ajoutées du cycle 7, pour les distinguer.

**Tableau 3.5**

La cohorte du cycle 8 de l'ELNEJ par groupe d'âge

Caractéristiques	Échantillon jeune		
	Tous	Hommes	Femmes
Âge des jeunes répondants			
Âge (%)			
22 ans	24,96	24,81	25,11
23 ans	25,36	25,40	25,31
24 ans	24,94	24,93	24,96
25 ans	24,74	24,86	24,61
Total	100	100	100
N		2 904	

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Note: Tous les nombres sont en pourcentages. Les pourcentages de chaque cellule somment 100 par colonne.

**Tableau 3.6**

La cohorte du cycle 7 de l'ELNEJ par groupe d'âge

Caractéristiques	Échantillon jeune		
	Tous	Hommes	Femmes
Âge des jeunes répondants			
Âge (%)			
22 ans	49,81	46,99	52,66
23 ans	50,19	53,01	47,34
Total	100	100	100
N		341	

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Note: Tous les nombres sont en pourcentages. Les pourcentages de chaque cellule somment 100 par colonne.

## CHAPITRE IV

### VARIABLES DU MODÈLE

Les différentes variables explicatives et dépendantes utilisées sont présentées dans les sections suivantes.

#### 4.1 Variables dépendantes du modèle

Les variables dépendantes sont présentées dans le tableau 4.1 ci-dessous. En premier lieu, nous observons l'éducation du jeune. Cette variable est construite en utilisant le niveau d'éducation atteinte par le jeune en 2009. En deuxième lieu, nous présentons la transformation des niveaux en années d'éducation du jeune. La variable prend en compte les années d'éducation complétées par le jeune. En troisième lieu, nous utilisons la variable des habilités cognitives du jeune. Cette variable est créée à partir des résultats au test de mathématiques du cycle 1 au cycle 4.

**Tableau 4.1**

Variables dépendantes du modèle

<b>Variables</b>	<b>Caractéristiques</b>
Éducation du jeune aux cycles 7 et 8	diplôme professionnel (Baccalauréat, Doctorat, Maîtrise ou diplôme en médecine), diplôme d'études secondaires, études postsecondaires, collège-cégep, études secondaires partielles.
Années d'éducation du jeune	Moins de 11 années, 12 années, 13 années, 14 années et 16 années d'éducation
Score moyen de mathématiques	Score de math (cycle 1 à 4)

#### 4.2 Variables explicatives du modèle

Les variables explicatives du modèle sont présentées au tableau 4.2.

**Tableau 4.2**  
Variables explicatives du modèle

<b>Variabes</b>	<b>Caractéristiques</b>
Âge Cycle 8	22, 23, 24 et 25 ans
Cycle 7	22 et 23 ans
Sexe	Femme ou Homme
Province de résidence	Provinces de l'Atlantique <sup>1</sup> , Québec, Ontario, Provinces des Prairies <sup>2</sup> , Alberta et Colombie-Britannique
Éducation des parents en années (cycle 1-cycle 5)	Études ou diplôme primaires, études ou diplôme d'études secondaires, études postsecondaires, diplôme d'un collège, ou d'un cégep, ou d'une école de sciences infirmières, diplôme d'études universitaires, maîtrise, doctorat
Type de famille	Deux parents biologiques, monoparentaux et autre
Âge de la PMR	Âge de la PMR
Santé du jeune aux cycles 7/8	Excellente, très bonne, bonne et passable/mauvaise
Pratiques parentales	Interactions positives, inefficacité, punitive et cohérence
Lieu de naissance de la PMR au cycle 1	Canada, États-Unis, Europe et Asie
Revenu moyen des parents (cycle 1 - cycle 5)	Revenu familial total en dollars réels (dollars)
Score moyen de mathématiques	Score de math (cycle 1 à 4)
Revenu familial en quartiles (dollars 2002)	Quartiles 1 à 4

1. Terre-Neuve et Labrador, Nouveau-Brunswick, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard. 2. Manitoba et Saskatchewan.  
Source: ELNEJ et l'auteur.

#### 4.3 Lien des parents et des jeunes

Les renseignements recueillis sur les parents auprès de la PMR, qui était la mère dans la plupart des familles, permettent d'avoir accès à des informations clés comme le revenu des parents. La PMR a fourni des informations sur la structure du ménage, le revenu familial, le niveau de l'éducation de chaque membre de la famille et sur leurs activités sur le marché du travail.

Pour les variables dont les valeurs changent à travers les cycles, la valeur utilisée est la valeur aux cycles 7 et 8 où le répondant avait 22, 23, 24 et 25 ans. S'il y a des renseignements manquants, nous prenons la valeur au cycle précédent. Afin d'étudier le lien des parents et

des jeunes au Canada en se servant de l'éducation, nous examinons le degré de chances que le jeune ait la situation de leurs parents (éducation).

#### 4.4 Le niveau de scolarité

L'ELNEJ comprend une grande diversité de variables sur le niveau d'éducation des répondants à partir duquel nous pouvons tirer de l'information sur le niveau d'éducation des jeunes et des parents. En effet, la variable dépendante est les années d'éducation obtenues des jeunes répondants. Nous identifions par cette variable le statut de l'individu (diplômé, décrocheur, persévérant, non déclaré) et le plus haut diplôme obtenu (certificat, diplôme de formation professionnelle ou technique, collège, cégep, université ou l'équivalent d'un doctorat). La variable utilisée précise le niveau le plus élevé d'éducation obtenu jusqu'en 2009 par les jeunes (moins qu'un diplôme du secondaire, diplôme du secondaire, éducation postsecondaire, diplôme collégial, diplôme universitaire (baccalauréat, maîtrise, doctorat)).

Quant aux parents, la variable est construite en considérant le niveau d'éducation plus élevé atteint entre le répondant (PMR) et le conjoint(e) du cycle 1 au cycle 5, si c'est le cas. Compte tenu du fait que les données sont mieux distribuées à chaque niveau de scolarisation des parents, nous obtenons une variable plus détaillée. Les niveaux d'éducation utilisés sont: moins qu'un diplôme d'études secondaires, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires, diplôme collégial, diplôme universitaire, maîtrise/doctorat ou diplôme en médecine. Dans les familles biparentales, le niveau d'éducation est calculé par le niveau d'éducation le plus élevé des deux parents.

Quant aux jeunes et parents, la transformation du niveau d'éducation le plus élevé atteint a été faite en années d'éducation, tel que mentionné dans la section 2.1.

#### 4.5 Les habilités cognitives

Les habilités cognitives sont basées sur les scores à des tests de mathématiques et de lecture. Les tests de mathématiques sont administrés dans l'enquête aux enfants en deuxième année ou plus et âgés entre 7 ans et 15 ans. Un exercice de résolution de problèmes est rempli pour

les jeunes âgés de 16 ans et 17 ans, une évaluation de la littératie pour les jeunes âgés de 18 ans et 19 ans et une évaluation de la numératie pour les jeunes âgés de 20 ans et 21 ans. Cette dernière vise à tester si les jeunes sont prêts à fonctionner en société et leurs habiletés pour résoudre des demandes mathématiques dans divers contextes. Les trois dernières mesures ne sont pas utiles, car il y a trop des données manquantes. Le tableau 4.3 illustre les différentes mesures prises auprès des répondants de l'enquête.

**Tableau 4.3**

Résumé de différentes mesures directes de l'ELNEJ

	<b>Nom de la mesure</b>	<b>Groupe d'âge</b>
1	Exercice de calculs mathématiques	7 à 15 ans, de la 2 <sup>e</sup> à la 10 <sup>e</sup> année
2	Résolution de problèmes	16 et 17 ans
3	Évaluation des capacités de lecture	18 et 19 ans
4	Évaluation des habiletés au calcul	20 et 21 ans

Source : Statistique Canada.

#### 4.6 Statistiques sommaires des variables du modèle

Le tableau 4.4 ci-dessous montre les statistiques sommaires des variables pour les deux cohortes de l'ELNEJ retenues.

**Tableau 4.4**

Les statistiques sommaires pour la cohorte de l'ELNEJ

<b>Caractéristiques</b>	<b>Échantillon jeune</b>		
	<b>Tous</b>	<b>Hommes</b>	<b>Femmes</b>
Échantillon total			
Observations non-pondérées	3 245	1 561	1 684
Observations pondérées	1 709 214	874 621	834 593
Âge des jeunes répondants aux cycles 7/8			
Âge (%)			
22 ans	27,82	27,32	28,34
23 ans	28,22	28,52	27,89

24 ans	22,07	22,11	22,04
25 ans	21,89	22,05	21,73
<b>Structure du ménage au cycle 1</b>			
2 parents biologiques	75,24	78,40	71,93
Monoparentale	16,10	14,26	18,02
Autre	8,66	7,34	10,05
<b>Nombre moyen d'années de scolarité du jeune aux cycles 7/8 (%)</b>			
Moins de 11 années	12,05	14,81	9,13
12 années	20,46	24,24	16,48
13 à 15 années	53,79	48,92	58,92
16 années et plus	13,71	12,03	15,47
<b>Fratrie totale dans le ménage au cycle 1</b>			
Aucun	10,71	10,43	11
Un	45,28	44,70	45,90
Deux	30,14	29,67	30,63
Trois	9,96	10,81	9,08
Quatre	2,46	3,28	1,59
Cinq	0,67	0,37	0,98
Six	0,71	0,72	0,71
Moyenne d'années de scolarité du jeune aux cycles 7/8	13	12,8	13,2
<b>Éducation du jeune par catégorie aux cycles 7/8</b>			
Études secondaires non-terminées	12,05	14,81	9,13
Diplôme d'études secondaires	20,46	24,24	16,48
Études postsecondaires	38,83	34,84	43,04
Diplôme d'un collège communautaire, d'un collège technique, d'un cégep ou d'une école de sciences infirmières	14,96	14,08	15,88
Diplôme d'études universitaires ou d'école normale, maîtrise, doctorat ou diplôme en médecine	13,71	12,03	15,47
Moyenne d'années de scolarité des parents aux cycles 1-5	13,7	13,7	13,62
<b>Éducation des parents par catégories aux cycles 1-5</b>			
Études primaires (1 à 8 ans)	1,53	1,11	1,98
Études secondaires	5,85	5,23	6,51
Diplôme de secondaire	10,39	9,97	10,83
Études postsecondaires	19,00	19,16	18,84
Diplôme d'un collège communautaire, d'un collège technique, d'un cégep ou d'une école de sciences infirmières	34,93	35,50	34,33
Diplôme d'études universitaires ou d'école normale	17,45	16,72	18,23
Maîtrise, doctorat ou diplôme en médecine	10,84	12,31	9,29
<b>Langues parlées au cycle 1</b>			
Anglais	56,22	57,34	55,04
Français	14,03	13,27	14,83
Anglais et Français	13,54	14,26	12,79
Autre langue parlée	16,21	15,14	17,33

<b>Lieu de naissance de la PMR au cycle 1</b>			
Canada	81,29	80,57	82,04
États-Unis	1,30	1,49	1,09
Europe	6,50	6,31	6,70
Asie	3,58	3,64	3,52
Autre	7,33	7,99	6,64
<b>Santé du jeune aux cycles 7/8</b>			
Excellente	30,93	34,22	27,48
Très bonne	39,84	36,55	43,28
Bonne	24,08	24,63	23,51
Passable/mauvaise	5,15	4,60	5,73
<b>Cohorte</b>			
Jeunes du cycle 7	11,51	11,31	11,72
Jeunes du cycle 8	88,49	88,69	88,28
<b>État matrimonial du jeune aux cycles 7/8</b>			
Célibataire (pas en couple)	75,25	81,16	69,06
Marié ou habite avec un conjoint de fait	24,01	18,22	30,08
Autre (veuf , séparé ou divorcé)	0,74	0,62	0,87
<b>Province de résidence des jeunes répondants au cycle 1 (%)</b>			
Provinces de l'Atlantique	8,27	8,41	8,11
Québec	22,56	22,67	22,44
Ontario	36,97	36,66	37,30
Provinces des Prairies	7,76	7,89	7,62
Alberta	10,88	10,84	10,92
Colombie-Britannique	13,56	13,52	13,61
Revenu total moyen du jeune en 2009 (dollars réels 2002) aux cycles 7/8	17 683	20 576	14 652
Revenu total moyen des parents aux cycles 1-5 (dollars réels 2002)	68 231	70 156	66 214
<b>Revenu moyen du jeune et des parents par quartiles</b>			
<b>Q1 (inférieur)</b>			
Revenu du jeune	6 291	6 223	6 346
Revenu des parents	28 697	29 194	28 252
<b>Q2</b>			
Revenu du jeune	11 701	11 684	11 711
Revenu des parents	51 011	51 144	50 871
<b>Q3</b>			
Revenu du jeune	17 979	18 025	17 937
Revenu des parents	70 064	69 635	70 541
<b>Q4 (supérieur)</b>			
Revenu du jeune	34 973	36 315	31 484
Revenu des parents	123 328	125 017	121 373

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Note: Tous les pourcentages de chaque cellule somment 100 par colonne.

#### 4.7 Limites des données

L'ELNEJ contient des informations sur la cohorte des jeunes du cycle 1 jusqu'au cycle 8 qui ont de 22 à 25 ans et pour ceux qui ont de 22 à 23 ans et qui ne sont pas observés au cycle 8. L'ensemble des données nous permet de faire une analyse sur la transmission intergénérationnelle de l'éducation et son influence sur le cheminement aux études universitaires des jeunes en utilisant des méthodes économétriques et en distinguant les caractéristiques des jeunes canadiens et celles de leurs parents selon leur lieu de naissance, le sexe, l'âge, le niveau d'éducation et les quartiles de revenu moyen. Cependant, il y a des limites importantes spécifiques à l'ELNEJ qu'il faut prendre en considération au moment de faire l'étude de la transmission intergénérationnelle de l'éducation.

- 1- Pour faire l'analyse des habilités cognitives en se basant sur les résultats au test de lecture, il y a un nombre limité de tests dans cette enquête. Pour l'évaluation des capacités de lecture administrée aux jeunes âgés de 18 ans et 19 ans au cycle 6, nous trouvons un nombre important de données manquantes compte tenu du fait que le test ne s'applique pas aux jeunes âgés de 20 ans et 21 ans au cycle 6. La résolution de ce problème et l'évaluation des habiletés au calcul présentent aussi un nombre trop élevé des jeunes qui n'ont pas à faire ces tests.
- 2- Il faut noter que les quartiles de revenu pour les jeunes répondants montrent un faible revenu des jeunes ce qui s'explique probablement par le fait qu'une proportion importante sont en train de finir leurs études postsecondaires; entre temps, ils ont un emploi à temps partiel ou saisonnier. Les jeunes répondants qui n'ont pas de revenu de travail dans l'échantillon représentent un risque probable qui peut conduire à des résultats biaisés.
- 3- Le problème de l'attrition avec les données longitudinales est la perte de jeunes répondants de l'échantillon à chaque cycle, suite par exemple à un décès, un déménagement, un refus, un changement dans l'enquête ou l'impossibilité de leurs parents à continuer leur participation.

## CHAPITRE V

### RÉSULTATS

Dans cette section, nous commençons par analyser la mobilité de l'éducation qui est un des principaux facteurs pour s'élever dans l'échelle socio-économique en considérant le niveau de scolarisation des jeunes et celui de leurs parents répondants de l'ELNEJ.

#### 5.1 Résultats descriptifs pour la mobilité de l'éducation

Nous débutons l'étude de la transmission de l'éducation en utilisant la relation entre l'éducation des jeunes et celle de leurs parents. Le tableau 5.1 ci-dessous présente les statistiques descriptives de cette relation. Nous pouvons observer, par exemple, que lorsqu'un parent a 12 années d'éducation, ce qui est l'équivalent estimé d'un diplôme d'études secondaires, 24,59 % des jeunes de notre échantillon ont le même diplôme, 13,93 % ont un diplôme d'un collège ou d'un cégep estimé à 14 années d'études et 3,01 % ont un baccalauréat ou plus, estimé à 16 années d'éducation. En comparant ce résultat avec un parent qui a 16 années d'éducation, nous trouvons que 8,66 % des jeunes de la cohorte étudiée ont un diplôme d'études secondaires, 7,36 % ont un diplôme de collège ou de cégep et 8,66 % ont au moins un baccalauréat ou plus. Près de 67 % ont 13 ans et plus et comme un grand nombre sont encore aux études postsecondaires, nous observons en apparence un lien assez étroit entre éducation parent-enfant.

**Tableau 5.1**

Matrice des années d'éducation des jeunes répondants et d'un parent

Années d'éducation des jeunes répondants (cycles 7/8)	Années d'éducation d'un parent (en 2001)						Total
	<11	12	13	14	15	16	
Moins de 11 années	47,57	22,13	26,77	16,62	11,66	8,23	20,72
12 années	26,86	24,59	21,93	21,15	11,66	8,66	19,77
13 années	19,09	36,34	39,38	47,17	61,19	67,10	45,52
14 années	X	13,93	9,67	11,40	9,75	7,36	10,20
16 années	X	3,01	2,25	3,66	5,74	8,66	3,80
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100	100

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Note: Tous les nombres sont en pourcentages. Tous les pourcentages de chaque cellule somment 100 par colonne; X représente moins de 5 observations non-pondérées.

Nous avons calculé une corrélation positive de 0,259 entre l'éducation des parents et celle de leur enfant. Nous pouvons examiner cette relation positive à l'aide du tableau 5.1. Nous observons que les jeunes répondants de la cohorte d'analyse sont plus susceptibles d'avoir atteint les études postsecondaires (estimé à 13 années d'éducation).

Maintenant, nous introduisons le tableau 5.2 pour montrer les différents groupes d'âges des jeunes répondants et leurs années d'éducation à partir des données de l'ELNEJ. Selon le tableau 5.2, 29,96 % des jeunes de 23 ans ont un diplôme d'études secondaires (estimé à 12 années d'études) contre 21,28 % des jeunes de 25 ans qui ont le même diplôme. 27,55 % des jeunes de 25 ans ont obtenu un diplôme de baccalauréat (estimé à 16 années d'éducation ou plus), un pourcentage inférieur à celui des jeunes de 23 ans qui est de 31,11 %. Les hommes et les femmes de 22 ans de la cohorte sont plus susceptibles d'avoir fait des études postsecondaires. En plus, nous constatons que la distribution dans le niveau d'éducation des jeunes de 22 ans est très différente de celle des 23 ans. Il est plausible que les jeunes n'aient très probablement pas complété leur éducation et donc, les résultats obtenus peuvent être biaisés par ce groupe.

**Tableau 5.2**

Groupes d'âges des jeunes répondants et leurs années d'éducation

Âge des jeunes répondants (c7/c8)	Années d'éducation des jeunes (c7/c8)					Total	
	<11	12	13	14	16		
<b>Tous</b>							
22 ans	31,03	26,66	35,46	18,94	15,13	27,87	
23 ans	29,73	29,96	25,55	25,15	31,11	27,66	
24 ans	15,99	22,10	22,10	24,79	26,20	22,33	
25 ans	23,25	21,28	16,89	31,11	27,55	22,14	
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100	
N	3 210						
<b>Hommes</b>							
22 ans	35,98	25,56	34,16	13,92	15,44	27,24	
23 ans	27,70	29,94	25,93	26,55	33,96	28,22	
24 ans	16,52	24,86	22,71	21,52	24,00	22,30	
25 ans	19,80	19,64	17,20	38,01	26,60	22,24	
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100	
N	1 544						
<b>Femmes</b>							
22 ans	22,57	28,38	36,57	23,64	14,88	28,53	
23 ans	33,20	29,98	25,23	23,84	28,78	27,07	
24 ans	15,07	17,81	21,58	27,85	28,01	22,36	
25 ans	29,16	23,83	16,63	24,67	28,33	22,05	
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100	
N	1 666						

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Note: Tous les nombres sont en pourcentages. Tous les pourcentages de chaque cellule somment 100 par colonne.

Ensuite, le tableau 5.3 montre la relation entre les années d'études des jeunes répondants et les quartiles de revenu des parents. Nous trouvons dans la première partie la relation « revenu des parents » et « l'éducation des jeunes, pour les deux sexes ». Finalement, nous analysons cette relation séparément pour les hommes et les femmes, respectivement. Dans le quartile

inférieur, nous observons que 24,62 % des jeunes répondants ont décroché un diplôme d'études secondaires, 15,48 % ont un diplôme d'un collège ou d'un cégep et 7,26 % ont un baccalauréat ou plus. Toutefois, dans le quartile supérieur nous constatons que 16,08 % des jeunes ont obtenu un diplôme d'études secondaires et 24,26 % ont un baccalauréat ou plus. Ce dernier résultat constitue une hausse de 17 points de pourcentage par rapport au quartile inférieur pour les jeunes qui ont décroché un baccalauréat ou plus. Cela nous indique que les parents qui ont un revenu élevé, semblent offrir un milieu familial propice à favoriser leurs enfants et à accéder à un niveau d'éducation plus élevé compte tenu du fait qu'ils peuvent dépenser plus dans leur éducation. Nous observons, dans le quartile supérieur, la relation des jeunes femmes et les revenus des parents; 9,41 % des femmes ont un diplôme d'études secondaires, 10,07 % un diplôme de collège ou de cégep et 24 % un diplôme universitaire. Nous constatons qu'il y a une hausse de 15,57 points de pourcentage (8,43 % à 24 %) pour les jeunes femmes qui ont un diplôme d'études universitaires en comparant le quartile inférieur et supérieur, tandis que pour les hommes, nous obtenons une hausse de 18,54 points de pourcentage (5,94 % à 24,48 %) pour le même diplôme.

**Tableau 5.3**

Années d'éducation des jeunes par quartile de revenu des parents

Années d'éducation des jeunes répondants	Quartile de revenus des parents			
	Quartile 1	Quartile 2	Quartile 3	Quartile 4
<b>Tous</b>				
Moins de 11 années	23,39	11,43	9,18	4,09
12 années	24,62	21,53	19,59	16,08
13 années	29,25	38,30	42,54	45,30
14 années	15,48	18,36	15,72	10,27
16 années	7,26	10,38	12,97	24,26
Σ	100	100	100	100
N	808	795	807	800
<b>Hommes</b>				
Moins de 11 années	26,85	15,06	13,09	5,58
12 années	30,99	22,93	21,88	21,87
13 années	23,74	35,98	40,86	37,62
14 années	12,48	18,39	14,96	10,45
16 années	5,94	7,64	9,21	24,48
Σ	100	100	100	100
N	357	388	398	401

<b>Femmes</b>				
<b>Moins de 11 années</b>	20,31	7,49	4,86	2,37
<b>12 années</b>	18,95	20,01	17,06	9,41
<b>13 années</b>	34,16	40,81	44,39	54,15
<b>14 années</b>	18,15	18,33	16,55	10,07
<b>16 années</b>	8,43	13,36	17,15	24
$\Sigma$	100	100	100	100
N	456	406	408	396

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Note: Tous les nombres sont en pourcentages. Tous les pourcentages de chaque cellule somment 100 par colonne.

## 5.2 Résultats économétriques pour la transmission de l'éducation avec modèle de base

Nous présentons les résultats du modèle estimé à partir de l'équation (3) en prenant en compte seulement l'éducation des parents, l'âge du parent répondant, le sexe des jeunes, la cohorte d'analyse et les âges des jeunes à l'aide des moindres carrés ordinaires (MCO). Les estimations sont obtenues en utilisant les poids «bootstraps» faits par Statistique Canada pour estimer les écarts-types du modèle et l'option robuste. Les résultats sont présentés au tableau 5.4.

Le tableau 5.5 donne les résultats de cette estimation et permet de calculer l'élasticité intergénérationnelle pour les années d'éducation. Nous avons calculé une élasticité totale de 0,301 (0,286 fois 13,7/13), de 0,311 (0,29 fois 13,7/12,79) pour les hommes et de 0,283 (0,274 fois 13,62/13,2) pour les femmes. Tous les coefficients sont statistiquement significatifs à un niveau de 1 %. Ce résultat nous suggère que les femmes sont plus mobiles que les hommes puisqu'elles possèdent une élasticité plus petite que les hommes. Cette conclusion est en accord à celle trouvée par Connolly et Lefebvre (2012). Une élasticité totale de 0,301 nous indique qu'il existe une corrélation faible entre les années d'études des parents et celles de leur enfant. Nous trouvons une corrélation plus élevée pour les groupes d'âge de 25 ans avec les années d'éducation des jeunes répondants à un niveau de significativité de 1 % en prenant comme groupe de référence les jeunes répondants de 22 ans dans la régression au tableau 5.4.

Tableau 5.4

Estimations du lien des années d'éducation des jeunes et des parents

Années d'éducation des jeunes répondants	Tous	Hommes	Femmes
N	3 196	1 539	1 657
	Éq.: $\text{AnsEd}_i^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \text{AnsEd}_i^{\text{parents}} + \gamma \text{age}_i^{\text{parents}} + \varepsilon_i$		
Ed_parent	0,286*** (0,04)	0,290*** (0,05)	0,274*** (0,05)
Age_pmr	0,014* (0,01)	0,022** (0,01)	0,007 (0,01)
Femme (homme)	0,410*** (0,09)		
Age_23 (Age_22)	0,267** (0,11)	0,357** (0,18)	0,178 (0,13)
Age_24	0,417*** (0,10)	0,419*** (0,16)	0,422*** (0,14)
Age_25	0,462*** (0,123)	0,620*** (0,18)	0,301* (0,17)
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	-0,129 (0,147)	-0,0232 (0,24)	-0,238 (0,15)
Constante	7,951*** (0,62)	7,416*** (0,80)	8,906*** (0,92)
$R_{aj}^2$	0,104	0,099	0,087

Source: calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p&lt;0,10, \*\*p&lt;0,05 et \*\*\*p&lt;0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ».

Tableau 5.5

Élasticités intergénérationnelles de l'éducation pour les jeunes canadiens

N	Tous	Hommes	Femmes
Ed_parent	0,301*** (0,04)	0,311*** (0,05)	0,283*** (0,05)

Source: calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ et du tableau 5.4.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p&lt;0,10, \*\*p&lt;0,05 et \*\*\*p&lt;0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ».

### 5.3 Résultats économétriques pour la transmission de l'éducation avec variables de contrôle familial

Maintenant, nous analysons les résultats du modèle en ajoutant les pratiques parentales, l'état de santé du jeune, le type de famille, le lieu de naissance de la PMR et la province de résidence comme variables explicatives. Les résultats sont présentés au tableau 5.6. Nous

observons au tableau 5.7 que l'élasticité intergénérationnelle totale pour les années d'éducation des jeunes a légèrement diminué de 0,301 à 0,263 (0,25 fois 13,7/13); également, l'élasticité pour les hommes et les femmes a baissé à 0,266 (0,248 fois 13,7/12,79) et 0,249 (0,242 fois 13,62/13,2), respectivement. Tous les coefficients sont statistiquement significatifs à un niveau de 1 %. Pour les jeunes de 23 ans, 24 ans et 25 ans, le groupe de référence est celui de 22 ans. Par exemple, un jeune de 24 ans a en moyenne 0,402 années d'éducation de plus qu'un jeune de 22 ans, pour un niveau de significativité de 1 %, toutes choses étant égales par ailleurs. Un jeune qui a une excellente santé et vivant dans un ménage avec des parents biologiques a en moyenne 0,359 et 0,454 années d'études additionnelles comparativement à un jeune avec un état de santé inférieur et qui habite dans un foyer monoparental ou autre, respectivement; toutes choses étant égales par ailleurs et pour un niveau de significativité de 1 %. Nous observons que les hommes avec des parents biologiques à 15 ans ont 0,609 années d'éducation de plus tandis que dans les mêmes conditions, les femmes ont seulement 0,32 années d'éducation de plus; tous les coefficients sont statistiquement significatifs à un niveau de 1 % et toutes choses restant égales par ailleurs. Ensuite, nous analysons les pratiques parentales pour essayer de comprendre les interactions entre les parents et leur enfant dans le fonctionnement familial. Les résultats montrent que les interactions punitives entre les parents et leurs enfants ont un effet positif en moyenne de 0,066 années d'éducation de plus chez les hommes contre un effet négatif non significatif chez les femmes. Le coefficient est statistiquement significatif à un niveau de 10 %, toutes choses restant égales par ailleurs. Les autres types de pratiques parentales (interactions positives, inefficacité et cohérence) ne sont pas statistiquement significatives. Finalement, les effets de l'éducation des jeunes liés au lieu de résidence, à 15 ans, montrent qu'il y a une significativité statistique des provinces canadiennes du Québec et des Prairies. Nous observons un effet négatif pour les jeunes résidant dans ces provinces par rapport aux provinces de l'Atlantique.

Tableau 5.6

Estimations du lien des années d'éducation des jeunes et des parents avec variables de contrôle familial

Années d'éducation des jeunes répondants	Tous	Hommes	Femmes
N	3 110	1 493	1 617
	Éq.: $\text{AnsEd}_i^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \text{AnsEd}_i^{\text{parents}} + \gamma \text{age}_i^{\text{parents}} + \phi \text{fam\_char}_i + \varepsilon_i$		
Ed_parent	0,250*** (0,04)	0,248*** (0,05)	0,242*** (0,05)
Age_pmr	0,012 (0,01)	0,017* (0,01)	0,007 (0,01)
Femme (homme)	0,456*** (0,09)		
Age_23 (Age_22)	0,257** (0,11)	0,369** (0,17)	0,146 (0,13)
Age_24	0,402*** (0,11)	0,426*** (0,16)	0,407*** (0,14)
Age_25	0,435*** (0,12)	0,638*** (0,17)	0,262* (0,16)
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	-0,091 (0,14)	0,011 (0,22)	-0,207 (0,17)
Santé_exc (autres états) <sup>3</sup>	0,359*** (0,09)	0,352** (0,137)	0,406*** (0,12)
Fam_bio (monoparentale, autre)	0,454*** (0,11)	0,609*** (0,16)	0,320*** (0,12)
Interaction_pos	-0,012 (0,01)	0,029 (0,02)	-0,047** (0,02)
Inefficacité	-0,021 (0,01)	-0,045** (0,02)	0,010 (0,02)
Cohérence	-0,007 (0,01)	-0,030 (0,02)	0,017 (0,02)
Punitif	0,005 (0,03)	0,066* (0,03)	-0,054 (0,04)
Can_pmr <sup>4</sup>	-0,110 (0,14)	0,060 (0,20)	-0,309 (0,20)
Province_Qc (province_Atl)	-0,314** (0,13)	-0,400** (0,20)	-0,273 (0,19)
Province_Ont	0,114 (0,12)	0,150 (0,20)	0,033 (0,21)
Province_Prai	-0,232* (0,13)	-0,282 (0,20)	-0,191 (0,20)
Province_Alb	-0,192 (0,14)	-0,072 (0,18)	-0,326 (0,23)
Province_BC	-0,081 (0,18)	0,056 (0,24)	-0,171 (0,25)
Constante	8,643*** (0,78)	7,532*** (1,04)	10,110*** (1,06)
$R_a^2$	0,141	0,152	0,132

Source: calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». La variable de référence entre parenthèses.

3. Très bonne, bonne et passable/mauvaise. 4. Référence: États-Unis, Europe, Asie, autre.

**Tableau 5.7**

Élasticités intergénérationnelles de l'éducation pour les jeunes canadiens

	Tous	Hommes	Femmes
N	3110	1493	1617
Ed_parent	0,263*** (0,04)	0,266*** (0,06)	0,249*** (0,05)

Source: calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ et du tableau 5.6.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ».

#### 5.4 Résultats économétriques pour la transmission de l'éducation avec catégories d'éducation

Avec les résultats présentés au tableau 5.8, nous analysons l'effet de l'éducation des parents sur leur enfant en utilisant des variables catégoriques au lieu d'une variable continue pour représenter l'éducation des parents. En conséquence, nous ne pouvons pas interpréter ces résultats comme des élasticités même s'ils ressemblent à ceux trouvés avec une variable continue. Les variables catégoriques de l'éducation des parents sont construites en considérant le niveau d'éducation le plus élevé atteint entre le répondant (PMR) ou le conjoint(e) du cycle 1 au cycle 5, si c'est le cas. Nous trouvons qu'il existe un lien positif et "bénéfique" de l'éducation des parents sur leur enfant. En effet, pour un parent qui a un diplôme de doctorat, son enfant a en moyenne 2,17 années additionnelles d'éducation en comparaison à un enfant avec un parent qui n'a qu'un diplôme d'études primaires. Les jeunes avec des parents biologiques à 15 ans ont 0,42 années d'éducation de plus qu'un jeune provenant d'une famille monoparentale ou autre; le coefficient est statistiquement significatif à un niveau de 1 %. Un jeune qui a une excellente santé a en moyenne 0,37 années d'études additionnelles comparativement à un jeune avec un état de santé inférieur, pour un niveau de significativité de 1 %. Les effets de la province de résidence sur l'éducation des jeunes, dévoilent que la province du Québec et les provinces des Prairies ont une significativité statistique et l'impact est négatif dans chaque province par rapport à la province de référence<sup>4</sup>.

<sup>4</sup> Provinces de Terre-Neuve et Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Nouveau-Brunswick.

**Tableau 5.8**  
Estimation du lien des années d'éducation des jeunes et des parents par catégorique  
d'éducation des parents

Années d'éducation des jeunes répondants N	Tous	Hommes	Femmes
	3 110	1 493	1 617
	Éq.: $\text{AnsEd}_{\text{enfant}} = \alpha + \beta \text{Ed}_{\text{parents}} + \gamma \text{age}_{\text{parents}} + \phi \text{fam\_char}_i + \varepsilon_i$		
Édumax_parents2 <sup>5</sup>	0,790* (0,44)	0,543 (0,68)	0,945* (0,54)
Édumax_parents3	1,361*** (0,38)	0,704 (0,62)	1,911*** (0,43)
Édumax_parents4	1,113*** (0,37)	0,595 (0,60)	1,524*** (0,43)
Édumax_parents5	1,552*** (0,37)	1,056* (0,60)	1,870*** (0,42)
Édumax_parents6	1,912*** (0,40)	1,461** (0,62)	2,210*** (0,43)
Édumax_parents7	2,174*** (0,42)	1,801*** (0,65)	2,342*** (0,47)
Age_pmr	0,011 (0,01)	0,013 (0,01)	0,010 (0,01)
Femme (homme)	0,452*** (0,09)		
Age_23 (Age_22)	0,273** (0,11)	0,363** (0,17)	0,152 (0,13)
Age_24	0,397*** (0,11)	0,394** (0,16)	0,383*** (0,14)
Age_25	0,429*** (0,12)	0,625*** (0,17)	0,222 (0,16)
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	-0,074 (0,14)	0,029 (0,21)	-0,245 (0,17)
Santé_exc (autres états) <sup>3</sup>	0,371*** (0,09)	0,349** (0,14)	0,430*** (0,12)
Fam_bio (monoparentale, autre)	0,420*** (0,10)	0,571*** (0,15)	0,282** (0,12)
Interaction_pos	-0,015 (0,01)	0,028 (0,02)	-0,052*** (0,02)
Inefficacité	-0,023 (0,01)	-0,050** (0,02)	0,010 (0,02)
Cohérence	-0,007 (0,01)	-0,028 (0,02)	0,017 (0,02)
Punitif	0,008 (0,03)	0,074 (0,04)	-0,054 (0,04)
Can_pmr <sup>4</sup>	-0,105 (0,14)	0,076 (0,20)	-0,310 (0,19)
Province_Qc (Province_Atl)	-0,343*** (0,12)	-0,414** (0,17)	-0,274 (0,19)
Province_Ont	0,088 (0,12)	0,140 (0,17)	0,014 (0,20)
Province_Prai	-0,242* (0,13)	-0,275 (0,18)	-0,196 (0,20)
Province_Alb	-0,206 (0,14)	-0,071 (0,18)	-0,339 (0,22)
Province_BC	-0,088 (0,17)	0,061 (0,23)	-0,176 (0,232)
Constante	10,66*** (0,68)	10,13*** (0,96)	11,54*** (0,93)
$R^2_{\text{aj}}$	0,150	0,160	0,148

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

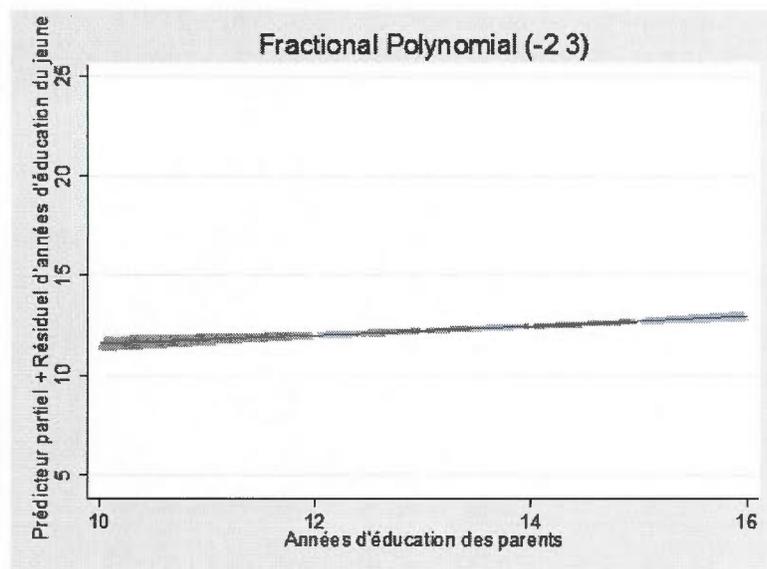
Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». La variable de référence entre parenthèses.

3. Très bonne, bonne et passable/mauvaise. 4. Référence: États-Unis, Europe, Asie, autre. 5. La référence est Édumax\_parents1 qui équivaut à moins qu'un diplôme d'études secondaires. Édumax\_parents2 (études secondaires), Édumax\_parents3 (diplôme d'études secondaires), Édumax\_parents4 (études postsecondaires), Édumax\_parents5 (diplôme collégial), Édumax\_parents6 (diplôme universitaire) et Édumax\_parents7 (maîtrise /doctorat ou diplôme en médecine).

### 5.5 La transmission de l'éducation est-elle linéaire?

Nous examinons la relation entre les années d'éducation du jeune et les années d'éducation des parents en utilisant les deux cohortes pour vérifier s'il y a une possible non-linéarité entre ces deux variables à l'aide d'une régression polynomiale fractionnaire. La figure 5.1 illustre cette relation; nous observons une ligne droite avec une pente positive très faible, ce qui nous indique la présence d'une relation linéaire comprise entre la zone grise qui correspond à l'intervalle de confiance de 95 %.



**Figure 5.1** Régression polynomiale fractionnaire pour l'éducation des jeunes par rapport à l'éducation des parents. (Source : calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ).

### 5.6 Les effets du revenu parental

La relation entre les années d'éducation des jeunes et le revenu des parents est présentée avec les résultats des régressions contenues au tableau 5.9. Nous obtenons un coefficient total du log de revenu moyen des parents de 0,730, résultat qui nous montre une persistance

intergénérationnelle élevée. Ceci nous suggère que les parents touchant des revenus élevés (ou faibles) auront des enfants avec un niveau de scolarité supérieur (ou inférieur) à la moyenne à l'âge adulte. Également, nous obtenons une élasticité de 0,750 et 0,678 pour les hommes et femmes, respectivement. Tous les coefficients sont statistiquement significatifs à un niveau de 1 %. Un jeune qui a une excellente santé et vivant dans un ménage avec des parents biologiques a en moyenne 0,374 et 0,193 années d'études additionnelles comparativement à un jeune avec un état de santé inférieur et qui habite dans un foyer monoparental ou autre, respectivement. Les effets des années d'éducation des jeunes liés au lieu de résidence en tenant compte du revenu des parents, dévoilent qu'il y a une significativité statistique chez les provinces du Québec, des Prairies et de l'Alberta et l'effet associé à chacune de ces provinces est négatif par rapport aux provinces de l'Atlantique.

Tableau 5.9

Estimations du revenu total moyen des parents sur les années d'éducation des jeunes

Années d'éducation des jeunes répondants	Tous	Hommes	Femmes
N	3 112	1 494	1 618
	Éq.: $\text{AnsEd}_i^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \ln Y_i^{\text{parents}} + \gamma \text{age}_i^{\text{parents}} + \phi \text{fam\_char}_i + \varepsilon_i$		
Inmoyen_revparents	0,730*** (0,09)	0,750*** (0,13)	0,678*** (0,12)
Age_pmr	0,012 (0,01)	0,018* (0,01)	0,007 (0,01)
Femme (homme)	0,443*** (0,09)		
Age_23 (Age_22)	0,260** (0,10)	0,387** (0,16)	0,127 (0,14)
Age_24	0,374*** (0,11)	0,381** (0,15)	0,391*** (0,14)
Age_25	0,387*** (0,12)	0,621*** (0,17)	0,186 (0,16)
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	-0,173 (0,14)	-0,026 (0,21)	-0,330** (0,16)
Santé_exc (autres états) <sup>3</sup>	0,374*** (0,09)	0,393*** (0,13)	0,389*** (0,12)
Fam_bio (monoparentale, autre)	0,193*** (0,11)	0,352** (0,17)	0,061 (0,14)
Interaction_pos	-0,009 (0,01)	0,035* (0,02)	-0,049** (0,02)
Inefficacité	-0,021 (0,01)	-0,049** (0,02)	0,008 (0,02)
Cohérence	-0,024 (0,01)	-0,021 (0,02)	0,007 (0,02)
Punitif	0,001 (0,03)	0,066* (0,04)	-0,059* (0,04)
Can_pmr <sup>4</sup>	-0,227* (0,13)	-0,074 (0,20)	-0,397** (0,19)
Province_Qc (Province_Atl)	-0,368*** (0,13)	-0,430** (0,17)	-0,366* (0,21)
Province_Ont	-0,018 (0,13)	-0,019 (0,17)	-0,067 (0,22)
Province_Prai	-0,333** (0,13)	-0,424** (0,17)	-0,254 (0,22)
Province_Alb	-0,309** (0,15)	-0,210 (0,18)	-0,433* (0,25)
Province_BC	-0,213 (0,18)	-0,141 (0,22)	-0,243 (0,26)
Constante	4,502*** (1,03)	2,921* (1,513)	6,572*** (1,34)
$R_{aj}^2$	0,146	0,164	0,129

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p&lt;0,10, \*\*p&lt;0,05 et \*\*\*p&lt;0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». La variable de référence entre parenthèses.

3. Très bonne, bonne et passable/mauvaise. 4. Référence: États-Unis, Europe, Asie, autre.

Les résultats économétriques présentés dans le tableau 5.10 permettent d'identifier le lien entre les quartiles de revenu parental et l'éducation de leur enfant. Nous pouvons constater que les jeunes qui appartiennent au quartile 4 (Q4) ont 0,934 années d'éducation de plus que ceux du Q1 (quartile de référence). L'effet des revenus parentaux est légèrement moins marqué dans le Q4 pour les femmes (88,6 %) par rapport aux hommes (95 %). Tandis que nous remarquons 0,41 années d'éducation de plus permet d'avoir accès à un meilleur niveau de scolarité entre les jeunes provenant d'une famille des parents du Q4 comparativement aux jeunes du Q3.

Tableau 5.10

Estimations des années d'éducation des jeunes par quartile du revenu des parents

Années d'éducation des jeunes répondants	Tous	Hommes	Femmes
N	3 112	1 494	1 618
	Éq.: $\text{AnsEd}_{i}^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \ln Y_{i}^{\text{parents}} + \gamma \text{age}_{i}^{\text{parents}} + \phi \text{fam\_char}_{i} + \varepsilon_{i}$		
Q2_rev_parental (Q1_rev_parental)	0,474*** (0,13)	0,438** (0,19)	0,475*** (0,17)
Q3_rev_parental	0,524*** (0,14)	0,450** (0,20)	0,573*** (0,18)
Q4_rev_parental	0,934*** (0,14)	0,950*** (0,21)	0,886*** (0,18)
Age_pmr	0,016** (0,01)	0,023** (0,01)	0,011 (0,01)
Femme (homme)	0,441*** (0,09)		
Age_23 (Age_22)	0,270** (0,11)	0,426** (0,17)	0,113 (0,14)
Age_24	0,395*** (0,11)	0,428*** (0,16)	0,385*** (0,14)
Age_25	0,367*** (0,12)	0,616*** (0,17)	0,147 (0,16)
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	-0,219 (0,14)	-0,055 (0,22)	-0,401** (0,16)
Santé_exc (autres états) <sup>3</sup>	0,407*** (0,09)	0,426*** (0,13)	0,420*** (0,12)
Fam_bio (monoparentale, autre)	0,294** (0,12)	0,464*** (0,17)	0,139 (0,14)
Interaction_pos	-0,013 (0,01)	0,034* (0,02)	-0,055 (0,02)
Inefficacité	-0,021 (0,02)	-0,046** (0,02)	0,009 (0,02)
Cohérence	-0,005 (0,01)	-0,019 (0,02)	0,013 (0,02)
Punitif	-0,004 (0,03)	0,059 (0,04)	-0,059 (0,04)
Can_pmr <sup>4</sup>	-0,224* (0,14)	-0,062 (0,20)	-0,401** (0,19)
Province_Qc (Province_Atl)	-0,355*** (0,13)	-0,422** (0,17)	-0,349* (0,20)
Province_Ont	0,016 (0,13)	0,027 (0,17)	-0,043 (0,22)
Province_Prai	-0,326** (0,13)	-0,406** (0,18)	-0,256 (0,22)
Province_Alb	-0,251* (0,15)	-0,121 (0,18)	-0,399* (0,24)
Province_BC	-0,107 (0,18)	-0,006 (0,24)	-0,163 (0,26)
Constante	11,71*** (0,60)	10,34*** (0,85)	13,23*** (0,76)
$R_{aj}^2$	0,127	0,144	0,114

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p&lt;0,10, \*\*p&lt;0,05 et \*\*\*p&lt;0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». La variable de référence entre parenthèses.

3. Très bonne, bonne et passable/mauvaise. 4. Référence: États-Unis, Europe, Asie, autre.

### 5.7 Résultats économétriques en considérant les habilités cognitives des jeunes

Maintenant, nous étudions les résultats du modèle en utilisant les habilités cognitives des jeunes aux tests de mathématiques en observant leur influence sur les variables liées aux parents à l'aide des moindres carrés ordinaires dans les tableaux 5.11, 5.12 et 5.13. Nous commençons par le tableau 5.11, où le coefficient estimé pour le log du revenu des parents est de 6,843, c'est-à-dire qu'une augmentation de 5% du revenu des parents va produire une hausse de 0,34 en moyenne dans les résultats au test de mathématiques chez les jeunes, toutes choses restant égales par ailleurs. Nous trouvons un coefficient plus important chez les hommes par rapport à celui des femmes (7,3 vs. 6,3); les coefficients sont statistiquement significatifs à 1 % et 5 % respectivement. En outre, le sexe, le type de famille et l'état de santé ne sont pas statistiquement significatifs. Nous remarquons un impact positif si la PMR est née au Canada, le coefficient estimé est 8,0 et il est statistiquement significatif à 5 %. Parmi les pratiques parentales (interactions positives, inefficacité, cohérence et punition), la cohérence et la punition ont un effet positif chez jeunes et leur impact est statistiquement significatif seulement chez les femmes. Les jeunes qui résident dans la province de l'Ontario auront un effet négatif de -4,8 et statistiquement significatif à 1 % par rapport aux provinces de l'Atlantique tandis que les jeunes résidant en Colombie-Britannique auront un effet négatif de 5,3 et statistiquement significatif à 10 %, toujours par rapport aux provinces de l'Atlantique.

Tableau 5.11

Estimations des habilités des jeunes au test de mathématiques en fonction du revenu des parents

Habilités en math des jeunes répondants	Tous	Hommes	Femmes
N	3 058	1 463	1 595
	$Math_i^{enfant} = \alpha + \beta \ln Y_i^{parents} + \phi fam\_char_i + \varepsilon_i$		
Ln_revparents	6,843*** (1,55)	7,305*** (1,85)	6,335** (2,46)
Femme (homme)	-1,353 (1,63)		
Age_23 (Age_22)	2,730 (2,36)	-3,569 (2,26)	9,014** (4,05)
Age_24	1,937 (1,82)	-2,994 (2,29)	6,728** (2,90)
Age_25	0,308 (2,04)	-2,852 (2,07)	3,218 (3,54)
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	5,623 (4,71)	14,80*** (3,57)	-3,329 (8,36)
Santé <sup>3</sup> (passable/mauvaise)	-2,690 (2,37)	-1,625 (2,84)	-4,220 (3,76)
Fam_bio (monoparentale, autre)	0,920 (2,39)	-1,391 (2,48)	3,421 (3,56)
Interaction_pos	-0,326 (0,29)	-0,017 (0,39)	-0,511 (0,40)
Inefficacité	-0,154 (0,26)	-0,084 (0,27)	-0,071 (0,44)
cohérence	0,623** (0,30)	0,410 (0,25)	0,863* (0,46)
Punitif	1,094** (0,47)	0,892 (0,73)	1,323** (0,57)
Can_pmr <sup>4</sup>	8,039** (3,24)	4,783 (3,17)	10,88** (5,38)
Province_Qc (Province_Atl)	-0,683 (1,83)	-1,912 (2,27)	1,468 (2,81)
Province_Ont	-4,768*** (1,81)	-4,457* (2,52)	-4,209 (2,62)
Province_Prai	-1,835 (1,64)	-2,329 (2,32)	-1,168 (2,57)
Province_Alb	-1,273 (1,68)	-2,988 (2,34)	1,325 (2,86)
Province_BC	-5,299* (3,147)	-4,288 (2,84)	-5,891 (5,58)
Constante	494,3*** (17,86)	496,1*** (24,68)	488,2*** (24,75)
$R_{aj}^2$	0,062	0,082	0,095

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». La variable de référence entre parenthèses.

3. Excellente, très bonne et bonne. 4. Référence: États-Unis, Europe, Asie, autre.

Ensuite, nous analysons le lien des années d'éducation des parents sur les habiletés en math selon dans le tableau 5.12. Nous avons estimé un coefficient combiné de 2,127; l'impact est plus important chez les femmes que chez les hommes. Par une augmentation d'une année d'éducation des parents, les femmes auront une hausse de 3,2 en moyenne dans les résultats au test de mathématiques tandis que chez les hommes, la hausse est de 1,1 en moyenne, toutes choses restant égales par ailleurs et pour un niveau de significativité des coefficients de 1 % et 10 % respectivement. Le sexe, le foyer familial et l'état de santé ne sont pas statistiquement significatifs. Parmi les pratiques parentales (interactions positives, inefficacité, cohérence et punition), la cohérence a un effet positif et statistiquement significatif chez les hommes et chez les femmes tandis que la punition a un impact positif et statistiquement significatif seulement chez les femmes. Il existe un impact positif si la PMR est née au Canada, le coefficient estimé est 9,7 et il est statistiquement significatif à 1 %. Nous observons un impact négatif et statistiquement significatif chez les jeunes résidant en Ontario.

Tableau 5.12

Estimations des habilités en math des jeunes au test de mathématiques en fonction des années d'éducation des parents

Habilités en math des jeunes répondants	Tous	Hommes	Femmes
N	3 046	1 459	1 587
	$Math_i^{enfant} = \alpha + \beta AnsEd_i^{parents} + \phi fam\_char_i + \varepsilon_i$		
Ed_parent	2,127*** (0,59)	1,140* (0,60)	3,161*** (0,89)
Femme (homme)	-0,661 (1,53)		
Age_23 (Age_22)	1,693 (2,16)	-2,975 (2,22)	7,142** (3,60)
Age_24	1,602 (1,74)	-2,239 (2,27)	5,676** (2,69)
Age_25	0,055 (1,98)	-2,474 (2,05)	2,699 (3,34)
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	9,007** (4,26)	15,80*** (3,61)	2,267 (7,59)
Santé <sup>3</sup> (passable/mauvaise)	-0,762 (2,33)	-0,232 (2,92)	-1,619 (3,59)
Fam_bio (monoparentale, autre)	2,183 (2,16)	1,171 (2,27)	3,357 (3,09)
Interaction_pos	-0,233 (0,28)	-0,005 (0,39)	-0,301 (0,37)
Inefficacité	-0,045 (0,25)	-0,054 (0,27)	0,015 (0,43)
Coherence	0,657** (0,31)	0,458* (0,26)	0,932** (0,47)
Punitif	1,075** (0,46)	0,968 (0,72)	1,283** (0,57)
Can_pmr <sup>4</sup>	9,667*** (3,18)	5,765* (3,23)	13,22** (5,20)
Province_Qc (Province_Atl)	-0,322 (1,81)	-1,318 (2,28)	2,027 (2,71)
Province_Ont	-3,383* (1,74)	-2,577 (2,39)	-3,420 (2,50)
Province_Prai	-0,937 (1,57)	-1,487 (2,29)	-0,459 (2,42)
Province_Alb	0,448 (1,53)	-0,292 (2,13)	2,104 (2,68)
Province_BC	-1,807 (2,37)	-2,060 (2,81)	-1,401 (4,03)
Constante	532,3*** (11,94)	552,8*** (15,56)	505,8*** (16,52)
$R_{aj}^2$	0,063	0,066	0,099

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». La variable de référence entre parenthèses.

3. Excellente, très bonne et bonne. 4. Référence: États-Unis, Europe, Asie, autre.

Nous étudions le lien des quartiles de revenu des parents sur les habiletés en math des jeunes dans le tableau 5.13. Nous observons un effet négatif dans le deuxième quartile par rapport au premier (quartile de référence). Dans le troisième et le quatrième quartile, nous avons trouvé un impact positif de 5,4 et 8,1 pour une significativité statistique des coefficients de 5 % et 1%, respectivement. Le sexe, le type de famille et l'état de santé ne sont pas statistiquement significatifs. Les pratiques parentales punitives et de cohérence sont statistiquement significatives chez les femmes, ce qui n'est pas le cas chez les hommes. Le lieu de résidence de la PMR est statistiquement significatif et son effet est positif. Seuls les hommes ontariens sont associés avec un impact négatif et statistiquement significatif.

Tableau 5.13

Estimations des habilités en math des jeunes au test de mathématiques selon les quartiles de revenu des parents

Habilités en math des jeunes répondants N	Tous	Hommes	Femmes
	3 058	1 463	1 595
	$Math_i^{enfant} = \alpha + \beta \ln Y_i^{parents} + \phi fam\_char_i + \epsilon_i$		
Q2_rev_parental (Q1_rev_parental)	-0,139 (3,17)	1,573 (3,45)	-1,385 (4,88)
Q3_rev_parental	5,374** (2,53)	9,155*** (2,85)	1,670 (3,87)
Q4_rev_parental	8,083*** (2,38)	9,554*** (2,88)	6,825* (3,66)
Femme (homme)	-1,449 (1,63)		
Age_23 (Age_22)	2,841 (2,36)	-3,196 (2,19)	8,841** (4,02)
Age_24	2,097 (1,84)	-2,534 (2,27)	6,668** (2,89)
Age_25	0,222 (2,04)	-2,385 (2,04)	2,910 (3,61)
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	5,198 (4,65)	14,39*** (3,59)	-3,696 (8,14)
Santé <sup>3</sup> (passable/mauvaise)	-1,862 (2,31)	-1,052 (2,80)	-3,277 (3,67)
Fam_bio (monoparentale,autre)	2,209 (2,53)	-0,463 (2,53)	5,291 (3,77)
Interaction_pos	-0,335 (0,29)	0,064 (0,38)	-0,593 (0,41)
Inefficacité	-0,153 (0,25)	-0,048 (0,26)	-0,062 (0,43)
Cohérence	0,657** (0,30)	0,396 (0,25)	0,917** (0,45)
Punitif	1,070** (0,47)	0,801 (0,72)	1,289** (0,57)
Can_pmr <sup>4</sup>	8,175** (3,26)	4,726 (3,06)	10,97** (5,42)
Province_Qc (Province_Atl)	-0,560 (1,82)	-1,743 (2,27)	1,702 (2,76)
Province_Ont	-4,814*** (1,84)	-4,694* (2,53)	-4,048 (2,67)
Province_Prai	-1,876 (1,64)	-2,372 (2,33)	-1,102 (2,57)
Province_Alb	-1,121 (1,66)	-3,058 (2,34)	1,658 (2,74)
Province_BC	-4,937 (3,06)	-3,714 (2,78)	-5,568 (5,37)
Constante	563,8*** (9,88)	569,5*** (11,76)	553,8*** (13,96)
$R_{aj}^2$	0,059	0,084	0,091

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». La variable de référence entre parenthèses.

3. Excellente, très bonne et bonne. 4. Référence: États-Unis, Europe, Asie, autre.

### 5.8 Résultats économétriques d'un modèle polytomique ordonné

Nous commençons par analyser la relation entre les niveaux d'éducation des jeunes et les autres variables indépendantes du modèle en utilisant une régression logistique ordonnée. Nous utilisons un modèle logit ordonné, car la variable à expliquer (les niveaux de scolarité des jeunes) peut prendre cinq niveaux ordonnés, selon l'éducation des jeunes. Les niveaux d'éducation du jeune sont: études secondaires partielles, diplôme d'études secondaires, études postsecondaires, diplôme d'un collège ou d'un cégep et diplôme d'études universitaires. Parmi les variables explicatives, nous avons l'âge du parent répondant, le sexe des jeunes, la cohorte, les pratiques parentales, l'état de santé du jeune, le type de famille, le lieu de naissance de la PMR et la province de résidence du jeune. Les résultats obtenus à partir d'un modèle ordonné sont difficiles à interpréter (voir annexe A). Nous avons utilisé les effets marginaux et les prédictions post-estimation pour faire l'interprétation économétrique des résultats. Nous avons examiné en détail l'impact des années d'éducation des parents sur les niveaux d'éducation des jeunes: les effets marginaux des principales variables d'intérêts sont montrés dans les tableaux 5.14, 5.15 et 5.16. À partir des effets marginaux du tableau 5.14, nous pouvons constater qu'un parent qui a des études secondaires partielles aura 0,05 de chances d'avoir un enfant avec 16 années d'éducation ou plus, tandis qu'un parent avec un diplôme d'études universitaires (par exemple: baccalauréat) a 0,19 de chances d'avoir un enfant avec le même diplôme. Ce résultat est en accord à celui trouvé auparavant et c'est ce à quoi on s'attendait. L'effet d'être en excellente santé sur les niveaux de scolarité des jeunes a un impact positif (par rapport à ceux qui ont un niveau de santé inférieur) quand les jeunes ont des niveaux de scolarité élevés. L'effet est inférieur à celui trouvé pour les jeunes avec une santé au-dessous d'excellente et il y a un écart de 4,4 points de pourcentage relativement à la probabilité d'obtenir un diplôme d'études secondaires. Par contre, l'effet est supérieur pour les jeunes en excellente santé et il existe un écart de 5,2 points de pourcentage relativement à la probabilité de décrocher un diplôme d'études universitaire. Nous trouvons un résultat semblable et positif à celui de l'état de santé pour les jeunes qui proviennent d'une famille avec des parents biologiques (par rapport à ceux qui font partie d'une famille monoparentale ou autre); on prédit des niveaux d'éducation élevés. Nous trouvons un écart de 5,5 points de pourcentage si le jeune, à 15 ans, appartient à un foyer monoparental ou autre par rapport à celui des parents biologiques, relativement à la

probabilité d'obtenir un diplôme de secondaire. Il y a un écart de 5,2 points de pourcentage d'avantage si le jeune provient d'une famille avec des parents biologiques relativement à la probabilité du jeune de décrocher un diplôme universitaire. Le plus grand effet associé à une province de résidence est celui de la province d'Ontario, la plus faible probabilité (0,19) d'un jeune d'obtenir un diplôme d'études secondaires et la plus haute probabilité (0,17) d'un jeune d'avoir un diplôme d'études universitaires. Contrairement au Québec, nous trouvons la plus haute probabilité d'un jeune de décrocher un diplôme de secondaire (0,23) et la plus faible probabilité (0,11) d'un jeune d'obtenir un diplôme universitaire.

**Tableau 5.14**

Effets marginaux des estimations logistiques ordonnées de l'impact des années d'éducation des parents sur les niveaux de scolarité des jeunes

Niveaux de scolarité des jeunes répondants	Tous				
	3 110				
N	Pr(edu_jeune==1)	Pr(edu_jeune==2)	Pr(edu_jeune==3)	Pr(edu_jeune==4)	Pr(edu_jeune==5)
Ed_parent					
< 11 années	0,255***	0,307***	0,316***	0,072***	0,051***
12 années	0,131***	0,234***	0,394***	0,132***	0,109***
13 années	0,159***	0,258***	0,380***	0,113***	0,089***
14 années	0,104***	0,204***	0,401***	0,153***	0,138***
15 années	0,075***	0,164***	0,393***	0,182***	0,186***
16 années	0,061***	0,141***	0,379***	0,198***	0,221***
Age_22	0,151***	0,239***	0,376***	0,126***	0,108***
Age_23	0,122***	0,213***	0,385***	0,146***	0,134***
Age_24	0,105***	0,195***	0,385***	0,159***	0,155***
Age_25	0,098***	0,186***	0,384***	0,165***	0,166***
Santé_exc					
0	0,133***	0,224***	0,384***	0,138***	0,122***
1	0,092***	0,180***	0,385***	0,170***	0,174***
Fam_bio					
0	0,161***	0,249***	0,373***	0,119***	0,098***
1	0,106***	0,199***	0,389***	0,157***	0,150***
Can_pmr					
0	0,112***	0,201***	0,384***	0,154***	0,149***
1	0,122***	0,212***	0,383***	0,146***	0,136***
Province_AtI	0,107***	0,198***	0,386***	0,157***	0,152***
Province_Qc	0,145***	0,234***	0,379***	0,130***	0,112***
Province_Ont	0,098***	0,187***	0,385***	0,165***	0,165***
Province_Prai	0,136***	0,227***	0,382***	0,136***	0,119***
Province_Alb	0,135***	0,226***	0,382***	0,136***	0,120***
Province_BC	0,126***	0,217***	0,385***	0,143***	0,129***

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». Pr(edu\_jeune=1) équivaut à la probabilité du jeune d'avoir d'études secondaires partielles, Pr(edu\_jeune=2) à diplôme d'études secondaires, Pr(edu\_jeune=3) à études postsecondaires, Pr(edu\_jeune=4) à diplôme collégial, Pr(edu\_jeune=5) à diplôme d'études universitaires.

En comparant les effets marginaux des tableaux 5.15 et 5.16, un parent qui a un diplôme d'études secondaires aura 0,08 de chances d'avoir un homme avec 16 années d'éducation ou plus, tandis qu'un parent avec le même diplôme d'études aura 0,15 de chances d'avoir une femme avec 16 années d'éducation ou plus. En outre, quand un parent a un diplôme universitaire (par exemple: un diplôme de maîtrise), la probabilité d'avoir une femme avec 16 années d'éducation est plus élevée que chez les hommes (0.226 vs. 0.208). L'effet d'être un homme en excellente santé a 4,5 points de pourcentage d'avantage (par rapport à un niveau au-dessous d'excellent) contre 6,7 points de pourcentage d'avantage chez les femmes relativement à la probabilité du jeune de décrocher un diplôme d'études universitaires. L'effet qu'un homme provienne d'un foyer de parents biologiques a 4,5 points de pourcentage d'avantage par rapport à un foyer monoparental ou autre concernant la probabilité d'un homme d'avoir un diplôme universitaire. L'effet est positif et réduit pour les femmes à 3,9 points de pourcentage d'avantage. Les hommes qui demeurent dans la province du Québec ont une probabilité de 0,28 contre 0,18 chez les femmes d'obtenir un diplôme de secondaire. La probabilité de décrocher un diplôme universitaire chez les hommes est de 0,09 contre 0,14 chez les femmes. Pour un niveau de significativité de 1 %.

Tableau 5.15

Effets marginaux des estimations logistiques ordonnées de l'impact des années d'éducation des parents sur les niveaux de scolarité des hommes

Niveaux de scolarité des jeunes répondants	Hommes				
	1 493				
	Pr(edu_jeune==1)	Pr(edu_jeune==2)	Pr(edu_jeune==3)	Pr(edu_jeune==4)	Pr(edu_jeune==5)
Ed_parent					
< 11 années	0,226***	0,308***	0,313***	0,091**	0,061**
12 années	0,181***	0,285***	0,342***	0,113***	0,080***
13 années	0,211***	0,301***	0,323***	0,098***	0,066***
14 années	0,134***	0,247***	0,365***	0,143***	0,111***
15 années	0,089***	0,194***	0,369***	0,183***	0,166***
16 années	0,068***	0,162***	0,357***	0,205***	0,208***
Age_22	0,193***	0,278***	0,329***	0,114***	0,085***
Age_23	0,144***	0,245***	0,350***	0,143***	0,118***
Age_24	0,138***	0,240***	0,352***	0,147***	0,123***
Age_25	0,103***	0,204***	0,356***	0,174***	0,164***
Santé_exc					
0	0,162***	0,259***	0,345***	0,131***	0,103***
1	0,113***	0,215***	0,358***	0,166***	0,148***
Famille_bio					
0	0,219***	0,297***	0,315***	0,099***	0,070***
1	0,123***	0,232***	0,360***	0,154***	0,131***
Can_pmr					
0	0,158***	0,253***	0,343***	0,136***	0,111***
1	0,144***	0,242***	0,347***	0,145***	0,123***
Province_Atl	0,133***	0,235***	0,353***	0,151***	0,128***
Province_Qc	0,193***	0,278***	0,329***	0,114***	0,085***
Province_Ont	0,119***	0,221***	0,356***	0,161***	0,143***
Province_Prai	0,173***	0,266***	0,339***	0,125***	0,096***
Province_Alb	0,152***	0,251***	0,348***	0,138***	0,111***
Province_BC	0,129***	0,232***	0,354***	0,153***	0,131***

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». Pr(edu\_jeune==1) équivaut à la probabilité du jeune d'avoir d'études secondaires partielles, Pr(edu\_jeune==2) à diplôme d'études secondaires, Pr(edu\_jeune==3) à études postsecondaires, Pr(edu\_jeune==4) à diplôme collégial, Pr(edu\_jeune==5) à diplôme d'études universitaires.

Tableau 5.16

Effets marginaux des estimations logistiques ordonnées de l'impact des années d'éducation des parents sur les niveaux de scolarité des femmes

Niveaux de scolarité des jeunes répondants	Femmes				
	N 1 617				
	Pr(edu_jeune==1)	Pr(edu_jeune==2)	Pr(edu_jeune==3)	Pr(edu_jeune==4)	Pr(edu_jeune==5)
Ed_parent					
< 11 années	0,262***	0,305***	0,332***	0,059***	0,042**
12 années	0,082***	0,170***	0,439***	0,157***	0,152***
13 années	0,106***	0,202***	0,439***	0,134***	0,119***
14 années	0,076***	0,161***	0,437***	0,164***	0,162***
15 années	0,057***	0,130***	0,419***	0,187***	0,208***
16 années	0,051***	0,120***	0,409***	0,194***	0,226***
Age_22	0,110***	0,191***	0,423***	0,141***	0,134***
Age_23	0,099***	0,179***	0,423***	0,151***	0,149***
Age_24	0,074***	0,146***	0,410***	0,175***	0,196***
Age_25	0,088***	0,165***	0,419***	0,161***	0,166***
Santé_exc					
0	0,104***	0,184***	0,425***	0,147***	0,141***
1	0,068***	0,138***	0,405***	0,181***	0,208***
Famille_bio					
0	0,113***	0,195***	0,423***	0,139***	0,130***
1	0,086***	0,164***	0,419***	0,162***	0,169***
Can_pmr					
0	0,072***	0,143***	0,407***	0,177***	0,201***
1	0,099***	0,178***	0,421***	0,151***	0,151***
Province_Atl	0,082***	0,157***	0,416***	0,167***	0,179***
Province_Qc	0,103***	0,183***	0,423***	0,147***	0,143***
Province_Ont	0,078***	0,152***	0,413***	0,171***	0,186***
Province_Prai	0,099***	0,178***	0,422***	0,151***	0,149***
Province_Alb	0,117***	0,198***	0,423***	0,136***	0,126***
Province_BC	0,109***	0,190***	0,423***	0,142***	0,135***

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». Pr(edu\_jeune=1) équivaut à la probabilité du jeune d'avoir d'études secondaires partielles, Pr(edu\_jeune=2) à diplôme d'études secondaires, Pr(edu\_jeune=3) à études postsecondaires, Pr(edu\_jeune=4) à diplôme collégial, Pr(edu\_jeune=5) à diplôme d'études universitaires.

### 5.9 Les valeurs prédites des niveaux d'éducation du jeune à partir de l'estimation du modèle logit ordonné

Suite à l'estimation du modèle logit ordonné de la relation entre les niveaux d'éducation des jeunes et les autres variables indépendantes du modèle, nous pouvons analyser les valeurs prédites du modèle logit ordonné. Au tableau 5.17, nous observons que les jeunes répondants de la cohorte d'analyse (cycles 7-8) sont plus susceptibles, selon la probabilité moyenne,

d'avoir des études postsecondaires (38,3 %) et à moindre échelle d'avoir fait des études universitaires (13,8 %).

**Tableau 5.17**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,121	0,081	0,017	0,569
Diplôme d'études secondaires	0,210	0,073	0,048	0,336
Études postsecondaires	0,383	0,047	0,128	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,148	0,054	0,019	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,138	0,079	0,012	0,474
N		3143		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

Ensuite, aux tableaux 5.18 et 5.19, nous observons que les jeunes dont l'état de santé est excellent ont en moyenne plus de chances d'avoir fait des études universitaires que ceux dont l'état de santé est inférieur à excellent.

**Tableau 5.18**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes avec une excellente santé

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,085	0,055	0,017	0,489
Diplôme d'études secondaires	0,172	0,067	0,048	0,335
Études postsecondaires	0,386	0,040	0,165	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,176	0,048	0,025	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,182	0,087	0,016	0,474
N		958		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau 5.19**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes avec une très bonne santé

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,126	0,073	0,025	0,515
Diplôme d'études secondaires	0,220	0,069	0,069	0,335
Études postsecondaires	0,387	0,041	0,152	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,141	0,051	0,023	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,126	0,068	0,014	0,373
N		1279		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

Nous constatons aux tableaux 5.20 et 5.21 que les jeunes qui proviennent d'une famille des parents biologiques ont en moyenne plus de chances d'avoir fait des études universitaires que ceux qui font partie d'une famille monoparentale.

**Tableau 5.20**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes vivant dans un foyer avec des parents biologiques

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,101	0,061	0,017	0,474
Diplôme d'études secondaires	0,194	0,069	0,048	0,336
Études postsecondaires	0,390	0,037	0,172	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,160	0,050	0,027	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,155	0,079	0,017	0,474
N		2420		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau 5.21**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes vivant dans un foyer avec des parents monoparentaux

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,192	0,107	0,039	0,569
Diplôme d'études secondaires	0,267	0,059	0,102	0,336
Études postsecondaires	0,355	0,070	0,128	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,103	0,048	0,019	0,228
Diplôme d'études universitaires	0,082	0,050	0,012	0,275
N		435		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

Les jeunes résidants dans la province de l'Ontario (voir tableau 5.22) sont plus susceptibles d'avoir fait des études universitaires (16,9 %), contrairement aux jeunes du Québec (voir tableau 5.23) qui ont 11 % (deuxième plus faible pourcentage).

**Tableau 5.22**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant en Ontario

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,093	0,059	0,017	0,517
Diplôme d'études secondaires	0,183	0,070	0,048	0,336
Études postsecondaires	0,387	0,038	0,151	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,168	0,051	0,023	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,169	0,086	0,014	0,472
N		776		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau 5.23**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant au Québec

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,148	0,091	0,020	0,569
Diplôme d'études secondaires	0,236	0,066	0,057	0,335
Études postsecondaires	0,378	0,056	0,128	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,128	0,051	0,019	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,110	0,063	0,012	0,423
N		633		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

À partir des résultats présentés aux tableau 5.24 et 5.25, les femmes répondantes qui proviennent d'une famille avec des parents biologiques ont plus de chances d'avoir poursuivi des études universitaires par rapport aux hommes qui se trouvent dans la même situation.

**Tableau 5.24**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des femmes provenant d'une famille avec des parents biologiques

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,077	0,045	0,017	0,337
Diplôme d'études secondaires	0,164	0,061	0,048	0,335
Études postsecondaires	0,388	0,037	0,229	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,182	0,044	0,045	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,189	0,081	0,029	0,474
N		1245		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau 5.25**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des hommes provenant d'une famille avec des parents biologiques

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,122	0,066	0,026	0,474
Diplôme d'études secondaires	0,220	0,064	0,071	0,335
Études postsecondaires	0,391	0,038	0,172	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,142	0,048	0,027	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,125	0,064	0,017	0,366
N		1175		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

Les femmes répondantes dont l'état de santé est excellent ont plus de chances d'avoir poursuivi des études universitaires par rapport aux hommes qui se trouvent dans la même situation. Les résultats sont présentés aux tableaux 5.26 et 5.27.

**Tableau 5.26**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des femmes ayant une excellente santé

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,066	0,046	0,017	0,387
Diplôme d'études secondaires	0,144	0,061	0,048	0,335
Études postsecondaires	0,374	0,045	0,221	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,195	0,043	0,037	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,220	0,091	0,024	0,474
N		457		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau 5.27**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des hommes ayant une excellente santé

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,099	0,057	0,026	0,489
Diplôme d'études secondaires	0,193	0,063	0,071	0,335
Études postsecondaires	0,395	0,033	0,165	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,161	0,046	0,025	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,152	0,071	0,016	0,366
N		501		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

Finalement, un enfant dont ses parents sont nés en Europe est plus susceptible de poursuivre des études postsecondaires qu'un enfant de parents canadiens. Les résultats sont présentés aux tableaux 5.28 et 5.29.

**Tableau 5.28**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes ayant un des parents (PMR) né au Canada

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,126	0,082	0,017	0,569
Diplôme d'études secondaires	0,216	0,072	0,048	0,336
Études postsecondaires	0,382	0,048	0,128	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,143	0,054	0,019	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,132	0,078	0,012	0,474
N		2850		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau 5.29**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes ayant un des parents (PMR) né en Europe

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,085	0,055	0,023	0,515
Diplôme d'études secondaires	0,173	0,065	0,063	0,330
Études postsecondaires	0,389	0,035	0,152	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,176	0,048	0,023	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,178	0,079	0,014	0,397
N		119		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

Les prédictions restantes parmi lesquelles nous trouverons les prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant dans les différentes provinces canadiennes sauf le Québec et l'Ontario; un des parents (PMR) né aux États-Unis ou en Asie, pour les jeunes en bonne santé, les hommes et les femmes provenant d'une famille monoparentale, sont présentées dans l'annexe B.

## CHAPITRE VI

### DISCUSSION DES RÉSULTATS

Les résultats trouvés dans le cadre de notre analyse nous suggèrent l'importance de l'éducation des parents sur le cheminement académique de leurs enfants compte tenu du fait que nous avons trouvé une relation linéaire et positive entre les années d'éducation des parents et celles de leurs enfants. L'élasticité intergénérationnelle totale estimée pour les années d'éducation des jeunes diminue en introduisant un grand nombre de variables explicatives dans le modèle (de 0,301 à 0,263). En ajoutant le log du revenu des parents comme régresseur, les résultats indiquent un impact positif et significatif sur les années d'éducation de leur enfant. L'effet positif est plus marqué chez les hommes que chez les femmes (0,750 vs. 0,678), pour un niveau de significativité de 1 %. Les quartiles de revenus parentaux confirment ce résultat: tous les quartiles sont positifs et significatifs par rapport au quartile inférieur. Dans le quartile supérieur, l'impact est plus important chez les hommes. Il est important de noter que l'utilisation d'une grande gamme des variables explicatives n'affecte pas l'impact positif de l'éducation des parents sur les années de scolarité de leurs enfants même si l'éducation est analysée à partir d'une variable catégorique au lieu d'une variable continue comme régresseur.

Nous avons constaté l'impact positif du revenu des parents sur les habilités des répondants au test de mathématiques, avec un effet légèrement plus positif chez les hommes que chez les femmes. Lorsque nous avons introduit les années d'éducation des parents comme régresseur pour expliquer les habilités en math, l'impact est plus important chez les femmes. Les résultats nous indiquent qu'une augmentation du revenu parental ou de leurs années de scolarité influencent positivement les résultats de leurs enfants aux tests de mathématiques. Les deux sexes sont affectés positivement. Dans cette analyse, les variables de contrôle familial ont été utilisées comme variables explicatives.

Le niveau de santé joue un rôle important et significatif dans la mobilité intergénérationnelle de l'éducation des répondants. Les résultats obtenus nous montrent un effet bénéfique et significatif chez les jeunes qui possèdent une excellente santé par rapport à leur niveau de scolarité. Les enfants en excellente santé ont plus de chances de se rendre plus loin dans leur parcours scolaire. Néanmoins, l'état de santé n'influence pas les habilités cognitives des jeunes aux tests de mathématiques.

La structure familiale a un effet positif sur le cheminement scolaire des jeunes. Les jeunes qui demeurent avec deux parents biologiques ont en moyenne plus de chances d'obtenir un niveau de scolarité plus élevé que ceux qui habitent dans un foyer monoparental. L'impact est plus marqué chez les hommes que chez les femmes. Cependant, le type de famille n'a aucun effet significatif sur le niveau des habilités cognitives aux tests de mathématiques des répondants en tenant compte du revenu des parents ou leurs années d'éducation comme régresseur.

Parmi les pratiques parentales introduites dans le cadre de ce mémoire comme les interactions positives, les interactions punitives, l'inefficacité et la cohérence, seules les interactions positives, l'inefficacité et les pratiques punitives sont statistiquement significatives lorsqu'elles font partie des variables explicatives du modèle pour expliquer les années d'éducation des jeunes. Cependant, les pratiques punitives et de cohérence ont un impact positif et significatif lorsqu'elles expliquent les résultats des jeunes aux tests de mathématiques.

Nous captions aussi des variations régionales sur l'éducation des jeunes au Canada. Il est clair que les hommes répondants qui demeurent dans la province du Québec ont moins de chances de se rendre plus loin dans leur cheminement scolaire que les hommes habitant dans la province de l'Atlantique (province de référence). Tandis que les hommes répondants de la province d'Ontario sont plus susceptibles d'obtenir un résultat inférieur aux tests de mathématiques par rapport aux hommes de la province de l'Atlantique.

Maintenant, nous discutons les résultats trouvés à partir d'une régression logistique ordonnée. Les résultats montrent clairement que les répondants de la province d'Ontario sont plus susceptibles de décrocher un diplôme d'études universitaires que les jeunes qui demeurent dans le reste du Canada. Au contraire, au Québec, nous trouvons la plus faible probabilité d'un jeune d'obtenir un diplôme universitaire. Les répondants avec une excellente santé et qui proviennent d'un foyer de parents biologiques sont plus susceptibles d'avoir des niveaux de scolarité plus élevés. Les coefficients estimés montrent une relation positive et statistiquement significative.

## CHAPITRE VII

### CONCLUSIONS

Ce mémoire avait l'objectif d'expliquer la transmission intergénérationnelle de l'éducation comme une possible cause d'inégalité des revenus et du capital humain dans la société canadienne. Afin de répondre aux principales questions de notre projet, nous avons utilisé les données fournies par l'ELNEJ. Nous avons retenu les jeunes du cycle 8 qui avaient de 22 ans à 25 ans pour notre étude. Ensuite, nous avons ajouté les jeunes répondants de 22 ans et 23 ans du cycle 7 qui n'étaient pas observés au cycle 8 mais plutôt au cycle 7.

À partir des données longitudinales de l'ELNEJ, nous avons étudié le modèle proposé à l'aide d'estimations économétriques (MCO et OLOGIT) et des statistiques descriptives. Les résultats des estimations nous ont permis de mieux comprendre les facteurs influençant la transmission intergénérationnelle de l'éducation. En utilisant une régression polynomiale fractionnaire, nous avons constaté la relation positive et linéaire entre l'éducation des parents et de leur enfant comme un des facteurs importants dans le cheminement académique des jeunes canadiens. L'étude descriptive de la transmission intergénérationnelle à travers la matrice des années d'éducation des jeunes et l'éducation maximale d'un des deux parents, nous a dévoilé que les parents qui ont 16 années d'éducation ou plus (diplôme de maîtrise ou doctorat) ont un enfant plus susceptible de poursuivre des études postsecondaires.

Les résultats nous indiquent que les femmes de notre cohorte d'analyse sont plus mobiles que les hommes, compte tenu du fait que chez les femmes canadiennes, nous avons estimé une élasticité intergénérationnelle pour les années d'éducation des jeunes plus petite que chez les hommes canadiens (0,249 vs. 0,266).

## ANNEXE A

### RÉSULTATS OBTENUS À PARTIR D'UN MODÈLE POLYTOMIQUE ORDONNÉ

**Tableau A.1**

Estimation par logit ordonné des années d'éducation des parents sur niveaux de scolarité des jeunes

Niveaux des éducation des jeunes répondants	Tous		Hommes		Femmes	
N	3 110		1 493		1 617	
	Éq.: $Ed_i^{enfant} = \alpha + \beta AnsEd_i^{parents} + \gamma age_i^{parents} + \phi fam\_char_i + \epsilon_i$					
	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type
Ed_parent	0,282***	0,049	0,277***	0,073	0,282***	0,062
Age_pmr	0,014	0,009	0,019	0,013	0,010	0,014
Femme (homme)	0,565***	0,111				
Age_23 (Age_22)	0,246*	0,135	0,375*	0,208	0,125	0,173
Age_24	0,445***	0,130	0,451**	0,194	0,504***	0,180
Age_25	0,508***	0,150	0,766***	0,217	0,282	0,207
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	-0,092	0,173	0,049	0,265	-0,254	0,218
Santé_exc (autres états) <sup>3</sup>	0,421***	0,111	0,451***	0,162	0,461***	0,157
Fam_bio (monoparentale, autre)	0,526***	0,130	0,751***	0,199	0,348**	0,162
Interaction_pos	-0,019	0,018	0,021	0,025	-0,050*	0,025
Inefficacité	-0,021	0,019	-0,045	0,028	0,012	0,023
Cohérence	-0,006	0,016	-0,025	0,026	0,016	0,019
Punitif	0,003	0,033	0,073	0,046	-0,069	0,046
Can_pmr <sup>4</sup>	-0,103	0,160	0,092	0,236	-0,339	0,241
Province_Qc (Province_Atl)	-0,338**	0,161	-0,455**	0,214	-0,279	0,248
Province_Ont	0,122	0,155	0,133	0,213	0,069	0,262
Province_Prai	-0,286*	0,166	-0,358*	0,215	-0,219	0,274
Province_Alb	-0,267	0,181	-0,167	0,220	-0,402	0,297
Province_BC	-0,186	0,221	0,008	0,289	-0,332	0,325
Cut1	2,812***	0,962	4,047***	1,360	1,189	1,318
Cut2	4,208***	0,955	5,505***	1,350	2,539*	1,304
Cut3	6,007***	0,957	7,162***	1,350	4,524***	1,314
Cut4	6,989***	0,958	8,200***	1,350	5,474***	1,320

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». La variable de référence entre parenthèses.

3. Très bonne, bonne et passable/mauvaise. 4. Référence: États-Unis, Europe, Asie, autre.

Tableau A.2

Estimation par logit ordonné des revenus des parents sur niveaux de scolarité des jeunes

Niveaux de scolarité des jeunes répondants	Tous		Hommes		Femmes	
N	3 112		1 494		1 618	
	Éq.: $E d_i^{\text{enfant}} = \alpha + \beta \ln Y_i^{\text{parents}} + \gamma \text{age}_i^{\text{parents}} + \phi \text{fam\_char}_i + \varepsilon_i$					
	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type
Ln_revparent	0,783***	0,119	0,835***	0,174	0,733***	0,152
Age_pmr	0,015	0,009	0,019	0,013	0,012	0,013
Femme (homme)	0,543***	0,108				
Age_23 (Age_22)	0,281**	0,131	0,431**	0,197	0,124	0,176
Age_24	0,431***	0,130	0,428**	0,190	0,480***	0,183
Age_25	0,480***	0,152	0,775***	0,225	0,211	0,205
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	-0,153	0,171	0,034	0,261	-0,372*	0,216
Santé_exc (autres états) <sup>3</sup>	0,457***	0,106	0,509***	0,155	0,462***	0,151
Fam_bio (monoparentale, autre)	0,242	0,152	0,461**	0,217	0,063	0,190
Interaction_pos	-0,018	0,019	0,025	0,027	-0,053**	0,026
Inefficacité	-0,022	0,019	-0,050*	0,027	0,012	0,023
Cohérence	-0,008	0,016	-0,018	0,025	0,006	0,019
Punitif	-0,002	0,033	0,076	0,046	-0,077*	0,046
Can_pmr <sup>4</sup>	-0,258	0,164	-0,089	0,250	-0,454*	0,233
Province_Qc (Province_Atl)	-0,406**	0,162	-0,514**	0,212	-0,380	0,266
Province_Ont	-0,025	0,156	-0,050	0,210	-0,047	0,281
Province_Prai	-0,399**	0,171	-0,530**	0,218	-0,284	0,290
Province_Alb	-0,408**	0,186	-0,328	0,219	-0,531*	0,319
Province_BC	-0,329	0,219	-0,210	0,274	-0,405	0,344
Cut1	7,008***	1,296	9,029***	1,930	4,746***	1,749
Cut2	8,390***	1,288	10,484***	1,919	6,072***	1,739
Cut3	10,185***	1,283	12,147***	1,915	8,045***	1,737
Cut4	11,179***	1,280	13,207***	1,915	9,001***	1,739

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p&lt;0,10, \*\*p&lt;0,05 et \*\*\*p&lt;0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». La variable de référence entre parenthèses.

3. Très bonne, bonne et passable/mauvaise. 4. Référence: États-Unis, Europe, Asie, autre.

Tableau A.3

Estimation par logit ordonné des niveaux de scolarité des jeunes selon quartile de revenu des parents

Niveaux de scolarité des jeunes répondants	Tous		Hommes		Femmes	
N	3 112		1 494		1 618	
	Éq.: $Ed_i^{enfant} = \alpha + \beta \ln Y_i^{parents} + \gamma age_i^{parents} + \varphi fam\_char_i + \varepsilon_i$					
	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type	Coef.	Écart-type
Q2_rev_parental (Q1)	0,559***	0,156	0,612***	0,232	0,505**	0,228
Q3_rev_parental	0,588***	0,166	0,584**	0,242	0,606***	0,227
Q4_rev_parental	0,949***	0,172	1,015***	0,258	0,903***	0,233
Age_pmr	0,019**	0,009	0,024*	0,013	0,016	0,013
Femme (homme)	0,546***	0,109				
Age_23 (Age_22)	0,275**	0,133	0,450**	0,200	0,106	0,175
Age_24	0,433***	0,129	0,457**	0,193	0,465**	0,184
Age_25	0,445***	0,150	0,744***	0,217	0,169	0,207
Cohorte_c7 (Cohorte_c8)	-0,222	0,172	-0,035	0,269	-0,438**	0,211
Santé_exc (autres états) <sup>3</sup>	0,488***	0,108	0,547***	0,159	0,492***	0,154
Fam_bio (monoparentale, autre)	0,357**	0,150	0,581***	0,217	0,162	0,193
Interaction_pos	-0,021	0,018	0,023	0,026	-0,059**	0,025
Inefficacité	-0,018	0,018	-0,045*	0,027	0,015	0,023
Cohérence	-0,003	0,016	-0,017	0,025	0,014	0,019
Punitif	-0,006	0,033	0,066	0,046	-0,078*	0,046
Can_pmr <sup>4</sup>	-0,240	0,163	-0,064	0,250	-0,440*	0,235
Province_Qc (Province_Atl)	-0,389**	0,164	-0,505**	0,215	-0,365	0,266
Province_Ont	0,013	0,159	-0,018	0,214	-0,017	0,280
Province_Prai	-0,388**	0,170	-0,520**	0,217	-0,279	0,286
Province_Alb	-0,335*	0,186	-0,226	0,222	-0,486	0,314
Province_BC	-0,217	0,227	-0,081	0,290	-0,309	0,342
Cut1	-0,625	0,730	0,810	1,099	-2,399**	0,958
Cut2	0,749	0,722	2,256**	1,085	-1,079	0,944
Cut3	2,527***	0,721	3,902***	1,083	0,877	0,949
Cut4	3,506***	0,732	4,940***	1,104	1,822*	0,959

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ.

Les valeurs p sont présentées entre parenthèses. La significativité statistique est montrée comme suit:

\*p<0,10, \*\*p<0,05 et \*\*\*p<0,01. Coefficients et écarts-types arrondis. Écarts-types obtenus par la technique du « bootstrap ». La variable de référence entre parenthèses.

3. Très bonne, bonne et passable/mauvaise. 4. Référence: États-Unis, Europe, Asie, autre.

## ANNEXE B

### PRÉDICTIONS DE L'ESTIMATION PAR LOGIT ORDONNÉ DES ANNÉES D'ÉDUCATION DES JEUNES

**Tableau B.1**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes avec une  
bonne santé

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,156	0,099	0,027	0,569
Diplôme d'études secondaires	0,240	0,068	0,074	0,336
Études postsecondaires	0,373	0,061	0,128	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,125	0,053	0,019	0,240
Diplôme d'études universitaires	0,106	0,062	0,011	0,356
N	739			

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau B.2**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant  
dans les provinces de l'Atlantique<sup>1</sup>

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,123	0,082	0,017	0,503
Diplôme d'études secondaires	0,213	0,072	0,048	0,335
Études postsecondaires	0,383	0,049	0,157	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,146	0,053	0,024	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,136	0,080	0,015	0,474
N	640			

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

Source: calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau B.3**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant dans les Provinces des Prairies<sup>2</sup>

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,156	0,095	0,024	0,550
Diplôme d'études secondaires	0,242	0,065	0,067	0,336
Études postsecondaires	0,375	0,060	0,136	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,123	0,051	0,020	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,104	0,060	0,012	0,381
N		424		

2. Manitoba et Saskatchewan

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau B.4**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant en Alberta

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,130	0,074	0,023	0,537
Diplôme d'études secondaires	0,226	0,065	0,063	0,336
Études postsecondaires	0,388	0,042	0,142	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,137	0,049	0,021	0,240
Diplôme d'études universitaires	0,119	0,063	0,013	0,398
N		429		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau B.5**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes demeurant en Colombie-Britannique

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,123	0,087	0,022	0,474
Diplôme d'études secondaires	0,210	0,073	0,061	0,335
Études postsecondaires	0,382	0,050	0,172	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,148	0,056	0,027	0,240
Diplôme d'études universitaires	0,137	0,077	0,017	0,409
N		241		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau B.6**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes ayant un des parents (PMR) né aux États-Unis

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,088	0,044	0,021	0,177
Diplôme d'études secondaires	0,181	0,063	0,058	0,288
Études postsecondaires	0,394	0,040	0,261	0,421
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,169	0,043	0,093	0,241
Diplôme d'études universitaires	0,168	0,088	0,067	0,422
N		32		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau B.7**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des jeunes ayant un des parents (PMR) né en Asie

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,104	0,103	0,030	0,448
Diplôme d'études secondaires	0,178	0,066	0,081	0,335
Études postsecondaires	0,382	0,060	0,186	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,170	0,055	0,029	0,238
Diplôme d'études universitaires	0,166	0,073	0,019	0,333
N		44		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau B.8**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des hommes provenant d'une famille monoparentale

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,227	0,105	0,045	0,569
Diplôme d'études secondaires	0,290	0,043	0,115	0,335
Études postsecondaires	0,335	0,073	0,128	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,085	0,038	0,019	0,219
Diplôme d'études universitaires	0,063	0,036	0,012	0,245
N		205		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

**Tableau B.9**

Prédictions de l'estimation par logit ordonné des années d'éducation des femmes provenant d'une famille monoparentale

Éducation des jeunes répondants (en 2008/09)	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Études secondaires partielles	0,164	0,099	0,039	0,505
Diplôme d'études secondaires	0,248	0,063	0,102	0,335
Études postsecondaires	0,372	0,063	0,157	0,422
Diplôme d'un collège, d'un cégep	0,119	0,050	0,024	0,228
Diplôme d'études universitaires	0,098	0,055	0,015	0,275
N		230		

Source: Calculs de l'auteur à partir des micro-données pondérées de l'ELNEJ. Coefficients et écarts-types arrondis.

## BIBLIOGRAPHIE

- Anger, S. et G. Heineck. 2010. «Do smart parents raise smart children? The intergenerational transmission of cognitive abilities». *Journal of Population Economics*, 23(3), 1105–1132.
- Antonovics, K. L. et A. S. Goldberger. 2005. «Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation? Comment». *American Economic Review*, 95(5): 1738–44.
- Aydemir, A., W. Chen et M. Corak. 2006. «Intergenerational earnings mobility among the children of Canadian immigrants». IZA Discussion Papers, No. 2085.
- Baker, M. et G. Solon. 2003. «Earnings Dynamics and Inequality among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records». *Journal of Labor Economics*, 21, (April 2003).
- Becker, G. S. et N. Tomes. 1979. «An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility». *Journal of Political Economy*, 87, 1153–1189.
- Becker, G. S. et N. Tomes. 1986. «Human Capital and the Rise and Fall of Families». *Journal of Labor Economics*, 4 (Juillet 1986), S1–S39.
- Behrman, J. R. et M. R. Rosenzweig. 2002. «Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation?». *American Economic Review*, 92(1): 323–34.
- Bingley, P., M. Corak et N. Westergård-Nielsen. 2011. «The Intergenerational Transmission of Employers in Canada and Denmark». IZA Discussion Paper No. 5593, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Björklund, A. et L. Chadwick . 2003. «Intergenerational Income Mobility in Permanent and Separated Families». *Economics Letters*, 80, 239-246.
- Björklund, A., M. Lindahl et E. Plug. 2006. «The Origins of Intergenerational Associations: Lessons from Swedish Adoption Data». *Quarterly Journal of Economics*, 121(3): 999–1028.
- Black, S. E., P. J. Devereux et K. G. Salvanes. 2005. «Why the Apple Doesn't Fall Far: Understanding Intergenerational Transmission of Human Capital». *American Economic Review*, 95(1): 437–49.
- Black, S. E. et P. J. Devereux. 2010. «Recent Developments in Intergenerational Mobility». Working Paper No 15,889, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

- Blanden, J., P. Gregg et S. Machin. 2005. «Intergenerational Mobility in Europe and North America». Centre for Economic Performance, London: London School of Economics.
- Blanden, J., P. Gregg et L. Macmillan. 2007. «Accounting for Intergenerational Persistence». *Economic Journal*, 117(Mars), C43–C60.
- Blanden, Jo. 2009. How much can we learn from international comparisons of intergenerational mobility? CEE discussion papers, CEEDP0111. Centre for the Economics of Education, London School of Economics and Political Science, London, UK.
- Bowles, S. et H. Gintis. 2002. «The Inheritance of Inequality». *Journal of Economic Perspectives*, 16, 3–30.
- Chadwick, L. et G. Solon. 2002. «Intergenerational Income Mobility among Daughters». *American Economic Review*, 92(1), 335–344.
- Connolly, M. et P. Lefebvre. 2012. «The Effect of Postsecondary Education on Intergenerational Income». Report prepared for Human Resources and Skills Development Canada, (April 2012).
- Contoyannis, P. et M. Dooley. 2010. «The role of child health and economic status in educational, health, and labour market outcomes in young adulthood». *Canadian Journal of Economics*, 43: 323–346.
- Corak, M. 2001. «Are the Kids All Right? Intergenerational Mobility and Child Well-being in Canada». Analytical Studies Branch—Research Paper Series 11F0019MIE No. 171, Ottawa: Statistics Canada.
- Corak, M. et A. Heisz. 1999. «The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data». *Journal of Human Resources*, 34(3), 504–533.
- Corak, M. et A. Heisz. 1995. «The Intergenerational Income Mobility of Canadian Men». *Canadian Business Economics*, 4(1), 59–69.
- Corak, M. 2004. Les enfants pauvres deviennent-ils des adultes pauvres? Les enseignements pour les politiques publiques d'une comparaison internationale, Colloque, « Le devenir des enfants de familles défavorisées en France », 1<sup>er</sup> avril 2004.
- Corak, M. 2006. «Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons from a Cross Country Comparison of Generational Earnings Mobility». IZA Discussion Paper No. 1993, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Dearden, L., S. Machin et H. Reed. 1997. «Intergenerational mobility in Britain». *Economic Journal*, 107, 47–64.

- Dunn, C. 2007. «The Intergenerational Transmission of Lifetime Earnings: Evidence from Brazil». *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol. 7, Issue 2 (Contributions), Article 2.
- Fortin, N. et S. Lefebvre. 1998. «Intergenerational Income Mobility in Canada». Dans M. Corak, ed., *Labour Markets, Social Institutions, and the Future of Canada's Children*. Ottawa: Statistics Canada, Catalogue No. 89-553-XPB.
- Grawe, N. D. 2004. «Reconsidering the Use of Nonlinearities in Intergenerational Earnings Mobility as a Test for Credit Constraints». *The Journal of Human Resources*, 39(3), 813–827.
- Hertz, T. 2004. «Rags, Riches and Race: The Intergenerational Economic Mobility of Black and White Families in the United States.» In S. Bowles, H. Gintis and M. Osborne, eds., *Unequal Chances: Family Background and Economic Success*. Princeton: Princeton University Press and Russell Sage.
- Hlaimi, B. 2006. «Intergenerational transmission of the human capital: case of the heterogeneous families». Dans Séminaire interne de Keynes College of Economics, Université de Kent au Royaume-Uni.
- Holmlund, H., M. Lindahl et E. Plug. 2011. «The Causal Effect of Parents' Schooling on Children's Schooling: A Comparison of Estimation Methods». *Journal of Economic Literature* 2011, 49:3, 615–651.
- Hussein, M., Munk, M et J. Bonke. 2008. «How Sensitive is Intergenerational Earnings Mobility to Different Measures?». Danish National Centre for Social Research, Mimeo. Revised version of Working Paper 11, 2005.
- Labar, K. 2007. «Intergenerational mobility in China». CERDI, Working Papers: 200729.
- Lefranc, A. et A. Trannoy. 2005. «Intergenerational earnings mobility in France: Is France more mobile than the US?». *Annales d'Economie et de Statistique*, 78, 57–77.
- Leigh, A. 2007. «Intergenerational Mobility in Australia». *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*: Vol. 7: Iss. 2 (Contributions), Article 6.
- Lemieux, T. 2008. « L'évolution des inégalités dans les pays industrialisés ». *L'Actualité économique*, vol. 84, no 3.
- Mazumder, B. 2005. «Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the U.S. using Social Security Earnings Data». *Review of Economics and Statistics*, 87, 235–255.
- Nilsen, Ø., K. Vaage, A. Arkvik et K. Jacobsen. 2008. «Estimates of Intergenerational Elasticities Based on Lifetime Earnings». IZA Discussion Paper No. 3709, Bonn.

- Pekkarinen, T., R. Uusitalo et S. Pekkala. 2006. « Education Policy and Intergenerational Income Mobility: Evidence from the Finnish Comprehensive School Reform ». IZA Discussion Paper No.2204.
- Pfeffer, F. T. et M. Hällsten. 2012. «Mobility Regimes and Parental Wealth: The United States, Germany, and Sweden in Comparison». Version: Avril 2012, 37p.
- Piraino, P. 2007. «Comparable Estimates of Intergenerational Income Mobility in Italy». The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy: Vol. 7: Iss. 2 (Contributions), Article 1.
- Plug, E. et M. De Haan. «Estimating Intergeneration Schooling Mobility on Censored Samples: Consequences and Remedies». *Journal of applied econometrics* 26:151–166 (2011).
- Royston, P. et D. G. Altman. 1994. «Regression using fractional polynomials of continuous covariates: Parsimonious parametric modelling (with discussion)». *Applied Statistics* 43: 429–467.
- Sacerdote, B. 2000. «The Nature and Nurture of Economic Outcomes». National Bureau of Economic Research Working Paper 7949.
- Solon, G. 1992. «Intergenerational Income Mobility in the United States». *American Economic Review*, 82, 393–408.
- Solon, G. 1999. «Intergenerational Mobility in the Labor Market». in O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, North-Holland, 1761–1800.
- Statistique Canada. 2012. «Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ). Information détaillée pour 2008-2009 (cycle 8)». Disponible online sur [http://www23.statcan.gc.ca:81/imdb/p2SV\\_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=4450&lang=fr&db=imdb&adm=8&dis=2](http://www23.statcan.gc.ca:81/imdb/p2SV_f.pl?Function=getSurvey&SDDS=4450&lang=fr&db=imdb&adm=8&dis=2)
- Vogel, T. 2008. «Reassessing Intergenerational Mobility in Germany and the United States: the Impact of Differences in Lifecycle Earnings Patterns». Mimeo.
- Zimmerman, D. J. 1992. «Regression Toward Mediocrity in Economic Stature». *American Economic Review*, 82, 409–429.