

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

IMPACT DE L'EMPLOI DES PARENTS SUR LES INDICATEURS DE
DÉVELOPPEMENT DES ENFANTS

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
MARIE-PIER DESCÔTEAUX

FÉVRIER 2015

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier mes deux directeurs, Pierre Lefèbvre et Philip Merrigan, pour leur disponibilité ainsi que leur soutien tout au long du processus de rédaction. La rédaction d'un mémoire est parfois semé d'embûches, mais j'ai toujours pu compter sur les conseils et l'expertise de mes deux directeurs pour continuer à aller de l'avant.

Également, j'aimerais remercier le CIQSS et le CIRPÉE pour le soutien financier dont j'ai pu bénéficier lors de mes études à la maîtrise. En addition à ce soutien financier, j'ai eu la chance de travailler avec plusieurs professeurs, dont Ugo Lachapelle, qui s'est révélé être un professeur particulièrement impressionnant et qui a eu la générosité de m'introduire au monde de la recherche.

Je ne pourrai passer sous silence l'importante contribution de mes collègues de classe qui ont réussi à rendre mes deux années de maîtrise mémorables. Grâce à vous, je garde de bons souvenirs des hauts et des bas qui ont accompagnés mon parcours académiques à l'UQAM.

Pour finir, j'aimerais adresser un merci spécial à ma famille et à Patricia Poulin pour votre présence dans ma vie. Vous m'avez soutenu pendant mon mémoire, mais vous étiez là bien avant que cette aventure débute.

AVANT-PROPOS

Bien que la recherche et les analyses soient fondées sur les données de Statistique Canada, les opinions exprimées ne représentent pas celles de Statistique Canada.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS	iii
AVANT-PROPOS	iv
LISTE DES FIGURES	viii
LISTE DES TABLEAUX	ix
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES	x
RÉSUMÉ	xi
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE	5
1.1 Biais d'hétérogénéité et d'endogénéité	6
1.2 L'effet du revenu des parents sur les indicateurs de développement des enfants	8
1.2.1 L'effet revenu selon la taille du revenu du ménage	8
1.2.2 Les différentes sources de revenus	8
1.2.3 Rien de convaincant	9
1.3 L'effet de l'emploi des parents sur les indicateurs de développement des enfants	11
1.3.1 L'utilisation du temps des mères	11
1.3.2 L'intensité du travail de la mère	13
1.3.3 Le timing	14
1.3.4 Les catégories	14
1.3.5 Les pères	15
1.4 L'obésité et le surpoids	16
CHAPITRE II	
LES DONNÉES	20
2.1 La cohorte initiale	22
2.2 Variables	23
2.2.1 Indicateurs de développement	23
2.2.2 Les heures de travail	27

2.2.3	Les variables de contrôle	28
CHAPITRE III		
MÉTHODOLOGIE		
3.1	Approche économétrique	29
3.2	Modèle linéaire classique	29
3.3	Modèles linéaires longitudinaux	31
3.3.1	Effets aléatoires	31
3.3.2	Effets fixes	33
3.4	Modèles binaires	35
3.4.1	Effets aléatoires	36
3.4.2	Effets fixes	37
3.4.3	Effets marginaux	37
3.5	Test de Hausman	38
3.6	Le modèle	39
CHAPITRE IV		
STATISTIQUES DESCRIPTIVES		
CHAPITRE V		
RÉSULTATS		
5.1	Image de soi, amitié et nurturance parentale	51
5.1.1	Effets aléatoires	51
5.1.2	Effets fixes	53
5.2	Comportements prosociaux, troubles de conduite et d'agressivité physique, hyperactivité et problèmes d'inattention	58
5.2.1	Effets aléatoires	58
5.2.2	Effets fixes	60
5.3	Score de mathématiques échelonné, surpoids et obésité	63
5.3.1	Effets aléatoires	63
5.3.2	Effets fixes	65
5.4	Les mères monoparentales	68
5.4.1	Effets aléatoires	68

5.4.2 Effets fixes	71
5.5 Les couples selon la scolarité	73
5.5.1 Effets aléatoires	73
5.5.2 Effets fixes	76
CONCLUSION	78
ANNEXE A	
INVENTAIRE DES VARIABLES	80
ANNEXE B	
MOYENNE PONDÉRÉE ET (ÉCART-TYPE) DES VARIABLES SÉLECTIONNÉES PAR LE STATUT MATRIMONIAL DE LA MÈRE	83
BIBLIOGRAPHIE	85

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
i.1 Taux d'emploi des mères en fonction de l'âge de leur enfant	2
2.1 Plan de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes . .	21
4.1 Évolution du statut d'emploi des mères avec des jeunes de 9 à 17 ans . .	41
4.2 Évolution du niveau d'éducation des mères de jeunes de 9 à 17 ans . . .	42
4.3 Évolution des indicateurs de jeunes de 9 à 17 ans, moyenne des scores .	43
4.4 Évolution des indicateurs de jeunes de 9 à 17 ans	44

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
4.1 Moyenne pondérée et (écart-type) des variables sélectionnées par groupes d'heures de travail des mères avec des jeunes de 9 à 17 ans	45
4.2 Moyenne pondérée et (écart-type) des variables sélectionnées de jeunes de 9 à 17 ans groupé par le plus haut diplôme obtenu de la mère	48
5.1 Régressions relatives à l'image de soi, l'amitié et la nurturance parentale	56
5.2 Régressions relatives aux comportements prosociaux, aux troubles de conduite et d'agressivité physique et aux problèmes d'hyperactivité et d'inattention	61
5.3 Régressions relatives au score de mathématique et aux effets marginaux relatifs à la présence de surpoids et d'obésité	65
5.4 Effets aléatoires	70
5.5 Effets fixes	72
5.6 Effets aléatoires, femmes avec conjoint en fonction de la scolarité	75
5.7 Effets fixes, femmes avec conjoint en fonction de la scolarité	77
A.1 Inventaire des variables	80
B.1 Moyenne pondérée et (écart-type) des variables sélectionnées par le statut matrimonial de la mère	83

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

AFQT	Armed Forces Qualification Test
BHPS	British Household Panel Survey
DES	Diplôme d'études secondaires
DPE	Développement de la petite enfance
ELNEJ	Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes
EPA	Enquête sur la population active
FGLS	Feasible Generalized Least Square
IMC	Indice de masse corporelle
MCO	Moindres carrés ordinaires
NLSY	National Longitudinal Survey of Youth
PIAT-M	Peabody Individual Achievement Test- Mathématique
PIAT-R	Peabody Individual Achievement Test- Lecture
PMR	Personne mieux renseignée
PPVT	Peabody Picture Vocabulary Test
RHDCC	Ressources humaines et Développement des compétences Canada

RÉSUMÉ

L'existence d'un lien positif entre la productivité et le niveau de vie d'un pays n'a plus besoin d'être prouvée. Un pays qui réussit continuellement à augmenter sa productivité via sa main-d'oeuvre, son capital, ses ressources naturelles et ses connaissances se hissera tôt ou tard parmi les pays développés. Bien que les déterminants de la productivité soient clairement définis par la théorie économique, il n'est pas simple pour les pays d'obtenir constamment des rendements satisfaisants. En ce qui concerne la main-d'oeuvre, il devient difficile pour les pays d'optimiser davantage le capital humain de ses habitants. Une panoplie de recherches sont apparues afin de comprendre comment améliorer le capital humain d'un individu en s'assurant que celui-ci ait de bonnes fondations à l'enfance.

C'est en ce sens que ce mémoire s'intéresse au lien entre les heures de travail de la mère et le développement cognitif, mais aussi comportemental de son enfant. Une méthodologie avec effets aléatoires et effets fixes est utilisée étant donné l'usage des huit panels de la base de données de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ). Il s'agit d'une méthodologie qui n'a jamais été utilisée pour l'étude de ce sujet avec une population adolescente.

Les résultats de cette étude révèlent que les heures de travail de la mère ont généralement un effet faible et rarement significatif sur les indicateurs de développement de son enfant. Certains indicateurs obtiennent des coefficients moyennement élevés et significatifs. C'est le cas des scores sur l'hyperactivité, sur les troubles de conduite et sur les mathématiques.

Selon les tests de Hausman effectués, il existe un effet fixe chez les jeunes qui est corrélé avec les variables de contrôle. De ce fait, il est possible d'affirmer qu'une étude qui contrôle mal cet effet fixe obtiendrait des résultats biaisés. Un autre apport intéressant dans ce mémoire est qu'il confirme un effet plus bénéfique des heures de travail chez les mères monoparentales. Il s'agissait d'un fait qui a été constaté dans plusieurs études et qui a été vérifié dans ce mémoire.

MOTS-CLÉS : développement, jeunes, comportement, cognitif, indicateurs, travail

INTRODUCTION

Au cours des dernières décennies, le rôle des femmes a évolué de concert avec la société. D'abord confinées à leur foyer, elles ont commencé à occuper les différentes sphères qui leurs étaient interdites. L'un de leurs premiers avancements a été de prendre d'assaut le marché du travail et devenir une proportion importante de la population active. Effectivement, tel que le montre la figure i.1 pour la période allant de 1976 à 2014, le taux d'emploi des mères canadiennes avec des enfants âgés de moins de 3 ans a augmenté de 27,6 % à 65,6 %. Pour celles ayant des enfants de 6 ans et moins, il est passé de 31,4 % à 67,8 %¹. On note ainsi que la plupart des femmes avec des enfants reprennent le travail lorsque ceux-ci ont 3 ans ou moins.

Il est intéressant de constater que les mères d'enfants, tout âge confondu, ont en moyenne un taux d'emploi plus élevé que les femmes sans enfant. Celui des femmes sans enfant de 16 ans et moins fluctue autour de 55 % alors que le taux d'emploi des femmes avec un enfant, peu importe l'âge de ce dernier, ont un taux d'emploi supérieur à 65 %. Ce phénomène pourrait s'expliquer par le fait que les femmes préfèrent avoir une stabilité d'emploi avant d'avoir un enfant ou que les mères d'enfants ont une offre de travail moins élastique que celles sans enfant. Concernant les pères, ceux-ci ont de manière générale un fort attachement au marché du travail. En 2012, pour les familles biparentales, 90,7 % des conjoints occupaient un emploi dans les familles avec un enfant de 3 ans ou moins. Ce taux demeure constant, peu importe l'âge de l'enfant.²

Cette évolution de la société a réduit le temps disponible des mères et a potentiellement affecté les enfants de ces générations. Deux raisons peuvent nous laisser croire que le

1. Statistique Canada, Tableau 282-0210, Enquête sur la population active (EPA).

2. *Idem.*

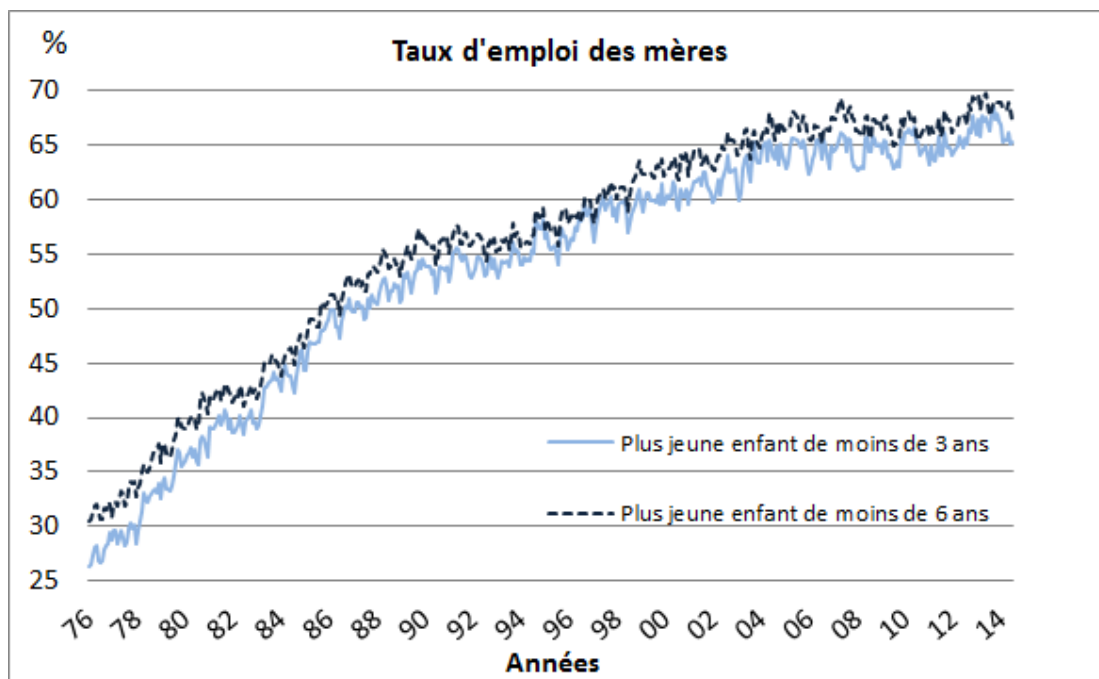


Figure i.1 Taux d'emploi des mères en fonction de l'âge de leur enfant

travail d'une mère peut nuire à son enfant. Elles s'appliquent plus spécifiquement lors de ses premiers mois de vie où la relation entre une mère et son enfant est particulièrement étroite.

D'abord, un emploi réduit le temps disponible qu'une mère a pour son enfant. De ce fait, cet emploi s'avère problématique si le substitut de la mère est moins stimulant. Également, si la mère doit travailler de longues heures, la qualité du temps qu'une mère alloue à son enfant peut être diminuée, surtout si son travail l'expose à de l'épuisement, de la détresse émotionnelle ou du surmenage (Baum, 2003; Lefebvre et Merrigan, 1998a). Ceci pourrait être le cas au Canada où une forte proportion (76 %) ³ des mères d'enfant de trois ans et moins travaille à temps plein.

Ensuite, la venue des mères sur le marché du travail amène aussi des avantages à leur famille. Dans un premier temps, le revenu supplémentaire généré permet de favoriser

3. Statistique Canada, Tableau 282-0210, Enquête sur la population active (EPA).

le développement de l'enfant en se procurant davantage de biens éducatifs et d'aliments sains pour ce dernier. Sans oublier que le travail diminue les taux de fertilité des ménages, menant à une plus grande allocation de ressources en temps et en argent par enfant (Stafford, 1987). De plus, si le substitut de garde s'avère bénéfique à l'enfant, une présence diminuée de la mère aura alors moins de conséquences négatives sur l'enfant.

La littérature portant sur le développement de l'enfant est très vaste, mais peu d'études qui évaluent l'impact du travail de la mère portent sur les adolescents et les pré-adolescents. De ce nombre restreint, aucune à notre connaissance n'utilise des données canadiennes. Le Canada a des particularités qui lui sont propres et c'est pourquoi il est important de confronter les modèles reconnus avec des données canadiennes. L'utilisation de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ) devient alors un choix naturel pour ce mémoire étant donné qu'elle contient des données uniques sur plusieurs milliers d'enfants et qu'elle permet de recourir à des méthodes économétriques longitudinales. La majorité des études qui s'intéressent au développement des enfants et qui évaluent les effets de l'emploi des parents ont utilisé l'enquête américaine *National Longitudinal Survey of Youth* (NLSY) ou l'enquête britannique *British Household Panel Survey* (BHPS).

Une autre distinction de ce mémoire est qu'en plus d'utiliser une enquête canadienne, les huit cycles de l'ELNEJ seront utilisés avec des méthodes de données de panel qui exploitent à la fois l'aspect transversal et longitudinal des données. Antérieurement, Lefebvre et Merrigan (1998b) ont abordé ce sujet sous un angle semblable, mais ils utilisaient uniquement le premier cycle de l'ELNEJ. De même, le modèle utilisé, qui a initialement été créé par Ruhm (2004), a aussi été utilisé avec une approche transversale. À notre connaissance, l'étude de ce sujet avec des modèles longitudinaux n'a jamais été faite. Il s'agit donc d'une nouveauté que d'utiliser une méthode de panel pour étudier ce sujet.

Par ailleurs, les études antérieures ont fréquemment basé leurs indicateurs de développement sur le Peabody Picture Vocabulary Test (PPVT), des tests de mathématiques (PIAT-

M) ou de lecture (PIAT-R) comme mesure de développement de l'enfant. Afin d'évaluer des indicateurs différents, cette recherche utilisera plutôt à cette fin des données sur l'indice de masse corporel (IMC), un score de mathématiques et plusieurs scores sur la personnalité et le comportement du jeune .

Dans ce mémoire, nous estimerons l'effet des heures de travail des parents sur le développement de leurs enfants. Pour capter le développement de l'enfant, neuf indicateurs seront utilisés. Parmi ceux-ci, deux concernent le poids du jeune (surpoids et obésité), un vise le développement cognitif (score de mathématique), trois portent sur les problèmes de comportements (score d'hyperactivité et inattention, score de troubles de conduite et d'agression physique, score de comportement prosocial), deux évaluent la personnalité (score d'image de soi, score d'amitié) et un fait état des soins provenant des parents (score de nurturance parentale). Étant donné l'usage d'une base de données longitudinales, une méthodologie avec effets aléatoires et effets fixes sera privilégiée.

Dans le premier chapitre, nous aborderons la revue de littérature qui comporte les principales études produites à ce jour sur le sujet. Ensuite les données et la méthodologie seront présentées dans les chapitres 2 et 3. Le chapitre sur les données décrit l'EL-NEJ et les variables sélectionnées dans l'analyse alors que le chapitre qui porte sur la méthodologie explique en détail le choix des modèles utilisés ainsi que leurs implications. Les chapitres 4 et 5 présentent les statistiques descriptives et les résultats. Le chapitre 6 conclut.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

Au cours des années 1990, des pays occidentaux ont commencé à s'intéresser au bon développement de leurs enfants. De ce fait, une kyrielle d'enquêtes ont été lancées à travers le monde : l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes (ELNEJ - Canada), la *National Longitudinal Survey of Youth* (NLSY - États-Unis), le *National Institute Child Human Development - Study Early Child Care* (NICHD-SECC - États-Unis), le *British Household Panel Survey* (BHPS - Royaume-Uni), etc. Ces enquêtes se sont avérées précieuses pour les chercheurs de divers domaines qui ont pu valider des hypothèses sur le développement cognitif, comportemental et sur la santé des enfants. Également, ils ont pu vérifier les effets de certains facteurs tels que le revenu du ménage, l'éducation des parents, la structure de la famille, etc.

Avant d'entrer dans le vif du sujet, il est important de mentionner les découvertes récentes quant au développement des enfants. Une bonne partie des études dans la littérature mesure principalement le développement de l'enfant avec des indicateurs cognitifs (PIAT-M, PIAT-R, PPVT, etc.) mais ceci, selon Conti et Heckman (2010), n'est qu'une dimension du développement d'un enfant. Pour avoir un profil plus complet, il faudrait notamment rajouter la personnalité, la santé et les habiletés sociales (Carneiro, Crawford et Goodman, 2007; Conti et Heckman, 2010; Murasko, 2007; Conti et al., 2012). À cet égard, Conti et al. (2012) se sont intéressés à la British Cohort Study et ils ont relevé 13 dimensions qui sous-tendent 131 mesures. En pesant l'importance de chaque indicateur, ils ont conclu que certains s'avéraient plus importants que d'autres.

Ceci ne vient toutefois pas réduire l'importance des indicateurs de développement cognitif. En effet, selon ces mêmes auteurs, la cognition est le facteur le plus important dans le choix de poursuivre des études supérieures et au niveau du salaire gagné. Une autre dimension, le bien-être psychologique à l'enfance, s'est avérée avoir un effet sur les habitudes de vie saines à l'âge adulte et sur la probabilité d'atteindre un niveau d'études élevé. Murasko (2007) constate de son côté que les traits de personnalité d'un enfant ont un fort impact sur la santé, au-delà du niveau d'éducation atteint. Conti et al. (2012) rajoutent à ce sujet que le niveau de conditionnement physique de l'enfant serait le principal prédicteur de l'obésité.

Bien que les recherches aient été effectuées pour la plupart à partir des mêmes enquêtes, il est étonnant de constater que leurs conclusions diffèrent sur plusieurs points. Ces divergences s'expliquent par une myriade de raisons, en commençant par le fait que les chercheurs utilisent des méthodologies et des échantillons différents, que la composition de la variable des heures de travail varie d'une étude à l'autre, de même que le choix et le nombre des variables de contrôle (Harvey, 1999). Dans les paragraphes qui suivent, il sera mentionné des résultats empiriques découlant de recherches qui brossent le portrait des déterminants du développement de l'enfant.

1.1 Biais d'hétérogénéité et d'endogénéité

Si travailler était le résultat d'un tirage aléatoire, on pourrait simplement comparer les moyennes des résultats pour les enfants avec une mère à l'emploi et sans emploi et par la suite mesurer si la différence est statistiquement significative entre les deux groupes. Mais ce n'est pas le cas et plusieurs chercheurs ont mentionné une difficulté à bien contrôler la présence du biais d'hétérogénéité dans leurs résultats. Notamment, ils évoquent le fait que les femmes retournant plus tôt au travail sont habituellement plus éduquées, plus vieilles à la naissance de l'enfant, ont un salaire plus élevé et même de

meilleurs résultats cognitifs¹. Ces femmes viennent troubler les résultats, car malgré leur présence précoce et intense sur le marché du travail, leurs enfants ont généralement de bons indicateurs cognitifs (Hill, Waldfogel et Brooks-Gunn, 2005; Brooks-Gunn, Han et Waldfogel, 2002; Ruhm, 2004, 2008; Lefebvre et Merrigan, 1998b). De l'autre côté, une tout autre réalité se dessine pour les femmes qui travaillent moins. Il s'agit davantage de mères monoparentales, elles donnent naissance plus tôt à leur enfant, elles ont un résultat au AFQT plus faible, elles ont plus d'enfants et moins d'éducation. La performance de leur enfant au PPVT est également plus faible.

Lorsqu'on s'attarde à cette relative homogénéité au sein de chacun des groupes, il devient curieux de croire que les heures de travail des mères expliquent ces différences. En constatant ces faits, les chercheurs soupçonnent généralement que ces résultats sont dus aux caractéristiques des mères plutôt qu'à leurs comportements sur le marché du travail. Ceci est confirmé par l'effet des caractéristiques propres à la mère et à l'enfant qui sont bien plus forts dans les régressions que celui relatif au travail de la mère (Lefebvre et Merrigan, 1998a; Parcel et Menaghan, 1994). Un des dangers qu'il faut dès lors surveiller est la présence de caractéristiques de la mère qui sont non observables par les statisticiens. L'effet de ces variables omises pourrait être attribué à l'effet du travail alors qu'en fait c'est l'effet des variables non observées. Les femmes qui ne travaillent pas peuvent se retrouver dans cette situation, car elles aiment s'occuper de leurs enfants alors que celles qui travaillent n'ont pas ce genre de préférences. Dans ce cas, l'effet négatif du travail peut être dû aux préférences des mères (Lefebvre et Merrigan, 1998a). Un mauvais contrôle de ce genre de biais fausserait les résultats, d'où l'importance de bien le gérer. L'un des principaux attraits de l'usage d'une méthodologie de données de panel est de venir contrer le problème de variables omises inobservées et stables dans le temps. Ainsi, il est impossible avec le modèle à effets fixes d'avoir des variables de contrôle corrélées avec l'effet fixe de l'enfant.

1. Ces conclusions sont fréquemment calculées avec le test d'image de Peabody (PPVT-R) ou l'*Armed Forces Qualification Test* (AFQT).

1.2 L'effet du revenu des parents sur les indicateurs de développement des enfants

1.2.1 L'effet revenu selon la taille du revenu du ménage

La mobilité intergénérationnelle du revenu intéresse plusieurs chercheurs qui se penchent sur les déterminants du capital humain. Dans quelle mesure provenir d'une famille aisée augmente les probabilités d'avoir un revenu élevé à l'âge adulte? Est-ce réellement le revenu qui a un impact sur le développement cognitif de l'enfant ou bien s'agit-il de variables corrélées avec le revenu? Ces questions ont été approfondies dans la littérature en estimant l'effet du revenu sur les indicateurs de développement cognitif des enfants. Selon Baum (2003), le revenu provenant du travail de la mère atténuerait l'impact négatif de l'emploi maternel. Plus précisément, l'effet global des heures de travail serait moins négatif pour les ménages à faible revenu. Ceci est confirmé par les données. À maintes reprises des chercheurs ont trouvé des effets revenus plus forts chez les classes pauvres et qui s'affaiblissent pour les classes riches (Lefebvre et Merrigan, 1998b; Hill, Waldfogel et Brooks-Gunn, 2005; Hawkins, Cole et Law, 2008). Cette affirmation est validée par les travaux de Hawkins, Cole et Law (2008), Ruhm (2008) et Harvey (1999), qui ont obtenu que l'emploi d'une mère serait plus dommageable pour les enfants provenant de ménages aisés. Mayer (1997) soutient quant à elle qu'une augmentation du revenu a un faible effet sur l'enfant si le revenu familial réussit à couvrir toutes les dépenses de base. Ceci soutient les résultats de Lefebvre et Merrigan (1998a) qui font mention d'un effet revenu non linéaire auprès des gens les plus pauvres. Un effet qui s'accroît lorsque l'enfant vit dans une pauvreté persistante et dans un quartier défavorisé.

1.2.2 Les différentes sources de revenus

Au fur et à mesure que la recherche sur le sujet s'est développée, différentes formes de revenu ont été étudiées et celles-ci se sont avérées avoir un impact différent sur l'enfant. Dans leur recherche, Lefebvre et Merrigan (1998a) ont découvert que l'effet revenu est

plus fort s'il vient d'une source autre que le salaire des parents. Ainsi, une allocation provenant du gouvernement aura un effet plus prononcé que si le montant provient du travail des parents. Ces mêmes auteurs soutiennent également qu'un dollar de revenu gagné par la mère aura un effet plus fort sur l'enfant que s'il provient du revenu du père (Lefebvre et Merrigan, 1998a). Ensuite, en s'intéressant à la distinction entre le revenu courant et le revenu permanent, Blau (1999b) a obtenu que les effets d'une hausse du revenu permanent sont environ deux fois plus grands que ceux du revenu courant. Plus exactement, l'indicateur le plus affecté est l'indice de problèmes comportementaux. Le fait que ce dernier soit une mesure du comportement et qu'il soit plus élevé que les indicateurs d'aptitudes sous-entend, suivant les propos de l'auteur, que le comportement de l'enfant serait plus flexible que ses habiletés. Ceci supporte les constatations de Cunha, Lochner et Masterov (2006) et de Cunha, Heckman et Schennach (2010) relativement au fait que les habiletés cognitives s'améliorent de moins en moins avec l'âge alors que la malléabilité des habiletés non cognitives demeure relativement constante tout au long des cycles de l'enfance. Ils affirment aussi qu'il est plus difficile de compenser l'effet d'un mauvais environnement sur les compétences cognitives lorsque l'enfant vieillit.

1.2.3 Rien de convaincant

Il est à noter que les résultats trouvés relativement au revenu ne sont pas d'ampleur satisfaisante pour les utiliser à des fins de politiques publiques. Dans leur travail, Conti et Heckman (2012) décrivent les effets de plusieurs politiques publiques américaines et ils observent que les mesures gouvernementales qui sont les plus efficaces ne sont pas celles qui augmentent les ressources d'une famille, mais plutôt celles qui interviennent auprès des jeunes enfants. Dans les faits, une hausse de revenu, même permanente, n'a qu'un impact de faible intensité sur la plupart des indicateurs de développement, à l'exception de l'environnement à la maison de même que la quantité et la qualité des soins de garde de l'enfant (Blau, 1999b; Brooks-Gunn, Han et Waldfogel, 2002; Lefebvre

et Merrigan, 1998a)². Plusieurs raisons pourraient expliquer l'effet faible associé au revenu, notamment le fait que les parents priorisent d'autres caractéristiques, comme la créativité, la discipline ou une bonne santé physique (Blau, 1999b). Bien que les études ne réussissent pas à établir une relation significative entre le revenu et les indicateurs de développement de l'enfant, plusieurs études démontrent un lien entre le revenu et l'éducation de l'enfant (Conlisk; Nelson et Bowles, 1974; Currie et Thomas, 1995).

Dans plusieurs cas, les variables qui ont un effet considérable sur le développement de l'enfant sont reliées aux caractéristiques de celui-ci et de sa famille (ethnicité, sexe, etc.). Celles-ci sont plutôt fixes et ne sont pas affectées par le revenu (Haveman et Wolfel, 1994; Blau, 1999b; Parcel et Menaghan, 1994). Par exemple, être hispanique, afro-américain ou de sexe masculin affaiblit les probabilités d'avoir de bons indicateurs cognitifs. Toutefois, un enfant doté de ces caractéristiques aura un effet plus prononcé suite à une variation du revenu sur ses indicateurs de développement (Blau, 1999b). Ceci signifie que si le revenu de la famille augmente, ces enfants progresseront davantage. De plus, ces mêmes enfants seront moins susceptibles d'avoir des problèmes de comportements.

Parallèlement aux déterminants du développement cognitif, le succès de l'enfant à l'âge adulte ou bien les problèmes comportementaux qu'il peut avoir sont fortement reliés aux caractéristiques générales de la famille telles que l'éducation des parents ou la structure de sa famille (Bianchi, 2000; Blau, 1999b). Ainsi, un enfant qui est dans une famille recomposée ou bien avec des petits frères et soeurs est plus susceptible d'avoir des indicateurs de développement plus faibles. Cependant, s'il a des frères et soeurs plus âgés, des parents jeunes ou bien éduqués, alors on constatera un effet positif sur le développement de ce dernier (Amato et Rivera, 1999; Lefebvre et Merrigan, 1998a; Parcel et Menaghan, 1994).

2. Il faut toutefois préciser que l'effet de l'environnement sur le développement cognitif et comportemental d'un enfant est partagé. D'un côté, on le décrit comme ambigu et peu significatif (Blau, 1999a) et de l'autre il est décrit comme positif et significatif sur des enfants de 36 mois (Brooks-Gunn, Han et Waldfogel, 2002; Parcel et Menaghan, 1994).

1.3 L'effet de l'emploi des parents sur les indicateurs de développement des enfants

Tel que mentionné plus haut, la société a beaucoup changé et les femmes sont maintenant une part importante de la population active. Nous avons souvent supposé que ceci aurait des conséquences négatives sur les enfants de ces générations, mais peut-être avons-nous négligé d'autres facteurs qui peuvent partiellement compenser ce phénomène. Par exemple, la discipline sociale que le marché du travail impose peut permettre à l'enfant d'acquérir, à travers l'expérience de ses parents dans des activités rémunérées, des formes de contrôle social. De plus, l'emploi des parents peut influencer les efforts de socialisation avec leur enfant de même que le genre de comportements encouragés chez ce dernier (Lefebvre et Merrigan, 1998a).

1.3.1 L'utilisation du temps des mères

Outre l'aspect social du marché du travail, la société a subi des transformations qui ont permis aux femmes de gagner du temps dans leurs routines. Ces changements ont facilité la présence des femmes sur le marché du travail en les aidant à demeurer disponibles auprès de leurs enfants. Effectivement, les progrès technologiques et une présence plus accrue des pères leur ont permis d'alléger leurs charges de tâches domestiques. De plus, le fait que la taille des familles s'est réduite au fil des années et que les pères sont maintenant plus impliqués dans la vie parentale aide les mères à être plus disponibles et à offrir un plus grand bien-être à leur enfant (Bianchi, 2000; Lefebvre et Merrigan, 1999). En plus de ces gains, les données d'allocation du temps des mères révèlent que celles avec un emploi ont une préférence marquée à consacrer du temps à leur enfant. Elles sont prêtes à sacrifier leurs soins personnels, leurs passe-temps, des travaux ménagers et leur vie sociale pour passer un moment avec leur progéniture. Ceci supporte ce que Lefebvre et Merrigan (1999) avancent en affirmant que le temps moyen quotidien consacré par enfant ait augmenté substantiellement au cours des années 1990, même en tenant compte de la participation plus grande des mères au marché du travail.

L'étude des données d'utilisation du temps a aussi permis aux chercheurs de déceler des paramètres constants dans l'allocation du temps des familles. En effet, le temps accordé aux tâches ménagères est peu sujet aux variations. De même, malgré une présence plus grande des hommes dans les activités domestiques, les femmes seront toujours celles qui s'impliqueront davantage auprès de leurs enfants, peu importe si elles travaillent à temps plein ou non. Ces propos sont supportés par Cawley et Liu (2012) qui affirment que la quantité de temps que l'homme compense est bien inférieur à celui que la femme perd à cause de son travail, et ce, même si l'homme ne travaille pas. Bien que le fait d'être une femme ait un impact fort au niveau de l'implication au sein de la famille, d'autres facteurs propres à l'enfant ou à sa famille affecteront l'allocation du temps. Par exemple, la scolarité du père est corrélée avec une implication paternelle plus élevée. Néanmoins, bien qu'Amato et Rivera (1999) ait trouvé un effet positif de l'éducation sur l'implication des deux parents, Lefebvre et Merrigan (1999) ont trouvé un effet plutôt ambigu chez les femmes et ce, plus particulièrement pour celles ne travaillant pas à temps plein.

Bien sûr, des facteurs qui évoluent au fil des années vont aussi influencer la distribution du temps des parents. Un bon exemple est l'âge des enfants qui est un déterminant important de la répartition du temps des parents. Plus particulièrement, Lefebvre et Merrigan (1999) notent que l'âge du benjamin de la famille a un impact notable sur la quantité de temps que les parents passent avec leurs enfants. Plus l'enfant est jeune, plus l'implication des parents sera prononcée. Cet effet de l'âge du benjamin est d'ailleurs plus fort que l'effet du nombre d'enfants dans la famille. Ceci s'explique par des "économies d'échelle" que les parents font en ayant plus d'un enfant (Lefebvre et Merrigan, 1999). L'âge des parents est un autre paramètre qui influence l'implication de ces derniers. Un âge plus élevé est associé à une implication plus faible (Amato et Rivera, 1999) et est relié à davantage de problèmes comportementaux (Parcel et Menaghan, 1994) .

1.3.2 L'intensité du travail de la mère

Il est vrai que la littérature relative au développement de l'enfant contient quelques divergences au niveau des conclusions obtenues. Néanmoins, cette même littérature semble avoir atteint un consensus relativement à l'effet des heures de travail de la mère. En effet, les études démontrent que les indicateurs de développement d'un enfant avec une mère ne travaillant pas seront plus élevés que si elle travaille à temps plein. Toutefois, dans certaines circonstances, le travail à temps partiel peut être plus avantageux que si la mère n'a pas d'emploi (Hill, Waldfogel et Brooks-Gunn, 2005; Williams et Radin, 1993; Ruhm, 2004; Lefebvre et Merrigan, 1998b; Parcel et Menaghan, 1994). Ainsi, les enfants des mères travaillant à temps plein obtiennent régulièrement de moins bons résultats d'indicateurs comportementaux et de pratiques parentales que ceux ayant des mères travaillant à temps partiel ou ne travaillant pas (Brooks-Gunn, Han et Waldfogel, 2002; Parcel et Menaghan, 1994). Ermisch et Francesconi (2000) affirment que le travail des parents à temps plein et dans une moindre mesure, à temps partiel, a un effet négatif sur le niveau d'éducation atteint lorsque l'enfant est devenu un jeune adulte. De leur côté, Brooks-Gunn, Han et Waldfogel (2002) ont établi un lien négatif entre le travail à temps plein d'une mère dans la première année de son enfant et la qualité des soins de son enfant.

Dans le cas des femmes qui font des heures de travail supplémentaires, l'effet s'avère être encore plus dommageable auprès de l'enfant. Notamment, on note que les enfants de trois ans ou moins qui ont des mères qui travaillent des heures supplémentaires sont ceux qui obtiennent les moins bons résultats au test de PPVT-R. Ces enfants sont suivis de ceux avec une mère qui travaille à temps plein (Parcel et Menaghan, 1994). Également, des chercheurs ont découvert un effet particulièrement nuisible du temps supplémentaire des mères quant aux rendements scolaires des enfants (Williams et Radin, 1993). Parallèlement aux temps supplémentaires des femmes, la perception d'une mère qui ne passe pas assez de temps avec son enfant à cause de son travail augmente la vraisemblance que son enfant souffre de surpoids ou d'obésité (Hawkins, Cole et Law,

2008).

1.3.3 Le timing

Lorsque l'intérêt de comprendre l'effet du travail de la mère a émergé dans le milieu académique, beaucoup de recherches ont d'abord porté sur les jeunes enfants de moins de trois ans. À ce moment, il régnait l'idée que les premières années de vie de l'enfant étaient critiques pour son développement futur. Celles-ci étaient considérées comme les fondations du développement de l'enfant. Ainsi, plusieurs recherches ont étudié le travail de la mère pour chacune des années de l'enfant. En général, celles-ci concluent que le travail d'une mère dans la première année de vie de son enfant aura un effet négatif sur celui-ci. Cependant, pour les deux années subséquentes, si elle travaille un nombre d'heures limité, l'effet sera soit bénéfique ou moins négatif que dans la première année (Ruhm, 2004; Brooks-Gunn, Han et Waldfogel, 2002; Baum, 2003). Des chercheurs ont aussi analysé l'effet du moment auquel les parents retournent travailler. Lorsque la mère retourne plus tôt au travail, ceux-ci ont obtenu une faible augmentation des problèmes comportementaux et un effet négatif sur les tests cognitifs de l'enfant (Harvey, 1999; Baum, 2003).

De manière générale, après la naissance de leur enfant, les femmes travaillent soit à temps plein ou elles ne travaillent pas (Ruhm, 2004). Pour celles demeurées hors du marché du travail, elles retourneront éventuellement dans un travail à temps plein lorsque leur enfant sera plus âgé (Ruhm, 2008). Concernant le travail des pères, ceux-ci retournent rapidement sur le marché du travail et ils y ont un fort attachement (Ruhm, 2004). À cause d'une faible disponibilité d'information sur le père, peu d'études analysent en profondeur l'effet du travail du père.

1.3.4 Les catégories

Certains sous-groupes d'enfants semblent être plus vulnérables au travail de leur mère. Les garçons, les enfants caucasiens, les enfants de couples mariés et ceux dont la mère

est moins sensible subissent un plus grand impact négatif dû au travail de leur mère (Brooks-Gunn, Han et Waldfogel, 2002; Harvey, 1999; Parcel et Menaghan, 1994). Cette affirmation concernant les garçons doit toutefois être nuancée. Williams et Radin (1993) soutiennent qu'il est vrai que les garçons sont plus sensibles au travail de leur mère lorsqu'ils sont en bas âge, mais lorsque les enfants sont un peu plus âgés, ce sont les jeunes filles qui deviennent plus affectées par le travail de leur mère. Bien que l'effet de l'emploi de la mère varie selon le sexe de son enfant, Williams et Radin (1993) ne constate pas de changement dans l'implication du père ou dans l'emploi de la mère selon le sexe de l'enfant.

En différenciant les enfants en fonction d'un indice du statut socioéconomique de leur famille, Ruhm (2008) constate que les effets pour des enfants avec un indice socioéconomique élevé ou avec une mère très éduquée sont plus problématiques relativement à l'obésité, au risque de surpoids et aux résultats cognitifs.

Ce même auteur note aussi qu'il existe une différence considérable de l'effet de l'emploi de la mère qui travaille à temps plein ou partiel en fonction du statut socioéconomique auquel appartient sa famille. Une explication à ceci pourrait être que l'hétérogénéité dans l'environnement à la maison causerait une partie de la différence dans l'effet du travail de la mère sur un enfant provenant d'un statut socioéconomique élevé. En d'autres mots, de telles disparités s'expliqueraient par le fait que les enfants provenant de familles plus aisées sont retirés de leur environnement à la maison et placés dans des endroits moins stimulants.

1.3.5 Les pères

La littérature sur le travail des parents et le développement de l'enfant couvre surtout le travail des mères. En fait, l'offre de travail des pères est plutôt homogène. Cette homogénéité rend ardu l'identification de l'effet du travail des pères sur l'enfant étant donné qu'on observe peu de variation. De plus, la disponibilité de données propices aux études qui portent sur le travail du père est plutôt restreinte. Malgré ceci, certains

chercheurs ont réussi à obtenir des données et à produire des articles. De ce fait, on note que l'implication du père n'a pas un effet significatif sur la vie académique du jeune ou sur son ambition à aller faire des études supérieures (Williams et Radin, 1993). Toutefois, en utilisant une autre dimension du développement de l'enfant, Amato et Rivera (1999) ont observé une corrélation négative entre l'implication du père ou du beau-père et les problèmes comportementaux de l'enfant. Ces mêmes auteurs ont remarqué que plusieurs facteurs influencent l'implication du père, même l'implication de la mère s'avère à avoir un effet positif. Lorsque la mère s'investit beaucoup auprès de l'enfant, le père fera la même chose. L'âge de l'enfant est aussi un déterminant de l'implication du père. Quand l'enfant vieillit, la part d'implication du père sera plus élevée.

Bien que peu d'études explorent en profondeur les effets de la présence du père, plusieurs vont inclure des variables relatives aux heures de travail et à l'éducation de ce dernier. Du coup, on constate que les heures de travail du père n'influencent pas les chances que l'enfant souffre de surpoids ou d'obésité (Hawkins, Cole et Law, 2008). Le même effet non significatif se produit relativement au développement cognitif et aux problèmes comportementaux d'enfants en bas âge (Parcel et Menaghan, 1994; Lefebvre et Merrigan, 1998a). Plus précisément, selon les résultats de Parcel et Menaghan (1994), un père travaillant à temps plein est ce qui optimisera le développement de l'enfant. À l'instar de ses heures de travail, l'éducation du père semble avoir un effet similaire à celle de la mère.

1.4 L'obésité et le surpoids

Depuis quelques décennies, les pays occidentaux font face aux dangers grandissant de l'obésité et du surpoids de leur population. Il s'agit de problèmes qui handicapent la population et coûtent des fortunes aux systèmes de santé des pays. Cette épidémie a d'ailleurs atteint le Canada où l'on note un taux d'obésité chez les adultes de 53,6 % et

de 20,7 % chez les jeunes de 12-17 ans en 2013³. Inquiète de ce phénomène, la communauté scientifique s'y est intéressée et a donné lieu à une importante littérature sur le sujet. Parmi celle-ci, plusieurs chercheurs ont tenté d'établir un lien entre le travail de la mère et l'obésité de ses enfants. Cet intérêt provient de la coïncidence entre l'augmentation des problèmes de poids des jeunes et l'augmentation de la présence des femmes sur le marché du travail. Certains facteurs tels que le manque de temps pour cuisiner, une surveillance laxiste sur la malbouffe du garde-manger, plus de temps passé devant la télévision et moins d'activité physique pourraient être occasionnés par le manque de temps des parents qui est en lien avec l'arrivée des femmes au travail (Anderson, Butcher et Levine, 2003). C'est ce que confirme Cawley et Liu (2012) lorsqu'ils soutiennent que les femmes qui travaillent sont moins enclines à passer du temps à l'épicerie ou à cuisiner. Elles sont aussi moins portées à manger ou jouer avec les enfants et à prendre soin ou superviser leurs enfants. De plus, les auteurs ont remarqué que celles qui s'adonnent à ces activités passent moins de temps à le faire. Cawley et Liu (2012) ajoute également que cet écart entre les femmes qui travaillent et celles sans emploi est particulièrement prononcé lorsque les enfants sont jeunes.

Chia (2008) de même que Cawley et Liu (2012) se sont intéressés à ce sujet en faisant la distinction du moment où la mère retourne au travail. Leurs résultats confirment que les heures de travail de la mère, plus particulièrement lorsqu'elle retourne travailler pour la première fois, affectent le risque que son enfant se retrouve en situation de surpoids ou d'obésité. Dans une faible mesure, l'effet des heures de travail de la mère lorsque l'enfant est un peu plus vieux affecte aussi les problèmes de poids de l'enfant (Anderson, Butcher et Levine, 2003; Ruhm, 2008). Cette affirmation n'a toutefois pas été prouvée relativement aux heures de travail des pères (Hawkins, Cole et Law, 2008). Dans une autre optique, Morrissey, Kalil et Dunifon (2011) ont découvert une relation positive entre l'horaire atypique d'une mère et l'IMC de son enfant. On retrouve dans la

3. Santé Canada, Indice de masse corporelle autodéclaré, embonpoint ou obésité, adulte et jeune, selon le groupe d'âge et le sexe (Pourcentage), 2008-2013.

littérature un effet revenu similaire à celui mentionné plus haut auprès des jeunes. Les enfants avec des parents qui gagnent un faible revenu sont moins sensibles au travail de leurs parents (Hawkins, Cole et Law, 2008; Anderson, Butcher et Levine, 2003). Selon Anderson, Butcher et Levine (2003), cette sensibilité au travail de la mère serait plus forte auprès des enfants dont la mère est bien éduquée.

Un point commun des recherches qui portent sur ce sujet est qu'elles essaient de comprendre les mécanismes qui relient le travail de la mère et le poids de l'enfant. Plusieurs chercheurs explorent l'effet d'une écoute intensive de télévision de même que l'activité physique de l'enfant. Bien que ces variables semblent avoir un effet sur le poids, elles ne sont pas les grandes coupables de l'obésité chez nos enfants (Chia, 2008; Morrissey, Kalil et Dunifon, 2011). En fait, il ne semble pas y avoir de réponse précise relativement aux mécanismes derrière l'obésité des jeunes qui semble avoir été acceptée par la communauté scientifique. Plusieurs développements restent à faire pour éclairer ces zones inconnues ou confuses. Par exemple, Chia (2008), Morrissey, Kalil et Dunifon (2011) de même qu'Anderson, Butcher et Levine (2003) obtiennent des conclusions divergentes quant au moment où l'enfant est plus sensible au travail de sa mère. D'une part, l'emploi de cette dernière serait d'autant plus dommageable lorsque l'enfant est plus jeune (Chia, 2008). D'autre part, l'effet serait plus fort auprès des enfants les plus âgés (Morrissey, Kalil et Dunifon, 2011; Anderson, Butcher et Levine, 2003).

En plus de ces constats, Chia (2008), Anderson, Butcher et Levine (2003), Hawkins, Cole et Law (2008) ainsi que Morrissey, Kalil et Dunifon (2011) ont remarqué d'autres facteurs qui ont une incidence sur la probabilité que l'enfant ait un surpoids ou soit obèse. De ce fait, on note qu'un poids élevé à la naissance, être noir, ne pas avoir été allaité, regarder la télévision ou jouer à des jeux vidéo plus de trois heures par jour augmente significativement la probabilité que l'enfant souffre de surpoids ou d'obésité. Également, une perception mauvaise de la santé de la mère ou une mère avec des problèmes de poids augmente les chances que l'enfant ait de l'embonpoint. Inversement à ces résultats, le revenu du ménage, être le premier enfant de la famille et la participation hebdomadaire

à des activités physiques diminuent la vraisemblance que l'enfant soit corpulent (Chia, 2008). L'éducation de la mère a un impact considérable sur les probabilités que l'enfant souffre de surpoids ou d'obésité (Chia, 2008; Anderson, Butcher et Levine, 2003). Le nombre d'enfants dans le ménage a quant à lui un effet négatif sur l'IMC de l'enfant (Morrissey, Kalil et Dunifon, 2011). Une autre raison expliquant l'impact de l'emploi de la mère pourrait être que les heures de travail de la mère au retour de son emploi augmentent la probabilité que l'enfant écoute la télévision plus d'heures par jour et diminue celle dont l'enfant fasse du sport sur une base hebdomadaire.

CHAPITRE II

LES DONNÉES

Les données utilisées proviennent de l'ELNEJ qui a été produite par Statistique Canada et parrainée par Ressources Humaines et Développement des Compétences Canada (RHDC). Cette enquête a la particularité d'apporter de l'information à la fois sur l'enfant et sur le parent. Son principal objectif était de suivre le développement et le bien-être des enfants du Canada, de l'enfance jusqu'à l'âge adulte¹. Les principaux sujets couverts sont le développement et le comportement de l'enfant, l'éducation, la formation et l'apprentissage, les enfants et jeunes, ainsi que la santé et le bien-être des jeunes. Il est à noter que les sujets abordés varient en fonction de l'âge de l'individu interviewé. Plusieurs échantillons longitudinaux et transversaux forment l'enquête et tous les échantillons ont été préalablement sélectionnés dans les échantillons de l'enquête sur la population active (EPA).

L'enquête a été administrée avec des intervieweurs et par questionnaire à des jeunes ou des parents qui répondaient sur une base volontaire. Les intervieweurs avaient préalablement reçu une formation afin de livrer correctement l'entrevue. On retrouve dans le questionnaire de l'ELNEJ plusieurs composantes telles que la composante «Enfant», «Jeune» et «Adulte». Pour la composante «Enfant», elle vise des enfants de 0 à 17 ans qui ont été sélectionnés et qui ne vivent pas de manière autonome. Dans ce cas-ci, il revient à la personne la mieux renseignée (PMR) de répondre à cette section. Cette personne se révèle

1. Statistique Canada, Enquête longitudinale nationale sur les jeunes et les enfants (ELNEJ).

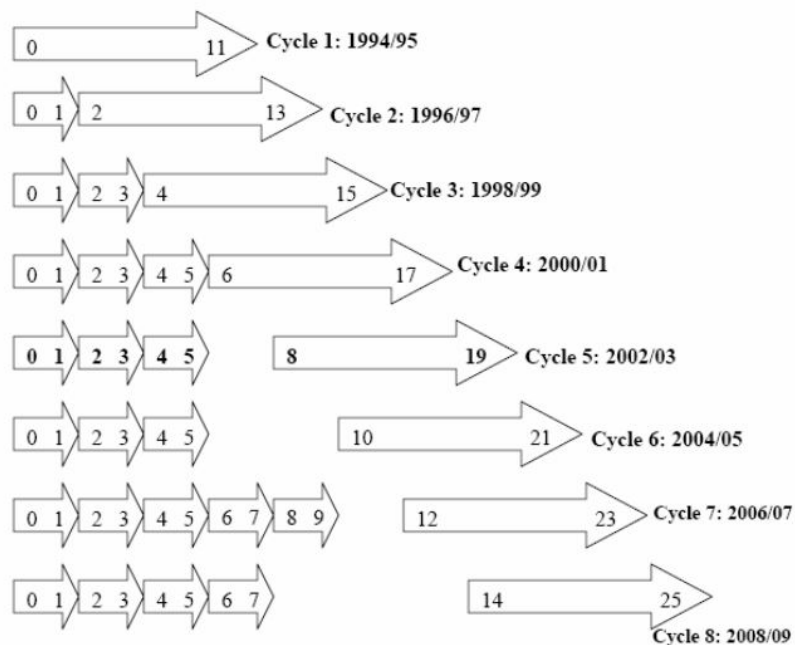


Figure 2.1 Plan de l'Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes

la majorité du temps être la mère de l'enfant. La composante «Jeune» est réservée aux jeunes de 16 ans et plus qui sont sélectionnés et c'est eux-mêmes qui répondent au questionnaire. Pour finir, la composante «Adulte» est remplie par la PMR des enfants de 0-17 ans et elle n'est remplie qu'une seule fois par ménage à chaque cycle.

Cette enquête a été menée pour la première fois en 1994 et elle a été faite sur des enfants de 0 à 11 ans provenant de la population civile des dix provinces canadiennes. Comme on peut le voir dans la figure 2.1, l'enquête compte huit cycles dont le dernier a été fait en 2008-2009. L'ELNEJ contient une cohorte initiale qui a été suivie tous les deux ans et plusieurs cohortes du développement de la petite enfance (DPE). Les huit longues flèches de la figure 2.1 représentent les jeunes de la cohorte initiale et les autres petites flèches font référence aux enfants de la cohorte du DPE. Au début de l'enquête, la cohorte initiale contenait des jeunes de 0 à 11 ans et lors du dernier cycle

ils étaient désormais âgés de 14 à 25 ans². À partir du second cycle, grâce à l'initiative de RHDCC, des cohortes sur le DPE de 0 à 1 an ont été mises en place pour ajouter de la représentativité transversale. Ces enfants ont soit été sélectionnés car ils avaient un frère ou une soeur qui était déjà dans la cohorte initiale ou ils ont été tirés à partir de l'échantillon de l'EPA.

2.1 La cohorte initiale

Cohorte initiale

Cycle	1	2	3	4	5	6	7	8
Échantillon	22 831	16 903	16 718	15 632	15 163	13 657	13 709	15 056
Taux de réponse (%)	86,5	91,5	89,2	84,5	81,3	82,4	80,5	68,0
TRLC (%) ³	86,5	79,1	76,0	67,8	63,1	57,6	56,6	52,7

Le tableau ci-haut fait état de l'évolution de l'échantillon et du taux de réponse de la cohorte longitudinale à travers les années. L'écart de l'échantillon entre le cycle 1 et le cycle 2 est dû à une coupure de budget qui a mené à un échantillon plus restreint ainsi qu'à une diminution du nombre maximal d'enfants par famille qui est passé de 4 à 2. De plus, au fil des cycles, certains enfants ont été retirés de la cohorte initiale, car ils étaient hors du champ de l'enquête sur le plan transversal, c'est-à-dire qu'ils étaient décédés, à l'extérieur du pays, installés dans une réserve indienne ou qu'ils n'ont pas répondu à assez de cycles. Lors des cycles 7 et 8, une consigne a été ajoutée qui stipule que les antécédents de non-réponse de la PMR étaient ignorés pour les jeunes âgés de 18 ans et plus provenant des cycles précédents. Donc les jeunes de 18 ans et plus qui n'avaient pas répondu à plusieurs cycles ont été reconsidérés dans l'échantillon initial,

2. L'âge effectif a été établi au 31 décembre.

3. Taux de réponse longitudinal cumulatif.

ce qui explique la hausse de la population de la cohorte pour ces cycles (Statistique Canada, 2008-2009).

Dans le cadre de ce projet de recherche, nous utiliserons la cohorte initiale. Le choix de cette cohorte a l'avantage de permettre d'avoir accès à huit panels par individu alors que la cohorte de DPE n'a que trois ou quatre panels disponibles par individu. Cependant, ce choix implique l'inconvénient que certaines variables, disponibles pour la cohorte DPE, ne le sont pas dans la cohorte initiale. C'est notamment le cas pour la variable du test de l'image de Peabody (PPVT) qui a été utilisé à de multiples reprises dans les recherches antérieures. Un autre obstacle qui survient pour cette cohorte qui au départ a entre 0 et 11 ans, est qu'il n'a pas un historique complet des heures de travail de la mère depuis la naissance de chaque enfant. Donc le moment du retour au travail de la mère relatif à la naissance de l'enfant ne peut pas être considéré pour les femmes qui travaillent. De plus, il n'est pas possible de connaître le niveau de capacités cognitives de la mère. L'éducation de la mère vient capter une partie de cette mesure, mais il aurait été intéressant d'avoir une variable directement liée aux fonctions cognitives de la mère. Pour cette analyse, nous utilisons uniquement les individus qui sont présents à tous les cycles et qui ont répondu au minimum deux fois à chaque évaluation, ce qui réduit l'échantillon à 7402 individus. Pour assurer la représentativité de la population canadienne dans cet échantillon, l'utilisation des poids entonnoirs de Statistique Canada est retenue dans les régressions et les statistiques descriptives.

2.2 Variables

2.2.1 Indicateurs de développement

Tel que conseillé par Conti et Heckman, plusieurs dimensions du développement de l'enfant sont évaluées (Conti et Heckman, 2010). En premier lieu, plusieurs indicateurs relatifs au profil comportemental de l'enfant sont utilisés comme variables dépendantes. D'abord, des scores qui évaluent le niveau d'hyperactivité et d'inattention, la présence

de comportements prosociaux⁴ ainsi que les troubles de conduite et d'agression physique sont employés pour cerner les problèmes comportementaux de ce dernier. Ensuite, afin de mieux comprendre comment l'enfant s'entend avec ses pairs, un score sur les relations d'amitié de l'enfant sert d'indicateur. Pour finir, l'analyse inclut également un score sur la nurturance parentale et l'estime de soi. Le premier score permet de comprendre la relation du jeune avec ses parents et le second apporte de l'information sur la perception que le jeune a de lui-même.

En second lieu, l'analyse utilisera de l'information sur les fonctions cognitives du jeune. Pour ce faire, les résultats d'un test de mathématiques que l'enfant aura passé entre la 2^e et la 10^e année servira de variable dépendante. Il aurait été désirable d'avoir plus de variables pour mieux saisir les capacités cognitives de l'enfant, mais l'ELNEJ ne contient pas d'autres variables de ce genre qui couvre les huit cycles. Ceci explique pourquoi l'étude se limitera à cette variable pour le profil cognitif de l'enfant. En dernier lieu, étant donné les développements récents de la littérature sur les problèmes de poids de nos jeunes, deux variables indicatrices de la présence d'obésité ou de surpoids sont aussi prises comme indicateurs.

Les scores relatifs à l'hyperactivité et aux problèmes d'inattention, aux comportements prosociaux ainsi qu'aux troubles de conduite et d'agression physique ont été bâtis à partir de questions provenant de l'Étude sur la santé des enfants de l'Ontario et de l'Enquête longitudinale de Montréal. Les jeunes de 10 à 15 ans répondaient eux-mêmes aux questions et celles-ci visaient à voir comment le répondant perçoit son comportement général. Au niveau de l'interprétation de ces scores, un résultat faible lors de l'évaluation du niveau d'hyperactivité et d'inattention de même que pour un trouble de conduite et d'agression physique indique que le jeune a un problème relatif à ces dimensions. Dans le cas du comportement prosocial, une faible note indique un manque à la présence de comportements prosociaux.

4. Le terme comportement prosocial signifie des actions positives qui profitent à d'autres, poussées par l'empathie, les valeurs morales, et un sens de la responsabilité personnelle plutôt que d'un désir de gain personnel (Kidron et Fleischman, 2006).

Le score sur l'image de soi a été obtenu via un questionnaire que les jeunes de 10 à 17 ans ont eux-mêmes rempli. Quatre questions, tirées de l'échelle générale d'auto-évaluation du questionnaire d'auto-description de Marsh, ont permis de construire le score relatif à l'estime de soi. Un résultat faible indique une absence d'estime de soi. Ensuite, le score sur les relations d'amitié du jeune a été formulé à partir de quatre questions de la sous-échelle *Peer Relations* du questionnaire d'auto-description de Marsh. Les adolescents de 10 à 17 ans répondaient aux questions qui avaient pour but de déterminer dans quelle mesure l'enfant pensait qu'il s'entendait bien avec ses pairs. Un faible niveau de score indique que le répondant n'a pas beaucoup d'amis et qu'il n'entretient pas de bonnes relations avec les autres enfants. Pour finir, le score de nurturance parentale a été fait à partir de 5 questions de la *Western Australia Child Health Survey*. Les questions qui ont permis de générer ce score étaient posées aux jeunes de 10 à 15 ans. Cette échelle mesure les soins apportés par les parents et une faible note quant à ce score démontre une faible qualité de l'éducation des parents.

Dans le calcul des scores de l'estime de soi et des relations d'amitié, aucune imputation n'a été faite pour les valeurs manquantes. Par contre, pour quelques questions sur la nurturance parentale, l'hyperactivité et l'inattention, le comportement prosocial de même que les troubles de conduite et d'agression physique, les valeurs ont été imputées par la méthode SAS PRINQUAL. Lorsque des valeurs étaient manquantes, le score final était lui aussi manquant si aucune imputation n'était faite. Toutefois, dans le cas avec imputation, le score final était manquant si trop de valeurs manquaient ou si la personne a refusé de répondre. Pour calculer le score final, 1 a été soustrait de la valeur de chaque question, de manière à ce que la note la plus faible soit 0. Le score final a été obtenu en faisant la somme de toutes les questions dont les valeurs n'étaient pas manquantes (Statistique Canada, 1994-1995). Initialement, la valeur maximale de chacun des scores différait, mais pour les fins de ce mémoire, tous les scores ont été ramenés à une valeur maximale de 20, à l'exception du score de mathématiques qui a été ramené sur 100.

Pour finir, un test de mathématiques a été fait par les enfants de l'ELNEJ à partir de la deuxième année. Ce test, administré par l'enseignant, découle de l'Épreuve d'opérations mathématiques des tests *Canadian Achievement* normalisés, deuxième édition. Il contient dix questions pour les élèves de 2^e et 3^e année et quinze questions pour les élèves de niveaux supérieurs. Les résultats possibles au test varient en fonction de l'année scolaire de l'enfant : plus celui-ci est rendu à un niveau avancé, plus les notes sont élevées. Ainsi, au cycle 1, les enfants de 2^e et 3^e pouvaient obtenir une note entre 200 et 400, ceux 4^e et 5^e avaient la possibilité d'avoir entre 264 et 550 alors que ceux de 6^e et 7^e avaient un potentiel d'atteindre un résultat entre 314 et 624. Afin de pouvoir d'assurer une comparabilité des résultats peu importe l'âge de l'enfant, la variable du score de mathématique a été ramenée sur 100 à tous les cycles. Cette évaluation vise à mesurer les compétences de base telles que les additions, les soustractions, les multiplications et les divisions de nombres entiers. Étant donné que certains problèmes sont survenus aux cycles 1 à 3 pour ce test, seulement les cycles 4 à 8 sont utilisés dans cette analyse⁵.

L'ELNEJ contient de l'information sur le poids et la taille des jeunes évalués, ce qui permet de calculer l'indice de masse corporelle (IMC) de ce dernier. Pour ceux ayant 18 ans ou plus, le calcul de leur IMC s'effectue avec une simple formule. Toutefois, pour les jeunes de moins de 18 ans, on calcule d'abord les scores z relatifs à l'IMC de l'enfant selon les standards de références américaines. Ainsi, il est possible de savoir si le jeune a un surplus de poids en comparant son IMC avec celui de jeunes de même sexe et de même âge. La détermination d'un problème d'obésité ou de surpoids se fait au point de coupure développé par Cole et al, (2000)⁶. La classification de surpoids inclut les jeunes qui sont obèses dans le sens où les jeunes qui sont classés obèses sont aussi classés

5. Au cycle 1, plusieurs élèves en 3^e et 5^e ont obtenus une note parfaite, ce qui permet mal de bien distinguer les compétences en mathématiques des enfants. Aussi, le taux de réponse pour les cycles 1 à 3 sont plutôt faibles, près de la moitié des enfants n'avaient pas fait ce test.

6. Le point de coupure d'IMC développé par Cole et al. ont été adopté par *The International Obesity TaskForce* et est basé sur les données de six pays. Ce point de coupure représente le niveau adulte de $25\text{kg}/\text{m}^2$ pour un problème de surpoids et de $30\text{kg}/\text{m}^2$ pour un problème d'obésité. Il est spécifique à des enfants de même sexe et de même âge. Les points de coupure sont au 85^e percentile pour les enfants en surpoids et au 95^e percentile pour les enfants obèses.

comme étant en surpoids. La taille et le poids de l'enfant sont divulgués par la PMR si l'enfant a moins de 12 ans et par l'enfant si celui-ci est âgé de 12 ans ou plus. L'IMC de certains enfants s'avère être extrêmement élevé (>40). Il n'est pas clair s'il s'agit de données aberrantes ou s'il s'agit d'enfants très obèses. Afin d'éviter un risque potentiel de mauvaise spécification, les observations avec un IMC anormalement élevé (>40) ont été retirées de l'analyse.

2.2.2 Les heures de travail

La principale variable employée pour représenter le travail de la mère est les heures moyennes de travail par semaine pendant les douze derniers mois. L'une des contraintes de cette enquête est que la variable est continue seulement pour le premier cycle. Pour les cycles subséquents, elle est divisée en sept catégories (0 heure, Moins de 10 heures, Entre 11 et 20 heures, etc.). Ceci est une contrainte de l'ELNEJ qui contient uniquement cette variable sous cette forme. Bien qu'il soit possible de différencier les parents qui travaillent plus et ceux qui travaillent moins, Harvey (1999) souligne des problèmes relativement à ce que des parents ayant des horaires de travail similaires peuvent se retrouver dans deux catégories différentes. Néanmoins il devient plus facile de détecter des effets non-linéaires puisqu'il est possible pour le coefficient de varier en fonction de la tranche d'heures de travail de la mère.

Il aurait été désirable pour ce mémoire de combiner les heures de travail avec les semaines de travail de la mère. Toutefois, en faisant la moyenne de chaque catégorie, il s'accumule des erreurs de mesure et les résultats finaux sont plus ou moins fiables. Pour cette étude, cette variable a été décomposée en quatre variables dichotomiques (Inactives, Entre 1 et 19 heures, Entre 20 et 39 heures et 40 heures et plus). Les heures de travail des hommes sont également utilisées pour certaines régressions afin de tester la robustesse des coefficients des heures de travail des femmes.

2.2.3 Les variables de contrôle

Le modèle utilisé dans ce mémoire est tiré d'un article que Ruhm a publié en 2008. Dans ce travail, il avait regroupé ses variables contrôles en plusieurs groupes de variables. Pour conserver des résultats comparables à ceux de Ruhm, les variables de contrôle seront construites selon le même principe que ce dernier avait employé. Ainsi, pour commencer, on retrouve le vecteur des variables «de base» qui sont fréquemment utilisées dans les recherches similaires. On y retrouve l'âge de l'enfant en mois, l'âge au carré en mois divisé par 1000, l'éducation de la mère et l'âge de la mère biologique à la naissance de l'enfant. Ce bloc contient aussi des variables dichotomiques telles que le sexe de l'enfant, si l'enfant vit dans une grande ville (500 000 habitants ou plus) et dans un milieu rural.

Le deuxième vecteur que Ruhm a introduit concerne les caractéristiques «supplémentaires». Sous formes dichotomiques, ce bloc englobe les variables sur la présence d'un conjoint, la présence de frères et soeurs plus jeunes et plus vieux, la femme est mariée, divorcée. Un troisième et dernier groupe de variables concernant les caractéristiques d'emploi de l'homme a été intégré dans l'analyse. Ce groupe sur les heures de travail hebdomadaires de l'homme contient les mêmes variables dichotomiques que celles de la mère (i.e Inactifs, Entre 1 et 19 heures, Entre 20 et 39 heures et 40 heures et plus).

Une description détaillée de toutes les variables est disponible dans l'annexe A.1. Il est à noter que l'étude de Ruhm n'utilisait pas exactement les mêmes variables étant donné les différences entre le NLSY et l'ELNEJ. D'autant plus qu'il faut se méfier que les différentes réalités entre le Canada et les États-Unis invalident certaines variables, augmentant l'écart-type et les chances qu'une erreur de type 2 survienne (Harvey, 1999).

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

3.1 Approche économétrique

Les modèles présentés ci-dessous sont tous compatibles avec des données de panel. La méthodologie qui suit se basera sur l'hypothèse que les bases de données utilisées sont équilibrées. Ceci implique que si un enfant ne répond pas à l'enquête pendant un an, celui-ci est retiré de la base de données utilisée. Cependant, pour les enfants restants, il leur sera accordé des poids entonnoirs qui permettent l'inférence des résultats obtenus à la population canadienne. Les paragraphes qui suivent porteront dans un premier temps sur le modèle linéaire classique. Ce modèle n'est pas utilisé dans cette étude, mais la description de celui-ci viendra justifier le choix pour les modèles longitudinaux. Ensuite, les modèles linéaires longitudinaux seront introduits, ceux-ci seront utilisés avec les scores de comportements et de mathématique. Finalement, les modèles longitudinaux binaires seront présentés étant donné qu'ils sont nécessaires pour les variables indicatrices de problèmes de surpoids ou d'obésité.

3.2 Modèle linéaire classique

La première méthode envisagée est celle des moindres carrés ordinaires (MCO) avec données groupées (*c.-à-d. pooled OLS*) à cause de sa simplicité et de son usage répandu. Son nom provient du fait que les données sont «empilées» sur les i et les t en une longue régression et ensuite estimé par un MCO. Avec cette approche, l'équation à

estimer prend la forme suivante :

$$C_{it} = \alpha + \mathbf{H}'_{it}\beta + V'_{it}\theta + u_{it} \quad (3.1)$$

où C_{it} représente un scalaire des indicateurs de développement de l'enfant, H_{it} indique un vecteur des heures travaillées par la mère, V_{it} est un vecteur de variables explicatives de contrôle (âge de la mère à la naissance, éducation de la mère, nombre de frères et soeurs, etc.) et u_{it} est un scalaire du terme d'erreur. Les lettres en indice i et t sur les paramètres de l'équation représentent l'individu i au temps t . L'estimateur par le modèle linéaire classique peut être utilisée dans le cas où le modèle est spécifié correctement, que l'on ne note pas la présence d'effets fixes et que les deux hypothèses suivantes sont respectées. La première étant que :

$$E(u_{it}|\mathbf{H}_{it}, V_{it}) = 0 \quad (\text{Exogénéité contemporaine}) \quad (1)$$

Cette condition a lieu étant donné que l'estimation par MCO groupé néglige l'hétérogénéité à travers les individus et considère qu'ils ont tous les mêmes coefficients, y compris l'ordonnée à l'origine. De ce fait, si l'hypothèse est erronée, les effets fixes de chaque individu se retrouveront dans le terme d'erreur u_{it} et la régression par MCO groupé produira des estimations non convergents et biaisés (Hyunchul, 2012). Bien que nécessaire, cette hypothèse est forte et difficile à respecter. Un autre inconvénient de la méthode par MCO groupé est qu'elle ne fait pas la distinction des observations dans le temps. Toutes les observations sont traitées comme contenant de l'information indépendante alors que la quantité d'information qu'elles contiennent est inférieure à cause de l'autocorrélation. Ceci mène à une surestimation de la précision de l'estimateur (Cameron et Trivedi, 2005). La seconde hypothèse de la régression par MCO groupé est celle-ci :

$$E(u_{i,t}u_{j,t-x}) = 0 \quad (\text{Homoscédasticité}) \quad (2)$$

Encore une fois, cette condition est difficile à honorer puisqu'en général, les observations pour un même individu sont autocorrélées, ce qui fait que la matrice de variance basée

sur des erreurs *iid* n'est plus appropriée. Pour pallier à ce problème, il faut corriger les écarts-types afin qu'ils soient robustes à toute forme d'autocorrélation au niveau individuel dans le terme d'erreur. L'option «cluster» dans Stata permet d'ajuster l'écart-type. Bref, bien qu'elle soit simple, la méthode par MCO groupé représente trop d'inconvénients pour être utilisée dans ce travail. Néanmoins, sa présentation permet de mieux comprendre pourquoi les modèles suivants seront utilisés.

3.3 Modèles linéaires longitudinaux

L'une des caractéristiques de l'ELNEJ est qu'elle contient des données longitudinales, ce qui permet d'insérer α_i , un paramètre qui contrôle l'hétérogénéité des individus. Ce paramètre varie d'un individu à l'autre, mais il demeure constant au fil des périodes. Quelques modèles tiennent compte de cette hétérogénéité, nous allons commencer par introduire celui à effets aléatoires.

3.3.1 Effets aléatoires

Ce qui est intéressant avec l'estimateur à effets aléatoires est qu'il utilise tant la variation *between* que *within* dans les données. Deux conditions doivent être remplies avec l'estimateur de ce modèle, soit :

$$E(u_{it} | \mathbf{H}_{it}, V_{it}, \alpha_i) = 0, \quad t = 1, \dots, T \quad (\text{Exogénéité stricte des variables explicatives})$$

$$E(\alpha_i | \mathbf{H}_{it}, V_{it}) = 0 \quad (\text{Indépendance entre l'effet fixe et les variables explicatives})$$

La première exigence implique que le terme d'erreur a une moyenne de 0 conditionnelle aux valeurs passées, présentes et futures des variables indépendantes et de l'effet individuel¹. La seconde relate que l'effet individuel inobservé α_i est distribué indépendamment des valeurs passées, présentes et futures de \mathbf{H}_{it} et V_{it} . Cette contrainte sera parti-

1. Avec l'exogénéité stricte, il est possible d'ajouter les conditions $E[\epsilon_{it} u_j | X_{it}, V_{it}] = 0$, $E[\epsilon_{it} \epsilon_{js} | X_{it}, V_{it}] = 0$ et $E[u_i u_j | X_{it}, V_{it}] = 0$.

culièrement difficile à respecter dans ce mémoire. Il est fort probable que les caractéristiques du jeune soient corrélées avec son talent ou ses préférences, ce qui violerait la seconde exigence. Il est à noter que si les variables omises sont non corrélées avec les variables incluses, alors elles peuvent se retrouver dans le terme d'erreur et biaiser les estimations (Greene, 2012).

Ce modèle inclut généralement les hypothèses suivantes :

$$\alpha_i \sim [\alpha, \sigma_\alpha^2] \quad u_{it} \sim [0, \sigma_u^2] \quad (3.2)$$

Ce qui fait que le terme d'erreur et l'effet aléatoire sont tous deux indépendants et distribués identiquement (i.e. *iid*). L'équation qui découle de ce modèle est la suivante :

$$C_{it} = \alpha_i + \mathbf{H}'_{it}\beta + V'_{it}\theta + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

où α_i est un scalaire de variables individuelles aléatoires, mais stables dans le temps. Ce paramètre inclut la constante et il exprime l'hétérogénéité inobservée des individus telle que les caractéristiques propres à la famille, les préférences ou le talent. Il contient aussi l'hétérogénéité observée comme le sexe. Le scalaire V_{it} contient des variables de contrôle qui peuvent varier dans le temps (éducation des parents, structure familiale, location, présence de frères et soeur, etc.). Ce modèle obtient une pente pareille pour tous les individus, mais l'ordonnée à l'origine diffère d'un individu à l'autre.

Afin d'obtenir l'estimateur à effets aléatoires, il faut reprendre l'équation 3.1 avec les hypothèses en 3.2. Pour effectuer la régression, l'estimateur MCO est convergent puisque $E[x_{it}(\epsilon_{it} + \alpha_{it})] = 0$, mais l'estimateur *feasible generalized least square* (FGLS) sera plus efficient étant donné qu'il exploitera la corrélation de $\epsilon_{it} + \alpha_{it}$ à travers les observations d'un individu. L'estimateur à effets aléatoires peut être calculé à partir d'une estimation de MCO de ce modèle transformé pour avoir des erreurs homoscedatiques non corrélées.

$$C_{it} - \hat{\lambda}\bar{C}_i = (1 - \hat{\lambda})\mu + (\mathbf{H}_{it} - \bar{\mathbf{H}}_{it})'\beta + (V_{it} - \bar{V}_{it})'\theta + u_{it} \quad (3.4)$$

où $u_{it} = (1 - \hat{\lambda})\alpha_i + (\varepsilon_{it} - \hat{\lambda}\bar{\varepsilon}_{it})$ est asymptotiquement *iid* et $\hat{\lambda}$ est convergent pour $\lambda = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon}{\sqrt{\sigma_\varepsilon^2 + T\sigma_\alpha^2}}$

Un détail important à comprendre avec cette méthodologie est que si le modèle à effets fixes est satisfaisant pour l'équation estimée, alors l'estimateur à effets aléatoires n'est plus convenable. En fait, la corrélation entre \mathbf{H}_{it} , \mathbf{V}_{it} et α_i associée au modèle à effets fixes implique une corrélation entre les régresseurs et l'erreur u_{it} et donc on obtient des estimés biaisés dans le modèle à effets aléatoires. De plus, lorsqu'on s'attarde à cet estimateur, on remarque que celui-ci se retrouve à être un continuum entre l'estimateur du MCO groupé et l'estimateur *within*. Lorsque λ tend vers 0, l'estimateur FGLS se rapproche de l'estimateur MCO groupé et lorsqu'il tend vers 1, on obtient alors l'estimateur *within*. Plus particulièrement, cet estimateur approche de l'estimateur *within* lorsque T et σ_α^2 grandissent comparativement à σ_ε^2 .

3.3.2 Effets fixes

Le modèle à effets fixes a l'avantage de permettre une corrélation entre les variables indépendantes \mathbf{V}_{it} , \mathbf{H}_{it} et l'effet fixe de l'individu α_i . Dans notre cas, ceci signifie par exemple qu'il est possible que le talent ou les préférences de l'enfant soient corrélés avec ses caractéristiques individuelles ou les heures travaillées par sa mère, ce qui est un scénario plausible pour cette étude. Il existe plusieurs estimateurs à effets fixes (*within*, MCO avec effets fixes (OLSD) ou l'estimateur en première différence). Dans le cas présent, l'estimateur *within* sera celui privilégié dans l'analyse.

Comme nous le verrons dans les paragraphes qui suivent, puisque α_i est constant dans le temps et que l'estimateur *within* consiste en une déviation par rapport à la moyenne, α_i disparaît et c'est pourquoi il peut être corrélé avec \mathbf{H}_{it} ou \mathbf{V}_{it} tout en demeurant un estimateur convergent. Il est par contre impossible d'insérer une constante ou une

variable qui ne varie pas dans le temps dans le vecteur \mathbf{H}_{it} ou \mathbf{V}_{it} . Cet estimateur a toutefois l'attrait d'avoir moins de paramètres à estimer (Greene, 2012).

Pour expliquer l'estimateur à effets fixes *within*, il faut d'abord connaître l'estimateur *between*, même s'il est rarement utilisé étant donné que l'estimateur MCO groupé et l'estimateur à effets aléatoires sont plus efficaces (Cameron et Trivedi, 2010). Celui-ci estime la variation entre les individus en faisant la régression de \bar{C}_i sur $\bar{\mathbf{H}}_i$ et l'intercepte, tel que :

$$\bar{C}_i = \alpha + \bar{\mathbf{H}}_i\beta + \bar{V}_i'\theta + (\alpha_i - \alpha + \bar{\varepsilon}_i), \quad i = 1, \dots, N, \quad (3.5)$$

$$\text{où } \bar{C}_i = T^{-1} \sum_t C_{it}, \quad \bar{\varepsilon}_i = T^{-1} \sum_t \varepsilon_{it}, \quad \bar{V}_i = T^{-1} \sum_t V_{it}, \quad \text{et } \bar{\mathbf{H}}_i = T^{-1} \sum_t \mathbf{H}_{it}$$

Puisqu'il utilise seulement des moyennes, cet estimateur est analogue à la régression transversale avec une seule période (Cameron et Trivedi, 2005). Maintenant que l'estimateur *between* a été introduit, nous pouvons maintenant passer à l'estimateur *within*. Cet estimateur utilise tant les caractéristiques transversales que longitudinales des données de panel. En recommençant avec l'équation 3.1 et en y soustrayant l'équation 3.5, nous obtenons cet estimateur à effets fixes :

$$C_{it} - \bar{C}_i = (\mathbf{H}_{it} - \bar{\mathbf{H}}_i)'\beta + (V_{it} - \bar{V}_i)\theta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i), \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (3.6)$$

où le terme α_i s'annule.

La régression de cet estimateur s'effectue par MCO et elle donne des estimations convergentes avec le modèle à effets fixes, contrairement au modèle du MCO groupé et au modèle à effets aléatoires. De plus, elle a l'avantage de permettre l'utilisation des données de panel pour établir une causalité sous des hypothèses plus faibles que celles nécessaires pour établir une causalité avec des données transversales ou avec des modèles de données

de panel comme le MCO groupé ou le modèle à effets aléatoires.

Par contre, l'une des limitations majeures de cet estimateur est qu'il ne permet pas d'avoir le coefficient des variables indépendantes qui sont stables dans le temps étant donné que si $(\mathbf{H}_{it} = \mathbf{H}_i)$ alors $(\bar{\mathbf{H}}_i = \mathbf{H}_i)$ et donc $(\mathbf{H}_i - \bar{\mathbf{H}}_i = 0)$ (Cameron et Trivedi, 2005). Ceci vient éliminer plusieurs variables pertinentes à l'étude telles que le sexe ou l'âge de la mère biologique à la naissance. De plus, les coefficients de variables qui changent dans le temps peuvent être très imprécis si une grosse partie de la variation d'une variable est transversale plutôt que longitudinale. Une variable telle que l'éducation est sujette à ce genre de problème étant donné qu'elle risque de peu varier auprès d'un même individu. Également, le modèle évalue l'impact du changement d'heures de travail sur l'enfant, mais il se peut que d'autres événements se produisent en même temps et viennent perturber l'enfant (déménagement, décès d'un proche, etc) (Morrissey, Kalil et Dunifon, 2011).

3.4 Modèles binaires

Pour les variables indicatrices d'obésité ou de surpoids, des modèles binaires longitudinaux seront utilisés pour déterminer la probabilité que le jeune souffre d'obésité ou de surpoids. Cette transition de méthodologie est nécessaire étant donné que les variables dépendantes sont contraintes à évaluer 0 ou 1. Avec les modèles linéaires, il serait impossible d'utiliser ces variables dépendantes, à moins que le modèle soit saturé en variables dichotomiques. La manière simple de passer d'un modèle binaire avec données transversales à des données de panel avec des effets individuels est de spécifier que y_{it} prend la valeur 0 ou 1, avec

$$Pr[y_{it} = 1 | \mathbf{x}_{it}, \beta, \alpha_i] = \Lambda(\alpha_i + \mathbf{x}'_{it}\beta) \quad (3.7)$$

où $\Lambda()$ est une fonction de distribution cumulative logistique avec $\Lambda(z) = e^z / (1 + e^z)$. Considérant l'équation 3.7 et en assumant l'indépendance conditionnelle, la densité

conjointe pour la i ème observation $\mathbf{y}_i = (y_{i,1}, \dots, y_{i,T})$ est :

$$f(\mathbf{y}_i | \mathbf{X}_i, \alpha_i, \beta) = \prod_{t=1}^T F(\alpha_i + \mathbf{x}'_{it}\beta)^{y_{it}} (1 - F(\alpha_i + \mathbf{x}'_{it}\beta))^{1-y_{it}} \quad (3.8)$$

Pour les données binaires la probabilité conditionnelle est aussi la moyenne conditionnelle, ce qui donne :

$$E[y_{it} | \alpha_i, \mathbf{x}_{it}] = F(\alpha_i + \mathbf{x}'_{it}\beta) \quad (3.9)$$

Ceci est un modèle avec effets individuels qui ne se simplifie pas à des modèles à effets additifs ou multiplicatifs puisque les effets individuels et les variables x_i sont inséparables. De plus, des modèles à effets additifs ou multiplicatifs ne sont pas appropriés puisque la moyenne conditionnelle et la probabilité conditionnelle ne sont pas contraintes à être entre 0 et 1.

3.4.1 Effets aléatoires

La méthode utilisée pour faire la régression avec un modèle binaire est le maximum de vraisemblance. Dans notre cas, l'estimateur du maximum de vraisemblance à effets aléatoires fait l'hypothèse que les effets individuels sont normalement distribués avec $\alpha_i \sim N[0, \sigma_\alpha^2]$. Ce même estimateur de β et σ_α^2 maximise la log-vraisemblance :

$$\sum_{i=1}^N \ln f(\mathbf{y}_i | \mathbf{X}_i, \beta, \sigma_\alpha^2) \quad (3.10)$$

où

$$f(\mathbf{y}_i | \mathbf{X}_i, \sigma_\alpha^2, \beta) = \int f(\mathbf{y}_i | \mathbf{X}_i, \alpha_i, \beta) \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_\alpha^2}} \exp\left(\frac{-\alpha_i}{2\sigma_\alpha^2}\right) d\alpha_i \quad (3.11)$$

où $f(\mathbf{y}_i|\mathbf{X}_i, \alpha_i, \beta)$ est donné dans 3.8 avec $F = \Lambda$. Il n'existe pas de solution exacte pour l'intégrale de 3.11 et donc Stata utilise la méthode de quadrature Gauss-Hermite pour approximer la solution (Stata13).

3.4.2 Effets fixes

Tel qu'expliqué précédemment, dans le modèle linéaire à effets fixes, le terme α_i peut être corrélé avec les variables explicatives du modèle. Il existe une méthode avec le modèle binaire qui donne des estimés sans biais et qui élimine le paramètre α_i de l'estimation de l'équation. Cette méthode est l'estimateur de maximum de vraisemblance conditionnel où l'on écrit les probabilités y_{i1}, \dots, y_{iT} en conditionnant sur $\sum_{t=1}^T y_{it}$. Au final, après quelques dérivations algébriques, l'équation qui forme le modèle logit à effets fixes se simplifie à :

$$f(y_{it}|y_{i1}, y_{iT}, \sum_{t=2}^{T-1} y_{it}, \gamma) = \frac{\exp\left(\gamma \sum_{t=2}^{T-1} y_{it}y_{it-1}\right)}{\sum_{d \in C_i} \exp\left(\gamma \sum_{t=2}^{T-1} d_{it}d_{it-1}\right)} \quad (3.12)$$

où l'ensemble $C_i = \{d_i|y_{i1}, y_{iT}, \sum_t d_{it} = \sum_t y_{it}\}$ est l'ensemble de toutes les possibilités de 0 et 1 pour lequel la somme des T résultats binaires donne $\sum_t y_{it}$.

3.4.3 Effets marginaux

Les effets marginaux du modèle logit peuvent être obtenus à partir des coefficients étant donné que :

$$\frac{\partial p_i}{\partial x_{ij}} = p_i(1 - p_i)\beta_j \quad \text{où} \quad p_i = \Lambda(\alpha_i + x'_i\beta) \quad (3.13)$$

En évaluant $p_i = \bar{y}$, on obtient un estimé brut de l'effet marginal de $\bar{y}(1 - \bar{y})\hat{\beta}$

3.5 Test de Hausman

Afin de déterminer quel estimateur il est préférable de choisir en fonction des données, il existe un test statistique, le test Hausman, qui permet de guider notre choix. Celui-ci indiquera s'il est possible d'utiliser l'estimateur à effets aléatoires ou si les données nous suggèrent de retenir les résultats provenant de l'estimateur à effets fixes.

S'il n'y a pas présence d'effets fixes, β , qui est un vecteur contenant uniquement des coefficients de variables qui varient dans le temps, ne devrait pas différer en fonction de s'il est estimé avec un estimateur à effets aléatoires (β_{RE}) ou à effets fixes (β_{FE}). Un test de Hausman permet de vérifier statistiquement si la différence entre ces deux estimateurs est significative. L'hypothèse nulle de ce test est qu'il n'existe pas de corrélation entre le vecteur des caractéristiques individuelles et les variables indépendantes ou plus simplement qu'il n'y a pas d'effet fixes. Une valeur du test élevée indique alors qu'il y a présence d'effets fixes. Il est à noter que si on désire éliminer cet effet, il existe quelques options possibles. En effet, il peut être possible d'utiliser le modèle à effets aléatoires en ajoutant une variable omise qui est corrélée avec c_i ou en utilisant un modèle à variables instrumentales. Après ces tentatives, on refait le test de Hausman et il se peut que l'effet fixe ait disparu.

Pour calculer le test de Hausman, en tenant pour acquis que les hypothèses 3.2 s'appliquent, il faut utiliser cette statistique :

$$H = (\tilde{\beta}_{1,RE} - \hat{\beta}_{1,FE})' [\hat{V}[\hat{\beta}_{1,FE}] - \hat{V}[\tilde{\beta}_{1,RE}]]^{-1} (\tilde{\beta}_{1,RE} - \hat{\beta}_{1,FE}) \quad (3.14)$$

où β_1 incarne une sous composante de β correspondant aux coefficients des variables qui changent dans le temps puisque seulement cette composante peut être estimée avec l'estimateur à effets fixes (Cameron et Trivedi, 2005). Puisque la différence de deux vecteurs suivant une loi normale suit aussi une loi normale, on peut construire un test de χ^2 en considérant la forme quadratique. Si FGLS est efficient, alors $V[\hat{\beta}_{1,FE} - \tilde{\beta}_{1,RE}] =$

$V[\hat{\beta}_{1,FE}] - V[\tilde{\beta}_{1,RE}]$ (Michaud, 2014).

3.6 Le modèle

Le modèle utilisé dans ce mémoire a été inspiré par les travaux de Ruhm (2004) et il sera estimé en utilisant la cohorte initiale de l'ELNEJ. Dans une fonction de production d'un enfant, deux effets se confrontent dans la détermination de l'impact de l'emploi des parents. On retrouve l'effet positif relié à une hausse du revenu et l'effet négatif qui découle d'une plus grande période passée au travail. Comme on peut le voir dans l'équation 3.15 ci-dessous, l'équation du modèle ne prend pas en compte le revenu, ce qui permet de saisir l'effet global du travail.

$$C_{it} = \alpha + \mathbf{H}_{it}\beta_t + V_{it}\theta + c_i + \varepsilon_{it} \quad (3.15)$$

où c_i capture l'hétérogénéité qui est inobservée et fixe dans le temps de l'enfant i , par exemple l'âge de la mère à la naissance ou le sexe et V_{it} est un choc de production ou un déterminant exogène.

CHAPITRE IV

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

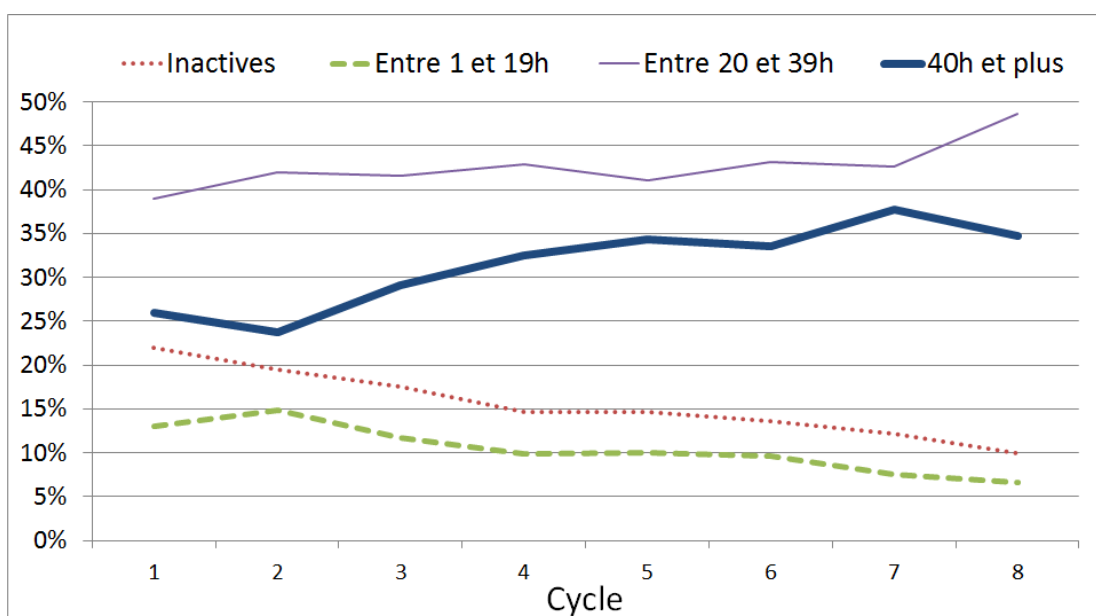
Le chapitre qui suit a pour but d'analyser les données utilisées dans ce mémoire. Tel que mentionné plus tôt, l'ELNEJ est une enquête longitudinale qui s'échelonne sur huit cycles, mais peu d'études analysant le travail de la mère ont utilisé plusieurs cycles. Ceci donne une opportunité unique de tracer l'évolution des variables utilisées afin de mieux comprendre comment elles illustrent les trajectoires des jeunes canadiens âgés de 9 à 17 ans¹. Ce genre d'analyse des données permet aussi de déceler des particularités propres à certains sous-groupes étudiés. Pour chacun des graphiques ou tableaux illustrés dans la prochaine section, les poids entonnoirs ont été utilisés pour assurer la représentativité de l'échantillon à la population canadienne.

La figure 4.1 montre la progression de la proportion des mères appartenant à chacune des catégories d'horaire de travail pour les adolescents de 9 à 17 ans. On remarque au premier coup d'oeil que les mères retournent dans une forte proportion sur le marché du travail. La plupart y retournent pour y travailler entre 20 heures et 39 heures par semaine ou pour faire 40 heures et plus. Ceci est similaire au constat de Ruhm (2008)

1. Il faut cependant noter que l'échantillon n'a pas toujours eu précisément entre 9 et 17 ans. Tel qu'expliqué dans le chapitre des données, l'ELNEJ a débuté avec une cohorte d'enfants âgés de 0 à 11 ans au premier cycle. Ceci signifie que pour le premier cycle, l'échantillon utilisé inclut des jeunes dont l'âge varie de 9 à 11 ans et pour le deuxième cycle, les jeunes ont entre 9 et 13 ans. À chaque cycle, les jeunes vieillissent de deux ans et donc ceci modifie le profil de l'échantillon étudié.

lorsqu'il utilisait l'enquête américaine NLSY. En fait, il a observé que plus l'enfant vieillit, plus les mères retournent sur le marché du travail à temps plein et du même coup, moins elles sont inactives. De plus, la figure 4.1 révèle que le nombre de mères qui font moins de 20 heures par semaine diminue dans le temps. Cela pourrait indiquer que certaines mères adoptent cet horaire de travail comme transition en vue d'un éventuel retour à temps complet sur le marché du travail.

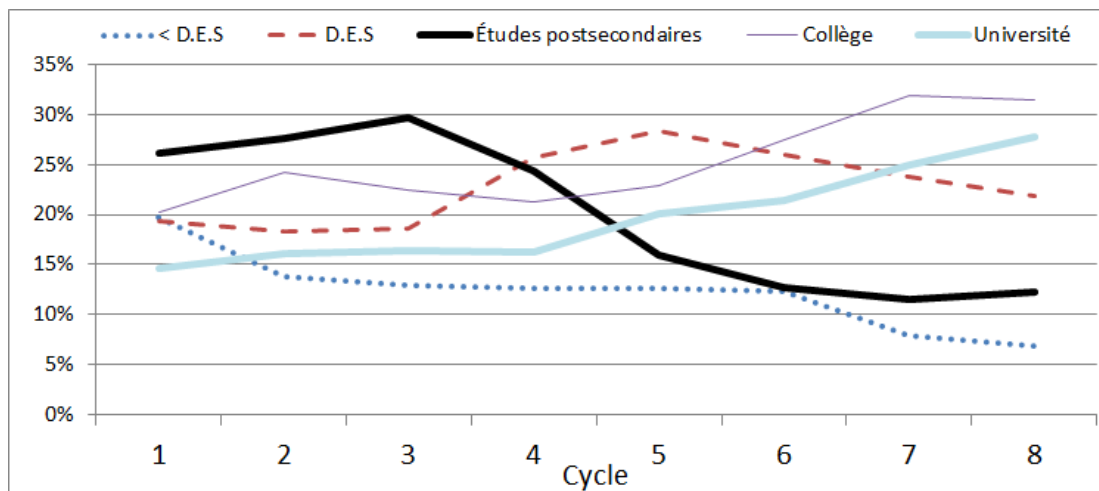
Figure 4.1 Évolution du statut d'emploi des mères avec des jeunes de 9 à 17 ans



Chaque cycle englobe des adolescents de 9 à 17 ans. L'échantillon peut fluctuer étant donné que les jeunes vieillissent et donc deviennent admissibles ou inadmissibles à rentrer dans ce groupe d'âge. Source : Calculs de l'auteure à l'aide des données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8

La figure 4.2 montre l'évolution de chacune des catégories relatives au plus haut diplôme obtenu par les mères. La catégorie < D.E.S contient les mères ayant des études partielles de niveau secondaire ou primaire. La catégorie qui se nomme D.E.S inclut les mères qui détiennent un diplôme d'études secondaires (D.E.S). Les femmes qui ont des études collégiales ou universitaires non complétées sont dans la catégorie des études postsecondaires et celles qui ont un diplôme provenant d'une école de métier ou d'un collège ont été placées dans la catégorie collégiale. Pour finir, toutes celles ayant au moins un diplôme de premier cycle ont été classées dans le groupe universitaire.

Figure 4.2 Évolution du niveau d'éducation des mères de jeunes de 9 à 17 ans



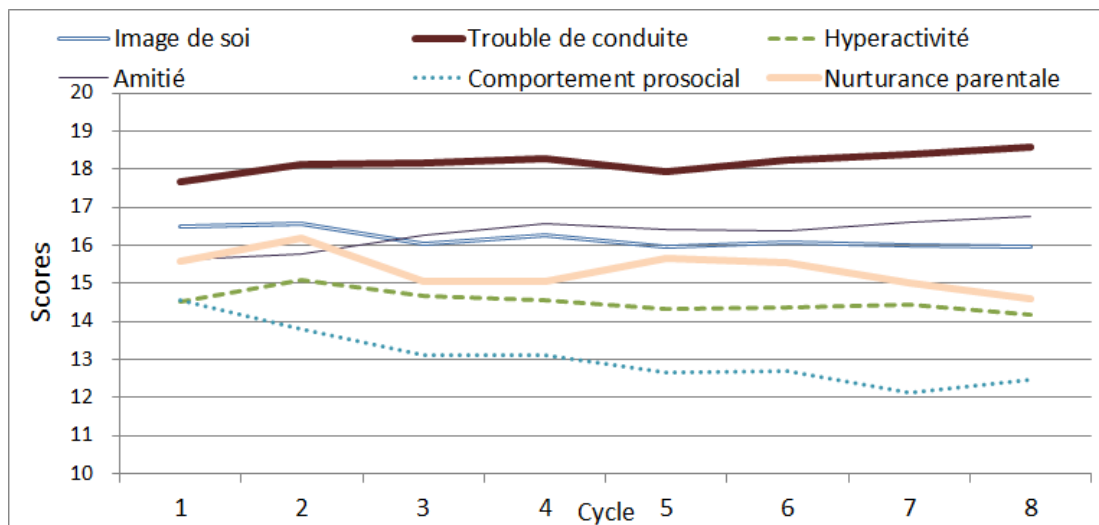
Source : Calculs de l'auteure à l'aide des données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8

Les tendances qui se dégagent derrière ce graphique sont moins claires que pour le graphique précédent, néanmoins on y trouve plusieurs informations intéressantes. Notamment, on note une tendance à la hausse dans la proportion des femmes qui ont des études de niveau collégial ou universitaire. En parallèle, le nombre de femmes ayant des études postsecondaires non complétées passe de près de 25 % à un peu plus de 10 % entre le premier et dernier cycle, ce qui confirme que ses femmes reprennent les études pour compléter leur diplôme. Cette réalité survient aussi auprès des femmes sans D.E.S dont le taux diminue d'un peu plus de la moitié au fil des cycles. Il se peut que l'arrivée d'un enfant pousse les femmes à mieux structurer leur vie et c'est pourquoi elles décident d'aller chercher un diplôme. Pour la dernière catégorie, celles des femmes avec un D.E.S, il est difficile de tirer des conclusions étant donné qu'on note une tendance à la hausse au départ et par la suite on constate une tendance à la baisse².

Les figures 4.3 et 4.4 relatent l'évolution des indicateurs de développement des jeunes au fil des cycles. Dans la première figure, on remarque que la majorité des scores rapportés sont plutôt stables dans le temps. Ceci laisse entrevoir que l'effet temporel n'affecte

2. Le nombre de femmes dans chacune des catégories varie dans le temps.

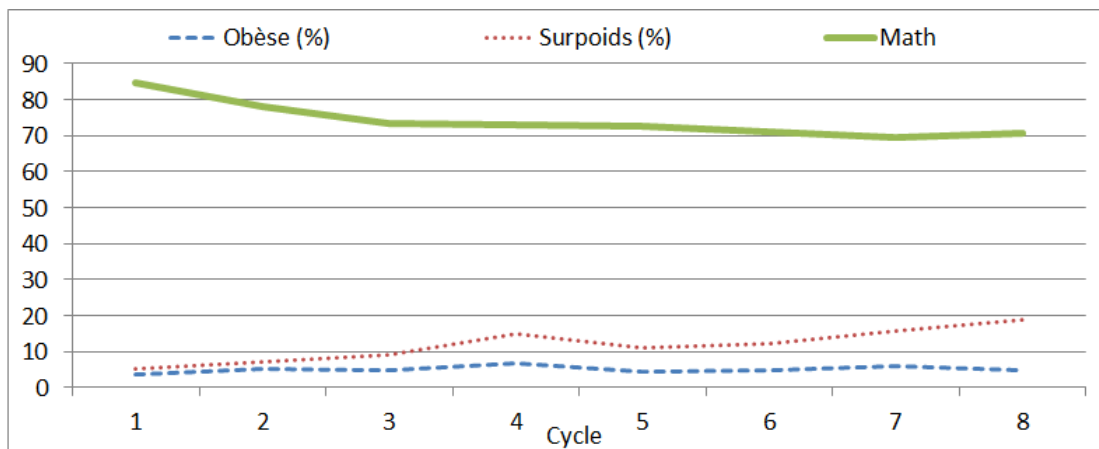
Figure 4.3 Évolution des indicateurs de jeunes de 9 à 17 ans, moyenne des scores



Un score élevé relatif au score d'image de soi, d'amitié, du comportement prosocial, de la nurturance parentale indique une bonne performance chez l'enfant. Un score faible pour l'indicateur du trouble de la conduite et d'agression physique ainsi que celui d'hyperactivité et d'inattention indique la présence de problèmes dans le comportement de l'enfant. Source : Calculs de l'auteure à l'aide des données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8.

pas fortement les scores comportementales des enfants. Il faut néanmoins mentionner que le nombre de personnes répondant aux questions qui génèrent ces scores n'est pas stable dans le temps. Pour demeurer dans l'échantillon, les enfants n'ont pas à avoir fait tous les scores, ce qui pourrait aussi expliquer ce changement de moyenne dans le temps. Dans la seconde figure on aperçoit que le score de mathématiques échelonné et la variable indicatrice de surpoids ont une variation légèrement prononcée. Il est inquiétant de constater une telle progression des problèmes de surpoids auprès des adolescents, toutefois il est plausible que se soit un problème qui soit accentué par la variation de la moyenne d'âge de l'échantillon utilisé qui augmente de cycles en cycles. D'autant plus que cette même progression ne s'observe parmi les jeunes qui souffrent d'obésité. Concernant le score de mathématiques, il faut se rappeler les inconvénients survenues lors des premiers cycles lorsque le test a été distribué par Statistiques Canada. En observant uniquement les résultats à partir du cycle 4, c'est-à-dire ceux utilisés dans les régressions, la série devient stable.

Figure 4.4 Évolution des indicateurs de jeunes de 9 à 17 ans



Le test de mathématique est sur 100. Les variables Obèse et Surpoids représente le % de jeunes souffrance d'obésité et de surpoids. Source : Calculs de l'auteure à l'aide des données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8.

Le tableau 4.1 présente la moyenne et l'écart-type des principales variables utilisées dans l'analyse. Les statistiques sont disponibles pour l'ensemble des mères faisant partie de l'échantillon, mais aussi en fonction des heures travaillées. Les poids entonnoirs de Statistique Canada ont été utilisés pour que les statistiques soient représentatives de la population canadienne. En s'intéressant d'abord aux indicateurs cognitifs, on remarque que les résultats obtenus au test de mathématiques fluctuent peu selon l'horaire de travail de la mère. Ces résultats diffèrent légèrement de l'échantillon de Ruhm (2008) qui obtenait une performance plus faible des enfants avec une mère qui travaille 14 heures ou moins et de plus en plus forte lorsque la mère travaille entre 15 et 30 heures ou 30 heures et plus.

Tableau 4.1 Moyenne pondérée et (écart-type) des variables sélectionnées par groupes d'heures de travail des mères avec des jeunes de 9 à 17 ans

	Total	Inactives	Entre 1 à 19 h	Entre 20 et 39 h	40 h et +
Mathématique	72,84 (10,53)	72,85 (10,60)	73,29 (10,33)	73,16 (10,42)	72,24 (10,68)
Image de soi	16,12 (3,39)	16,02 (3,61)	16,42 (3,32)	16,12 (3,35)	16,06 (3,33)
Trouble de conduite, agression physique	18,16 (2,87)	18,15 (2,97)	18,29 (2,64)	18,16 (2,88)	18,13 (2,90)
Hyperactivité et inattention	14,53 (3,96)	14,63 (3,89)	14,77 (4,15)	14,57 (3,92)	14,33 (3,97)
Amitié	16,37 (3,45)	16,16 (3,69)	16,20 (3,61)	16,41 (3,42)	16,47 (3,30)
Comportement prosocial	12,97 (4,03)	13,00 (4,03)	13,39 (3,87)	12,91 (4,06)	12,90 (4,03)
Nurturance parentale	15,32 (3,82)	15,16 (4,06)	15,57 (3,63)	15,39 (3,70)	15,20 (3,90)
Obèse (%)	5,20 (22,20)	5,79 (23,36)	3,86 (19,26)	5,31 (22,42)	5,22 (22,24)
Surpoids (%)	12,20 (32,72)	13,12 (33,76)	8,59 (28,03)	12,65 (33,25)	12,33 (32,88)
Âge de la mère à la naissance de l'enfant	28,28 (4,96)	28,62 (5,52)	28,74 (4,84)	28,44 (4,71)	27,78 (5,01)
Âge de la mère (année)	41,97 (5,55)	42,11 (6,40)	41,92 (5,38)	42,15 (5,25)	41,70 (5,55)
Mères qui ont été au collège (%)	45,04 (49,75)	29,74 (45,72)	45,91 (49,84)	47,74 (49,95)	48,27 (49,97)
Mères qui ont au minimum un D.E.S. (%)	88,08 (32,40)	72,35 (44,73)	91,78 (27,47)	91,40 (28,04)	89,81 (30,25)
Mères monoparentales (%)	15,65 (36,34)	14,33 (35,05)	10,35 (30,47)	14,69 (35,41)	19,19 (39,38)
Revenu inférieur au seuil de pauvreté (%)	11,38 (31,76)	30,02 (45,84)	13,34 (34,01)	7,47 (26,29)	7,44 (26,24)

	Total	Inactives	Entre 1 à 19 h	Entre 20 et 39 h	40 h et +
Ville de 500 000 habitants et plus (%)	37,96 (48,53)	36,26 (48,08)	37,83 (48,51)	38,69 (48,71)	37,82 (48,50)
Millieu rural (%)	14,42 (35,13)	16,92 (37,50)	15,41 (36,12)	12,77 (33,37)	15,14 (35,85)
Garçon (%)	50,21 (50,00)	50,65 (50,00)	51,12 (50,00)	49,99 (50,00)	50,02 (50,00)
Observations	22330	3005	2202	9842	7281

Notes : Un résultat élevé aux scores relatifs à l'image de soi, aux amis, au comportement prosocial, à la nurturance parentale indique un bon comportement chez l'enfant. Un score élevé pour la variable des troubles des conduites et de l'agression physique, à l'hyperactivité & à l'inattention indique la présence de problème chez l'enfant. Obèse équivaut au % des enfants ayant un IMC supérieur au 95e percentile, surpoids équivaut au % des enfants ayant un IMC supérieur 85e percentile.

Source : Calcul de l'auteure à l'aide de données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8.

Dans le cas des problèmes de comportement, c'est-à-dire les indicateurs du trouble de comportement et d'agression physique, du comportement prosocial ainsi que de l'hyperactivité et d'inattention, on observe le même phénomène qu'avec le test de mathématique. Bien qu'il y ait une subtile différence entre les groupes qui semble concéder un très léger avantage aux jeunes dont leur mère travaille 20 heures et moins par semaine, il est impossible de relever une réelle tendance entre les différents groupes de jeunes. Ceci est aussi vrai pour l'estime personnelle du jeune, le score d'amitié et la nurturance parentale.

À l'instar de ce qu'on constate avec les indicateurs analysés précédemment, il semble y avoir un effet selon le travail de la mère au niveau des problèmes de surpoids. La proportion des jeunes qui souffrent d'obésité ou de surpoids est plus importante avec des mères inactives ou qui travaillent plus de 20 h par semaine. Ceux ayant une mère qui travaille 20 h ou moins sont ceux qui ont le moins de problèmes concernant leur poids, ce qui est semblable à l'échantillon de Ruhm (2008). La tendance au niveau du problème de surpoids diffère quelque peu de celle obtenue par ceux ayant étudié ce sujet avec la *National Longitudinal Survey of Youth* aux États-Unis. Contrairement à l'échantillon de Anderson, Butcher et Levine (2003) et de Hawkins, Cole et Law (2008),

les taux d'obésité et de surpoids ne sont pas positivement reliés au nombre d'heures de travail que la mère fait par semaine. Les enfants des femmes qui font 40 heures ou plus par semaine ont en fait un taux d'obésité ou de surpoids à peu près égal à la moyenne.

Tout comme ce fut le cas avec plusieurs études, les mères qui travaillent peu ou beaucoup ont certaines caractéristiques qui leur sont propres. De manière générale, les femmes qui sont inactives sur le marché du travail ont un taux de graduation considérablement plus faible (collège / cégep / université), elles souffrent davantage de la pauvreté et elles vivent plus dans des régions rurales. Deux faits distinguent l'échantillon utilisé de ce qu'on constate dans les autres articles, les femmes inactives ou qui travaillent peu n'ont pas eu leur enfant à un âge plus jeune et elles ne sont pas celles qui se retrouvent le plus en situation de famille monoparentale. À l'autre extrême, celles qui travaillent 40 heures et plus par semaine ont davantage acquis un niveau d'éducation supérieur, elles vivent considérablement plus en situation de famille monoparentale et elles ont un faible taux de revenu inférieur au seuil de pauvreté.

La différence entre les 5 sous-groupes du tableau 4.2 est très prononcée. Dans presque tous les cas, les femmes avec un diplôme de niveau universitaire ont des enfants avec les indicateurs les plus élevés. De l'autre côté, celles sans D.E.S. ont les enfants qui éprouvent le plus de difficulté dans leur développement et qui ont le plus de problèmes relatifs à leur poids. Plus les femmes sont éduquées, plus elles ont leur enfant tardivement. L'âge moyen à la naissance de l'enfant passe de 27 ans pour celles sans D.E.S à 30 ans pour celles avec un diplôme universitaire. Sauf dans le cas des femmes qui ont terminé leurs études secondaires, le niveau d'éducation atteint affecte négativement les chances que la femme soit dans une famille monoparentale. Il est logique que les femmes attendent de terminer leurs études avant de fonder une famille vu que les études sont exigeantes et non rémunérées.

Tableau 4.2 Moyenne pondérée et (écart-type) des variables sélectionnées de jeunes de 9 à 17 ans groupé par le plus haut diplôme obtenu de la mère

	Total	< D.E.S	D.E.S	Études post-secondaires	Collégiale	Université
Mathématique	72,84 (10,53)	70,58 (10,51)	70,94 (10,13)	73,50 (10,25)	72,72 (10,61)	75,87 (10,39)
Image de soi	16,12 (3,39)	15,62 (3,65)	16,09 (3,41)	16,10 (3,47)	16,16 (3,25)	16,42 (3,24)
Trouble de conduite, agression physique	18,16 (2,87)	17,79 (3,17)	18,13 (2,90)	18,09 (2,92)	18,17 (2,85)	18,50 (2,59)
Hyperactivité et inattention	14,53 (3,96)	14,05 (3,98)	14,55 (3,86)	14,39 (3,95)	14,63 (3,96)	14,80 (4,04)
Amitié	16,37 (3,45)	16,06 (3,60)	16,55 (3,19)	16,15 (3,58)	16,40 (3,41)	16,52 (3,53)
Comportement prosocial	12,97 (4,03)	12,79 (4,25)	12,90 (4,11)	13,34 (3,77)	12,72 (4,03)	13,11 (4,05)
Nurturance parentale	15,32 (3,82)	14,63 (4,06)	15,18 (3,90)	15,10 (4,00)	15,47 (3,66)	15,86 (3,48)
Âge de la mère à la naissance de l'enfant	28,28 (4,96)	27,13 (5,76)	27,29 (4,70)	28,09 (4,79)	28,06 (4,55)	30,64 (4,63)
Âge de la mère (année)	41,97 (5,55)	40,86 (6,53)	41,15 (5,36)	41,34 (5,36)	41,90 (5,06)	44,35 (5,23)
Mères monoparentales (%)	15,65 (36,34)	21,07 (40,79)	14,18 (34,88)	17,09 (37,65)	15,02 (35,73)	13,57 (34,25)
Revenu inférieur au seuil de pauvreté (%)	11,38 (31,76)	29,77 (45,74)	11,55 (31,97)	12,56 (33,15)	7,67 (26,61)	3,92 (19,41)
Ville de 500 000 habitants et plus (%)	37,96 (48,53)	35,07 (47,73)	31,57 (46,48)	36,43 (48,13)	38,17 (48,58)	48,57 (49,98)
Millieu rural (%)	14,42 (35,13)	22,84 (41,99)	16,73 (37,33)	15,22 (35,93)	13,04 (33,67)	7,58 (26,47)
Garçon (%)	50,21 (50,00)	52,13 (49,97)	47,27 (49,93)	45,90 (49,84)	53,24 (49,90)	52,93 (49,92)

	Total	< D.E.S	D.E.S	Études post-secondaires	Collégiale	Université
Obèse (%)	5,20 (22,20)	7,34 (26,09)	5,58 (22,95)	4,58 (20,92)	5,65 (23,10)	3,58 (18,59)
Surpoids (%)	12,20 (32,72)	16,02 (36,69)	14,00 (34,70)	10,18 (30,25)	12,79 (33,40)	9,14 (28,82)
Observations	22 330	2 127	5 289	3 944	6 150	4 820

Notes : Un résultat élevé aux scores relatifs à l'image de soi, aux amis, au comportement prosocial, à la nurturance parentale indique un bon comportement chez l'enfant. Un score élevé pour la variable des troubles des conduites et de l'agression physique, à l'hyperactivité & à l'inattention indique la présence de problème chez l'enfant. Obèse equivaut au % des enfants ayant un IMC supérieur au 95e percentile, overweight equivaut au % des enfants ayant un IMC supérieur 85e percentile.

Source : Calcul de l'auteure à l'aide de données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8.

Lorsqu'on a observé la taille de la ville de résidence en fonction du nombre d'heures travaillées par semaine, il ne ressortait pas de différences évidentes en fonction de l'horaire de travail. Toutefois, lorsqu'on s'attarde à ces variables en fonction de l'éducation, celles-ci deviennent plus faciles à cerner. Plus les parents sont éduqués, plus ils ont de chance de se retrouver dans une ville de plus de 500 000 habitants. L'inverse est aussi vrai pour les milieux ruraux, c'est-à-dire que moins les gens sont éduqués, plus ils ont de chance de se retrouver dans un milieu rural. Cette réalité est particulièrement prononcée chez ceux qui ont au minimum un diplôme d'études universitaires.

Les tableaux 4.1 et 4.2 font ressortir la relation entre le travail de la mère et certaines variables dont il a été mentionné dans la revue de littérature. En général, bien qu'elles travaillent beaucoup, les femmes qui sont diplômées d'un niveau postsecondaire ont des enfants qui vont se démarquer par un bon développement. Il devient donc important de contrôler ces variables afin d'éviter un biais d'omission de variables.

CHAPITRE V

RÉSULTATS

Le présent chapitre analyse les résultats des régressions sur des indicateurs de développement des jeunes dans le but de voir l'effet des heures de travail de la mère. Une multitude de variables de contrôle ont été utilisées et seront analysées dans les paragraphes qui suivent. Leur présence dans les régressions a pour but d'éviter les biais d'omission de variables et elles permettent de s'assurer que la spécification fait preuve d'exogénéité. Tel qu'il a été précisé antérieurement, il est impossible avec l'ELNEJ d'obtenir un historique des heures de travail de la mère pour les années précédant l'arrivée de l'enfant dans l'enquête. Considérant ceci et le fait que l'enquête est biennale, il aurait été laborieux de construire une trajectoire complète des heures de travail pour les mères de l'enquête. C'est pourquoi la variable utilisée nous informe uniquement sur l'horaire actuel de la mère à chaque cycle. Également, puisque la variable des heures de travail est en catégorie, il est périlleux de combiner les semaines de travail aux heures de travail. Une accumulation d'erreurs de mesure aurait mené à des coefficients plus ou moins fiables. Il est à noter que pour la variable des heures de travail, les coefficients obtenus sont relatifs aux mères inactives sur le marché du travail. Pour la variable d'éducation, les coefficients se réfèrent aux femmes sans D.E.S. La première partie vise l'ensemble des jeunes alors que la seconde divise l'échantillon des jeunes en fonction de s'ils vivent dans une famille monoparentale ou avec conjoint(e).

5.1 Image de soi, amitié et nurturance parentale

Cette section se réfère au tableau 5.1 qui compare les coefficients des régressions des scores sur l'image de soi, l'amitié et la nurturance parentale avec une méthodologie à effets aléatoires et à effets fixes.

5.1.1 Effets aléatoires

Lorsqu'on s'attarde aux régressions du tableau 5.1 du modèle à effets aléatoires, on note que les coefficients obtenus ne sont pas statistiquement significatifs. La faiblesse des coefficients relatifs à la nurturance parentale et leur non significativité est conséquente avec la littérature qui porte sur l'analyse de l'utilisation du temps des familles. Plusieurs recherches affirment que les femmes seront toujours celles qui s'impliqueront davantage auprès de leur enfant et qu'elles compenseront leur absence en sacrifiant du temps dans les autres sphères de leur vie pour être avec leurs enfants (Bianchi, 2000; Lefebvre et Merrigan, 1999). Ainsi, il est donc plausible qu'une mère qui travaille à temps plein réussisse à bien réussir sur ce plan, malgré sa disponibilité plus faible. Concernant le score relatif à l'amitié, celui-ci obtient des coefficients faiblement positifs sur l'effet du travail de la mère, mais ils sont non significatifs statistiquement. Ces résultats pourraient s'expliquer par l'hypothèse mentionnée par (Lefebvre et Merrigan, 1998a) qui stipulent que le travail développe une forme de contrôle social chez le parent et que ceci est transmis aux enfants. Cet effet de contrôle social viendrait brouiller l'effet négatif lié au travail de la mère.

L'âge de l'enfant en mois a un effet négatif sur l'estime personnelle, mais a un effet positif sur le score des amis et sur la nurturance parentale que l'enfant reçoit. Pour le score sur l'image de soi, l'échantillon contient des jeunes de 10 à 17 ans, il est donc plausible que le passage de l'adolescence soit associé à la baisse de l'estime de soi lorsque l'enfant vieillit, ce qui viendrait expliquer le coefficient obtenu. Ensuite, pour ce qui est de la nurturance parentale, tel qu'il fut mentionné antérieurement, l'âge de l'enfant est

un important déterminant de l'implication des parents. En ce sens, il aurait été attendu que le coefficient d'âge de l'enfant d'une variable dépendante qui porte sur les soins des parents soit négatif. Il se peut que cette différence soit due au fait que plus l'enfant vieillit, plus les parents apprennent à le connaître et ils peuvent donc mieux répondre à ses besoins. Il est à noter qu'il faut être prudent avec les paramètres sur l'âge, car les effets de cycle viennent probablement capter une partie des effets de cette variable. Concernant la variable d'âge de l'enfant au carré/1000, celle-ci semble démontrer une présence d'effet non-linéaire lié aux trois indicateurs du tableau 5.1.

Par la suite, on note que la variable garçon est reliée à des coefficients négatifs et significatifs au niveau du score sur l'amitié de l'enfant et de la nurturance parentale qu'il reçoit. Ceci vient nuancer les résultats de Williams et Radin (1993) lorsqu'ils n'ont pas constaté de différence dans l'implication des parents en fonction du genre de l'enfant. Néanmoins, être de sexe masculin est associé à une meilleure image de soi. Telles qu'il fût mentionné dans la revue de littérature, les études qui portent sur le développement de l'enfant vont toujours s'intéresser à l'effet de l'éducation de la mère étant donné qu'il s'agit d'une variable importante. Dans le cas présent, l'estime personnelle du jeune et la qualité des soins des parents semblent être fortement influencées par l'éducation de la mère. Ces faits sont conséquents avec les résultats de Amato et Rivera (1999) qui obtenaient un effet significatif de l'éducation de la mère sur l'implication de celle-ci avec son enfant. Plus précisément, les femmes ayant un diplôme d'études universitaires sont celles qui obtiennent les effets les plus positifs en référence à celles sans emploi pour ces deux scores, suivi de celles avec un diplôme d'études collégiales. Un niveau élevé d'éducation de la mère n'aura pas un effet significatif statistiquement sur la capacité du jeune à se faire des amis.

Dans une faible mesure, l'âge de la mère est positivement relié à l'image de soi, toutefois l'effet est quasi nul pour les autres indicateurs. Il est étonnant de ne pas constater d'effet du côté de la nurturance parentale, puisqu'Amato et Rivera (1999) avaient constaté une implication plus faible des mères lorsqu'elles vieillissent.

La variable mariée obtient des résultats qui vont dans le sens de nos attentes. Un enfant qui provient d'un ménage où la femme est mariée aura un net avantage sur le plan de son estime personnelle et sur la nurturance parentale qu'il va recevoir. À l'inverse, le divorce est aussi associé à de meilleurs soins des parents. Il est à noter que le groupe de référence de ses deux variables est les enfants de mères en union civile. Ceci peut peut-être s'expliquer par des parents qui profitent davantage du temps avec leur enfant lorsqu'il est présent étant donné qu'il le voit moins. De même, avoir des frères et soeurs plus jeunes ou plus vieux est associé négativement à la nurturance parentale et à l'estime personnelle du jeune. On constate que les frères et soeurs aînés sont plus dommageables pour le jeune. Il est logique que la nurturance parentale soit négativement influencée par la présence de frères et soeurs puisque ceux-ci viennent réduire l'attention que l'enfant recevra de ses parents. Le travail du père est positivement relié à un meilleur score de nurturance parentale, plus particulièrement pour ceux travaillant moins de 20 heures par semaines. Néanmoins, on constate un effet très négatif sur le score des amis auprès des pères qui ont le même horaire.

5.1.2 Effets fixes

Tout comme dans le modèle à effets aléatoires, les coefficients des heures de travail de la mère que l'on retrouve dans le tableau 5.1 ne sont pas significatifs statistiquement et ils ont conservé le même signe qu'avec le modèle à effets aléatoires. La taille des coefficients est similaire pour le score sur l'amitié, mais diffère pour les deux autres scores. La présence d'un effet fixe corrélé avec les variables de contrôle vient probablement justifier cette différence observée.

On note dans le tableau 5.1 que l'effet de l'âge de l'enfant varie considérablement selon la méthodologie utilisée. L'effet de l'âge de l'enfant sur la nurturance parentale devient très élevé et significatif alors que l'effet de cette variable avec le score d'estime de soi devient faiblement négatif et non significatif statistiquement. Ces résultats viennent supporter l'hypothèse des parents qui comprennent mieux leur enfant lorsque celui-ci vieillit, mais

il n'est pas possible d'en dire autant concernant l'effet du passage à l'adolescence sur l'estime du jeune.

La comparaison des deux méthodologies du tableau 5.1 montre que le modèle à effets fixes n'est pas toujours associé à un effet positif de l'éducation de la mère à l'enfant. Lorsqu'on considère l'estime personnelle du jeune, l'effet d'un changement du niveau d'éducation de la femme est plutôt robuste à l'utilisation du modèle à effets fixes. Cependant, les régressions sur les variables d'amitié ou de nurturance parentale subissent plus de variation avec les variables d'éducation. Elles obtiennent un effet négatif si la femme reçoit un diplôme d'études collégiales ou si elle entreprend des études postsecondaires, alors que le coefficient sur les études universitaires est positif, mais d'une amplitude bien plus faible. Il est à noter qu'il faut faire attention avec la variable de l'éducation. Étant donné la faible variation de cette variable dans le temps, les coefficients de la régression peuvent être imprécis, toutefois ceci ne devrait pas avoir d'impact sur les coefficients du travail de la mère.

L'âge de la femme est positivement relié à un meilleur résultat de son enfant sur le score de l'image de soi dans une mesure au modèle à effets aléatoires. Pour les trois indicateurs utilisées, les coefficients de la variable de l'âge de la mère varient peu lorsque la méthodologie est modifiée. Curieusement, l'effet d'une femme qui se divorce est fortement positif sur le score de la nurturance parentale et sur le score d'amitié. Étant donné les risques potentiels de conflits sur la garde de l'enfant suite à un divorce, il est plausible que les parents nouvellement divorcés vont être particulièrement attentifs à leur enfant pour conserver la garde de celui-ci. De plus, l'effet d'un mariage sur le jeune est fortement positif sur l'indicateur relatif aux amis du jeune (c.-à-d. amitié). On note une différence considérable des coefficients obtenus selon la méthodologie utilisée. Avec les effets aléatoires, la variable mariée était très positive et significative avec les indicateurs de l'estime de soi et de la nurturance parentale tandis qu'elle était plus faible et non significative pour le score sur l'amitié. Pour les effets fixes, les coefficients sont toujours positifs, mais pour le reste, le constat est l'inverse d'avec le modèle à effets aléatoires.

L'arrivée d'un frère ou d'une soeur aîné dans la famille diminuera la perception que le jeune a de lui-même alors que l'arrivée de frères et soeurs plus jeunes diminuera les résultats du jeune au score sur les amis¹. Il est à noter que l'effet des frères et soeurs sur la nurturance parentale n'est plus significatif dans le modèle à effets fixes alors que l'effet était très significatif dans le modèle à effets aléatoires. Tout comme pour l'effet des heures de travail de la femme, l'effet du travail de l'homme n'est pas significatif sur l'enfant. Les coefficients obtenus sont semblables à ceux obtenus avec le modèle à effets aléatoires, sauf pour l'indicateur de l'estime personnelle du jeune où l'effet est à peu près nul. L'horaire de travail de l'homme est sujet au même problème que la variable d'éducation de la femme ; il varie peu dans le temps. Les données le prouvent, l'offre de travail des hommes est inélastique, ce qui mène à des coefficients plus au moins fiables lorsqu'on utilise un modèle à effets fixes. Cependant, comme pour l'éducation de la mère, ceci ne devrait pas avoir d'effet sur les coefficients du travail de la mère.

Parmi les régressions analysées, plusieurs variables conservent le même signe, peu importe la méthodologie utilisée, mais la taille des coefficients et la significativité statistique varient. La différence constatée dans les régressions pourrait s'expliquer par un problème d'endogénéité relié à l'omission de certains facteurs clés inobservables. Suite au test de Hausman, il est possible de rejeter à un niveau de significativité de 5 % l'hypothèse que le modèle à effets aléatoires n'est pas biaisé pour les indicateurs relatifs à l'image de soi et à la nurturance parentale. L'hypothèse posée dans le modèle à effets aléatoires comme quoi les habiletés innées de l'enfant ne sont pas corrélées avec les variables indépendantes est trop forte pour ces indicateurs. Toutefois, il n'est pas possible pour celui qui porte sur les amis du jeune de rejeter l'hypothèse nulle de coefficients non biaisés avec le modèle à effets aléatoires. On peut conclure des résultats du test que les variables fixes dans le temps, mais non observées, ne sont pas corrélées avec les variables de contrôle de l'enfant relativement à sa capacité de socialiser avec les autres enfants.

1. Ceci inclut l'arrivée de demi-frères ou de demi-soeurs

Tableau 5.1 Régressions relatives à l'image de soi, l'amitié et la nurturance parentale

	Effets aléatoires			Effet fixes		
	Image de soi	Amitié	Nurturance parentale	Image de soi	Amitié	Nurturance parentale
Femme :						
Entre 1 à 19 h	-0,031 (0,163)	0,115 (0,159)	-0,045 (0,213)	-0,252 (0,192)	0,132 (0,189)	-0,151 (0,326)
Entre 20 à 40h	0,122 (0,131)	0,078 (0,146)	-0,134 (0,172)	0,255 (0,170)	0,046 (0,188)	0,219 (0,266)
40h ou plus	0,141 (0,139)	0,14 (0,150)	-0,144 (0,183)	-0,285 (0,183)	0,169 (0,198)	0,093 (0,282)
Âge enfant (mois)	0,113*** (0,016)	0,068*** (0,017)	0,057 (0,036)	0,054 (0,073)	0,171 (0,118)	0,454*** (0,141)
Âge enfant au carré divisé par 1000 (mois)	0,269*** (0,048)	0,173*** (0,050)	0,305*** (0,114)	0,280*** (0,049)	0,179*** (0,051)	0,377*** (0,119)
Garçon	0,223** (0,103)	0,726*** (0,110)	0,534*** (0,126)			
Milieu rural	0,135 (0,093)	0,139 (0,107)	0,039 (0,123)	0,076 (0,142)	0,107 (0,177)	0,203 (0,204)
Villes de 500 000 habitants et +	0,006 (0,112)	0,004 (0,114)	0,163 (0,138)	0,238 (0,260)	0,112 (0,211)	0,335 (0,322)
Âge de la mère à la naissance	0,037 (0,025)	0,02 (0,030)	0,006 (0,032)			
D.E.S	0,532*** (0,170)	0,247 (0,172)	0,311 (0,236)	0,721*** (0,262)	0,094 (0,263)	0,11 (0,385)
Études postsecondaires	0,429** (0,174)	0,064 (0,182)	0,245 (0,243)	0,549** (0,279)	0,031 (0,279)	0,423 (0,425)
Collégial	0,537*** (0,172)	0,068 (0,178)	0,603** (0,247)	0,612** (0,299)	0,153 (0,297)	0,275 (0,456)
Université	0,780*** (0,191)	0,255 (0,200)	1,057*** (0,268)	0,753** (0,379)	0,048 (0,379)	0,608 (0,769)
Âge de la femme (années)	0,048* (0,024)	0,013 (0,028)	0,019 (0,030)	0,073** (0,034)	0,021 (0,033)	0,027 (0,043)

Tableau 5.1 (suite)

	Effets aléatoires			Effet fixes		
	Image de soi	Amitié	Nurturance parentale	Image de soi	Amitié	Nurturance parentale
Parent monoparentale	0,163 (0,252)	0,233 (0,284)	0,06 (0,421)	0,107 (0,308)	0,109 (0,364)	0,232 (0,591)
Mariée	0,425*** (0,157)	0,325* (0,174)	0,524*** (0,188)	0,202 (0,223)	0,616** (0,255)	0,082 (0,385)
Divorcée	0,211 (0,211)	0,252 (0,206)	0,596** (0,302)	0,184 (0,263)	0,405 (0,258)	0,805* (0,414)
Frères et soeurs aînés	0,280*** (0,060)	0,037 (0,057)	0,342*** (0,066)	0,239** (0,103)	0,133 (0,106)	0,226 (0,155)
Frères et soeurs plus jeunes	0,025 (0,069)	0,138 (0,090)	0,289*** (0,085)	0,024 (0,176)	0,320** (0,149)	0,43 (0,283)
Homme :						
Entre 1 à 19h	0,386 (0,429)	0,850* (0,461)	0,961* (0,500)	0,033 (0,519)	0,669 (0,533)	0,721 (0,646)
Entre 20 à 39h	0,211 (0,221)	0,262 (0,217)	0,213 (0,367)	0,047 (0,269)	0,153 (0,291)	0,257 (0,481)
40h ou plus	0,146 (0,199)	0,3 (0,200)	0,316 (0,342)	0,007 (0,249)	0,217 (0,276)	0,415 (0,463)
Cycle 2	0,426** (0,195)	0,093 (0,176)	1,021*** (0,331)	3,744** (1,721)	2,568 (2,793)	7,671** (3,315)
Cycle 3	0,152 (0,211)	0,133 (0,213)	0,603** (0,280)	8,179** (3,406)	4,751 (5,582)	17,404*** (6,548)
Cycle 4	0,455** (0,217)	0,276 (0,225)	0,556* (0,295)	12,020** (5,086)	7,042 (8,369)	26,578*** (9,797)
Cycle 5	0,152 (0,214)	0,151 (0,231)	1,184*** (0,296)	16,441** (6,765)	9,613 (11,150)	35,133*** (13,047)
Cycle 6	0,297 (0,219)	0,141 (0,235)	1,012*** (0,299)	20,405** (8,444)	12,044 (13,931)	44,436*** (16,298)
Cycle 7	0,446* (0,237)	0,214 (0,254)	0,949*** (0,330)	24,381** (10,127)	14,368 (16,714)	53,484*** (19,551)
Cycle 8	0,594** (0,256)	0,305 (0,278)	1,045*** (0,364)	28,342** (11,809)	16,679 (19,497)	62,412*** (22,799)
Constante	25,391*** (1,310)	9,969*** (1,380)	13,360*** (2,757)	11,196** (5,579)	0,912 (8,921)	14,374 (9,732)

Tableau 5.1 (suite)

	Effets aléatoires			Effet fixes		
	Image de soi	Amitié	Nurturance parentale	Image de soi	Amitié	Nurturance parentale
Hausman	0,33%	17,07%	0,67%			
Observations	22271	22247	15747	22529	22501	15910

Source : Calcul de l'auteure à l'aide de données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8. Écarts-types entre parenthèses.

* significatif à 10% ; ** significatif à 5% ; *** significatif à 1%.

5.2 Comportements prosociaux, troubles de conduite et d'agressivité physique, hyperactivité et problèmes d'inattention

Le tableau 5.2 contient les résultats des régressions relatives aux comportements prosociaux, aux troubles de conduites et agression physique ainsi qu'aux problèmes d'inattention et d'hyperactivité. Les sous-sections suivantes analysent les coefficients en fonction de la méthodologie utilisée.

5.2.1 Effets aléatoires

Pour les scores de troubles de conduites et d'agression physique ainsi que celui d'hyperactivité et d'inattention que l'on retrouve dans le tableau 5.2, le travail de la mère nuit à la présence de ces problèmes auprès de l'enfant. Les mères qui font le plus d'heures sont celles dont les enfants auront le plus de troubles d'hyperactivité et d'inattention. Concernant les troubles de conduite et d'agression physique, les coefficients pour les femmes qui font entre 20 et 39 heures ou 40 heures et plus sont presque pareils. Pour l'indicateur du comportement prosocial, l'effet d'une mère qui travaille plus de 20 heures par semaine est négatif, mais il n'est pas statistiquement significatif. Il est plausible que l'effet du travail de la mère sur le comportement prosocial de son enfant soit atténué par l'aspect social relié à son travail. En utilisant le premier cycle de l'ELNEJ avec des enfants de 4 à 11 ans, Lefebvre et Merrigan (1998a,b) ont aussi obtenu un effet négatif pour le comportement prosocial. Toutefois, pour les deux autres variables, les

coefficients obtenus sont supérieurs à ceux que Lefebvre et Merrigan (1998a) ont obtenu en utilisant ces deux indicateurs. Leur travail n'utilisait toutefois qu'une variable indicatrice du statut de travail de la mère et visait des jeunes moins âgés.

L'âge du jeune est significativement associé à de meilleurs résultats sur les troubles de conduite ou d'hyperactivité, ce qui est cohérent avec les résultats de Lefebvre et Merrigan (1998a). On pourrait interpréter ces coefficients comme quoi gagner en âge ou passer à travers l'adolescence permet au jeune de mieux contrôler ce genre de problèmes de comportement. Cependant, contrairement aux résultats de Lefebvre et Merrigan (1998a), l'impact de l'âge de l'enfant est fortement négatif sur le comportement prosocial du jeune. On note une fois de plus que selon la variable d'âge au carré/1000, il y a un effet non-linéaire pour l'âge de l'enfant sur les indicateurs.

Les jeunes de sexe masculin sont significativement reliés à de moins bons résultats pour les trois indicateurs discutés, et ce, avec des coefficients de taille élevée. En utilisant des jeunes de 4 à 11 ans avec une base de données transversale, Lefebvre et Merrigan (1998a) ont obtenu des estimés similaires relativement à ces indicateurs. Les variables d'éducation de la mère sont corrélées avec de meilleurs résultats pour tous les indicateurs, mais l'effet n'est pas significatif au niveau du comportement prosocial du jeune².

Le fait d'être une mère monoparentale est associé dans une forte mesure à davantage de troubles de conduite et d'agression physique. Cet effet est mitigé par la variable divorcée qui est reliée à moins de troubles de conduite chez le jeune. Également, un jeune ayant des frères et soeurs plus vieux est significativement associé à davantage de problèmes de conduite et d'hyperactivité ainsi qu'à un moins bon score de comportement prosocial. L'amplitude et la significativité des variables relatives à la composition de la famille viennent supporter l'importance générale de la famille dans le développement comportemental du jeune. Pour ce qui est de l'effet du travail du père, il n'est pas significatif pour aucun indicateur analysé. Ce constat est cohérent avec les travaux de

2. Les coefficients obtenus sont en référence aux enfants de femmes D.E.S.

Parcel et Menaghan (1994); Lefebvre et Merrigan (1998a) qui n'ont pas décelé d'effet du travail du père sur les problèmes de comportement.

5.2.2 Effets fixes

Similairement aux régressions avec le modèle à effets aléatoires, l'effet d'une mère qui change de catégorie d'heures de travail aura un impact négatif sur les problèmes d'hyperactivité et d'inattention du jeune selon les coefficients provenant du tableau 5.2. Il est intéressant de noter que les coefficients relatifs aux troubles de conduite conservent des coefficients d'amplitude semblable, mais deviennent non significatifs statistiquement alors ceux sur l'hyperactivité deviennent plus élevés et plus significatifs. Cette variation des coefficients en fonction de la méthodologie utilisée peut être due à la présence d'effets fixes qui impact ou biaise les coefficients. Quand un enfant vieillit, selon ce modèle, cela réduira considérablement les troubles de conduite et d'agression physique. Par contre, l'effet sur les autres indicateurs est non significatif.

Dans le modèle à effets fixes, un changement de niveau d'études des mères n'est pas significatif pour aucun des indicateurs évalués. Tout comme pour les indicateurs précédents, ces résultats doivent être interprétés prudemment puisque que le niveau d'éducation des femmes est peu sujet au changement.

Les heures de travail de l'homme n'ont aucun coefficient significatif dans les régressions du modèle à effets fixes. Tels qu'il a été signalé plus tôt, les hommes ont un comportement très stable sur le marché du travail et donc cette variable doit être considérée avec prudence. Selon le test de Hausman, il est possible de rejeter à un niveau de significativité de $\sim 5\%$ l'hypothèse que le modèle à effets aléatoires est sans biais pour les indicateurs relatifs aux troubles de conduite et à l'hyperactivité, cependant ceci ne tient pas pour l'indicateur du comportement prosocial. L'analyse des variables de contrôle nous donnait un bon aperçu de ce résultat lorsqu'on comparait les estimations en fonction de la méthodologie à effets aléatoires et à effets fixes étant donné qu'on note des différences importantes, notamment avec les heures de travail de la mère. Ceci vient confirmer la

présence d'un effet fixe corrélé avec les variables de contrôles pour lequel il y a un biais d'omission de variables dans le modèle à effets aléatoires.

Tableau 5.2 Régressions relatives aux comportements prosociaux, aux troubles de conduite et d'agressivité physique et aux problèmes d'hyperactivité et d'inattention

	Effets aléatoires			Effets fixes		
	Comportement prosocial	Trouble de conduite, agression physique	Hyperactivité, inattention	Comportement prosocial	Trouble de conduite, agression physique	Hyperactivité, inattention
Femmes :						
Entre 1 à 19h	0,10 (0,190)	0,03 (0,150)	-0,11 (0,216)	-0,04 (0,233)	0,03 (0,210)	-0,31 (0,271)
Entre 20 à 39h	-0,10 (0,159)	-0,219* (0,119)	-0,23 (0,162)	-0,07 (0,209)	-0,27 (0,179)	-0,414* (0,226)
40h ou plus	-0,05 (0,170)	-0,228* (0,130)	-0,482*** (0,173)	-0,07 (0,225)	-0,23 (0,193)	-0,692*** (0,249)
Âge enfant (mois)	-0,176*** (0,030)	0,050** (0,023)	0,081*** (0,031)	-0,04 (0,072)	0,251*** (0,095)	0,07 (0,123)
Âge enfant au carré divisé par 1000 (mois)	0,466*** (0,096)	-0,132* (0,072)	-0,252** (0,099)	0,481*** (0,098)	-0,12 (0,075)	-0,248** (0,102)
Garçon	-2,480*** (0,122)	-1,207*** (0,085)	-0,741*** (0,129)			
Milieu rural	-0,17 (0,129)	-0,08 (0,103)	0,18 (0,122)	-0,20 (0,257)	0,27 (0,212)	0,427* (0,227)
Villes de 500 000 habitants et +	-0,03 (0,142)	0,13 (0,094)	0,02 (0,145)	0,12 (0,366)	0,25 (0,203)	0,15 (0,307)
Âge de la mère à la naissance	0,05 (0,032)	0,053** (0,021)	0,04 (0,036)			
D.E.S	0,14 (0,227)	0,27 (0,164)	0,32 (0,213)	0,31 (0,325)	0,02 (0,349)	-0,42 (0,407)
Études postsecondaires	0,24 (0,234)	0,23 (0,161)	0,16 (0,227)	-0,07 (0,375)	0,00 (0,355)	-0,37 (0,469)

Tableau 5.2 (suite)

	Effets aléatoires			Effets fixes		
	Comporte- ment pro- social	Trouble de conduite, agression physique	Hyper- activité, inattention	Comporte-t men pro- social	Trouble de conduite, agression physique	Hyper- activité, inattention
Collégial	-0,05 (0,238)	0,362** (0,165)	0,387* (0,224)	-0,65 (0,414)	0,15 (0,354)	-0,48 (0,492)
Université	0,36 (0,247)	0,678*** (0,173)	0,514** (0,250)	-0,44 (0,542)	0,59 (0,543)	-0,63 (0,564)
Âge de la femme (années)	-0,050* (0,030)	-0,036* (0,020)	0,01 (0,033)	-0,01 (0,032)	-0,03 (0,026)	0,02 (0,050)
Parent monoparentale	0,25 (0,470)	-0,659** (0,260)	-0,23 (0,397)	0,87 (0,655)	-0,57 (0,359)	0,06 (0,526)
Mariée	0,578** (0,250)	-0,01 (0,137)	0,10 (0,180)	0,36 (0,421)	-0,32 (0,291)	-0,37 (0,360)
Divorcée	0,02 (0,303)	0,516** (0,238)	0,24 (0,299)	0,16 (0,396)	0,848* (0,454)	0,42 (0,464)
Frères et soeurs âinés	-0,148** (0,069)	-0,229*** (0,053)	-0,340*** (0,076)	-0,26 (0,170)	-0,13 (0,138)	-0,300* (0,177)
Frères et soeurs plus jeunes	-0,03 (0,074)	-0,134** (0,052)	0,01 (0,082)	0,15 (0,234)	0,07 (0,158)	-0,28 (0,242)
Homme :						
Entre 1 à 19h	-0,15 (0,586)	-0,03 (0,319)	-0,12 (0,565)	-0,23 (0,674)	0,27 (0,402)	0,50 (0,646)
Entre 20 à 39h	0,05 (0,361)	-0,18 (0,200)	0,25 (0,360)	0,74 (0,474)	-0,09 (0,244)	0,50 (0,461)
40h ou plus	0,02 (0,346)	-0,07 (0,173)	0,10 (0,331)	0,59 (0,466)	-0,01 (0,226)	0,36 (0,435)
Cycle 2	-0,14 (0,224)	0,298* (0,165)	0,35 (0,215)	-3,683** (1,552)	-4,694** (2,128)	0,62 (2,861)
Cycle 3	-0,439* (0,237)	0,318* (0,179)	0,00 (0,231)	-7,469** (3,095)	-9,550** (4,291)	0,59 (5,700)
Cycle 4	-0,496* (0,259)	0,369** (0,184)	-0,22 (0,245)	-11,148** (4,613)	-14,481** (6,433)	0,51 (8,531)
Cycle 5	-0,861*** (0,269)	0,10 (0,196)	-0,476* (0,245)	-15,063** (6,141)	-19,707** (8,584)	0,51 (11,369)
Cycle 6	-0,811*** (0,263)	0,31 (0,190)	-0,437* (0,244)	-18,529** (7,669)	-24,517** (10,734)	0,85 (14,206)

Tableau 5.2 (suite)

	Effets aléatoires			Effets fixes		
	Comportement pro-social	Trouble de conduite, agression physique	Hyper-activité, inattention	Comportement pro-social	Trouble de conduite, agression physique	Hyper-activité, inattention
Cycle 7	-0,850*** (0,290)	0,360* (0,209)	-0,39 (0,272)	-21,951** (9,200)	-29,440** (12,887)	1,25 (17,042)
cycle 8	-0,33 (0,332)	0,429* (0,230)	-0,542* (0,313)	-24,958** (10,731)	-34,394** (15,037)	1,46 (19,879)
Constante	30,974*** (2,336)	14,045*** (1,764)	7,404*** (2,473)	19,976*** (5,360)	0,13 (6,946)	9,72 (9,065)
Hausman	11,84%	5,19%	0,07%			
Observations	16981,00	17411,00	16937,00	17176,00	17609,00	17126,00

Source : Calcul de l'auteure à l'aide de données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8. Écarts-types entre parenthèses.

* significatif à 10% ; ** significatif à 5% ; *** significatif à 1%.

5.3 Score de mathématiques échelonné, surpoids et obésité

Pour les indicateurs du tableau 5.3, il faut noter que deux méthodologies différentes ont été utilisées. Pour le test de mathématique, il s'agit de la même que celle utilisée pour les variables précédentes alors que pour les variables indicatrices d'un indice de masse corporel (IMC) trop élevé, un logit avec effets fixes ou aléatoires a été exécuté. Cette différence vient changer la manière dont les résultats doivent être interprétés.

5.3.1 Effets aléatoires

L'effet du travail de la mère obtient un effet faiblement négatif sur le test de mathématiques des jeunes. L'horaire de travail le plus problématique concernant le test de mathématiques n'est pas celui des femmes qui font des heures supplémentaires, mais plutôt celui qui fait entre 0 et 20 heures par semaine. Dans son article, Ruhm (2008) utilise des variables de contrôle similaires, mais il obtient que le travail de la mère augmente la vraisemblance que l'enfant ait un problème de poids. Toutefois, Chia (2008) qui utilise elle aussi l'EL-

NEJ, mais avec des variables explicatives différentes, obtient des coefficients similaires aux coefficients du tableau 5.3, c'est-à-dire faibles et non significatifs. Concernant le test de mathématique, on constate encore un écart avec les résultats de Ruhm (2008) qui obtient un effet nul causé par le travail de la mère, alors que les résultats de cette étude sont légèrement négatifs.

Similairement aux tableaux précédents, la variable d'âge et d'âge au carré démontrent la présence d'un effet non-linéaire auprès des enfants pour chacun des indicateurs du tableau 5.3. Les garçons et les enfants qui habitent dans une ville de plus de 500 000 habitants sont associés à un meilleur résultat au test de mathématique. Cependant, les garçons ont significativement plus de chances d'avoir un problème relatif à leur poids alors que les enfants qui habitent dans une grande ville en ont moins. Le mode de vie plutôt actif que l'on retrouve dans les grandes villes pourrait contribuer à ce que les enfants qui y résident soient moins touchés par des problèmes de surpoids.

Les familles monoparentales sont plus associées aux enfants qui souffrent d'obésité, ce qui diffère légèrement du constat de Chia (2008). Il s'agit toutefois d'un fait qui a du sens étant donné que les mères monoparentales ont moins de ressources pour acheter des aliments sains à leur enfant et moins de temps pour cuisiner des repas bons pour la santé. Tel qu'on s'y attendait, l'éducation de la mère a un effet très positif et significatif sur le résultat de mathématique. Ceci est conséquent avec la littérature qui utilise des indicateurs cognitifs. Au niveau de l'obésité et du surpoids, les femmes qui ont fait des études postsecondaires non complétées ou qui ont un diplôme universitaire sont associées à moins de problèmes chez leurs enfants, ce qui est cohérent avec les résultats de Chia (2008). L'âge de la mère est négativement relié au développement cognitif du jeune. Ensuite, on note une association positive entre les heures de travail de l'homme du ménage et le résultat de mathématiques du jeune, mais rien relativement aux variables indicatrices de problèmes de poids.

Vu les différences importantes observées dans les régressions du score de mathématique, il n'est pas étonnant que le test de Hausman nous indique à 0.00 % de rejeter l'hypothèse

nulle d'un modèle avec effets aléatoires non biaisé.

5.3.2 Effets fixes

L'effet d'une mère qui commence à travailler ou qui change d'horaire de travail est négativement corrélé avec un moins bon résultat au niveau du test de mathématique, encore plus qu'avec le modèle à effets aléatoires. Il est intéressant que les coefficients deviennent plus significatifs et négatifs avec la méthodologie à effets fixes. Ceci laisse entrevoir un effet fixe corrélé avec les variables de contrôle qui atténuait l'impact du travail de la mère sur les résultats du score de mathématique. On ne note pas d'effets significatifs du côté de la variable indicatrice d'obésité ou de surpoids.

La non-linéarité de l'effet de l'âge de l'enfant persiste peu importe la méthodologie utilisée pour le score de mathématiques. Aussi, l'âge de la mère est négativement relié aux résultats du test de mathématique, ce qui est similaire au modèle à effets aléatoires.

Malgré les coefficients fort élevés relatifs à l'éducation de la mère et du travail du père dans le modèle à effets aléatoires, ces variables donnent des coefficients non significatifs dans les modèles à effets fixes. Dans le premier cas, les coefficients relatifs à l'éducation de la mère sont bien moins élevés avec la méthodologie à effets fixes. Dans le second cas, l'effet du travail du père est même devenu négatif. Tout comme pour les variables précédentes, ceci s'explique probablement par le fait qu'il s'agit de variables qui varient peu dans le temps et donc les coefficients sont imprécis. D'autres variables qui étaient significatives avec les indicateurs du tableau 5.3 dans le modèle à effets aléatoires deviennent non significatives et changent même de signe avec le modèle à effets fixes. C'est le cas notamment des variables indicatrices d'un déménagement dans une ville de plus de 500 000 habitants, de l'arrivée de frères et soeurs plus jeunes ou plus vieux et d'une mère qui est monoparentale.

Tableau 5.3 Régressions relatives au score de mathématique et aux effets marginaux relatifs à la présence de surpoids et d'obésité

	Effets aléatoires			Effet fixes		
	Math	Surpoids	obèse	Math	Surpoids	obèse
Femmes :						
Entre 1 à 19h	-0,803* (0,469)	-0,019 (0,015)	-0,012 (0,010)	-1,213** (0,544)	0,002 (0,014)	0,001 (0,001)
Entre 20 à 39h	-0,123 (0,373)	-0,003 (0,014)	0,002 (0,009)	-0,624 (0,473)	0,012 (0,024)	0,001 (0,001)
40h ou plus	-0,525 (0,401)	-0,007 (0,014)	-0,001 (0,009)	-0,809 (0,519)	0,006 (0,017)	0,000 (0,001)
Âge enfant (mois)	0,117*** (0,037)	-0,001 (0,002)	-0,006*** (0,001)	0,155*** (0,040)	-0,011 (0,008)	-0,002 (0,001)
Âge enfant au carré divisé par 1000 (mois)	-0,498*** (0,126)	0,009* (0,005)	0,017*** (0,003)	-0,671*** (0,131)	0,017 (0,028)	0,002 (0,001)
Garçon	1,209*** (0,341)	0,024*** (0,009)	0,018*** (0,006)			
Milieu rural	-0,277 (0,319)	-0,001 (0,009)	0,004 (0,005)	-0,320 (0,455)	-0,003 (0,013)	0,000 (0,001)
Villes de 500 000 habitants et +	1,755*** (0,367)	-0,031*** (0,011)	-0,010 (0,007)	-0,159 (0,786)	-0,025 (0,046)	-0,002 (0,002)
Âge de la mère à la naissance	0,352*** (0,070)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)		0,011 (0,027)	0,000 (0,001)
D.E.S	0,819* (0,454)	-0,011 (0,016)	-0,015 (0,009)	-0,431 (0,693)	0,010 (0,025)	-0,001 (0,001)
Études postsecondaires	2,646*** (0,484)	-0,027 (0,016)	-0,020** (0,009)	0,728 (0,720)	0,002 (0,020)	-0,001 (0,001)
Collégial	2,819*** (0,493)	-0,014 (0,016)	-0,008 (0,010)	1,330* (0,766)	0,022 (0,043)	-0,001 (0,001)
Université	4,627*** (0,558)	-0,050*** (0,017)	-0,032*** (0,011)	1,783* (1,064)	0,014 (0,035)	0,000 (0,002)
Âge de la femme (années)	-0,164*** (0,060)	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,184** (0,080)	-0,003 (0,005)	0,000 (0,000)
Parent monoparentale	-0,376 (0,923)	0,034 (0,022)	0,031** (0,015)	-0,887 (1,351)	0,021 (0,045)	0,002 (0,002)

Tableau 5.3 (suite)

	Effets aléatoires			Effet fixes		
	Math	Surpoids	obèse	Math	Surpoids	obèse
Mariée	-0,851* (0,480)	-0,008 (0,012)	0,003 (0,008)	0,434 (0,765)	0,003 (0,019)	0,002 (0,002)
Divorcée	0,137 (0,663)	-0,021 (0,019)	-0,009 (0,010)	0,663 (0,770)	-0,009 (0,024)	0,000 (0,001)
Frères et soeurs âinés	0,170 (0,181)	0,010* (0,006)	0,004 (0,004)	0,303 (0,358)	0,002 (0,009)	0,000 (0,001)
Frères et soeurs plus jeunes	0,442* (0,228)	-0,004 (0,006)	-0,009** (0,004)	0,637 (0,504)	-0,009 (0,019)	-0,001 (0,001)
Homme :						
Entre 1 à 19h	-0,245 (1,339)	0,033 (0,055)	0,017 (0,035)	-0,883 (1,532)	0,038 (0,074)	0,000 (0,002)
Entre 20 à 39h	1,499** (0,748)	-0,015 (0,021)	0,000 (0,013)	-0,699 (0,948)	0,007 (0,025)	0,001 (0,001)
40h ou plus	1,378** (0,679)	0,005 (0,019)	0,005 (0,012)	-0,708 (0,867)	0,004 (0,022)	0,000 (0,001)
Cycle 2		0,031 (0,031)	0,036* (0,019)		0,196 (0,128)	0,039 (0,040)
Cycle 3		0,038 (0,031)	0,042** (0,017)		0,368 (0,245)	0,075 (0,082)
Cycle 4		0,066** (0,031)	0,060*** (0,015)		0,587 (0,389)	0,115 (0,122)
Cycle 5	-0,206 (0,262)	0,035 (0,033)	0,044*** (0,015)	-0,207 (0,244)	0,761 (0,507)	0,152 (0,163)
Cycle 6	-1,682*** (0,335)	0,048 (0,033)	0,048*** (0,015)	-1,457*** (0,266)	0,957 (0,634)	0,190 (0,204)
Cycle 7	-3,177*** (0,448)	0,064* (0,034)	0,065*** (0,016)	-2,347*** (0,296)	1,152 (0,761)	0,229 (0,244)
cycle 8	-1,272** (0,583)	0,073** (0,035)	0,054*** (0,017)	0,000 (.)	1,349 (0,889)	0,265 (0,286)
Constante	59,269*** (2,949)			72,201*** (3,515)		

Tableau 5.3 (suite)

	Effets aléatoires			Effet fixes		
	Math	Surpoids	obèse	Math	Surpoids	obèse
Hausman	0,00%	0,58%	5,88%			
Observations	17109	20469	20469	17251	5715	3242

Source : Calcul de l'auteur à l'aide de données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8. Écarts-types entre parenthèses.

* significatif à 10% ; ** significatif à 5% ; *** significatif à 1%.

5.4 Les mères monoparentales

La section qui suit porte sur les tableaux 5.4 et 5.5 qui divise l'échantillon en deux sous-groupes en fonction de la présence d'un conjoint dans le ménage. Le tableau 5.4 fait la distinction entre les familles monoparentales et les familles nucléaires tandis que le tableau 5.5 se concentre sur les familles nucléaires en fonction du niveau d'études de la mère.

5.4.1 Effets aléatoires

Dans le modèle à effets aléatoires que l'on retrouve dans le tableau 5.4, on remarque que l'effet du travail de la mère est beaucoup moins nocif pour le jeune s'il vit dans une famille monoparentale. Lorsqu'un jeune se retrouve dans ce genre de famille, le travail de la mère a un effet positif sur la majorité des indicateurs utilisés excepté la nurturance parentale, les problèmes d'hyperactivité et d'inattention et dans une faible mesure, l'estime de soi. Dans le premier cas, il semble logique que les enfants de mère monoparentale éprouvent un plus grand effet négatif associé à la nurturance parentale que ceux qui ont deux parents puisqu'il n'y a pas de conjoint qui prend le relai lorsque la mère travaille. Ensuite, pour les indicateurs sur l'hyperactivité et l'image de soi, il est vrai que le travail des mères monoparentales est corrélé avec une plus forte présence de problèmes d'hyperactivité et d'image de soi, mais l'effet est moins fort que dans les familles avec un conjoint.

Bien que ces résultats soient encourageants pour les mères monoparentales, peu de co-

efficaces sont significatifs. En ce sens, le score sur l'amitié se démarque, car il est très positif et significatif. Les effets du travail de la mère sont également très forts sur le comportement prosocial, mais seulement la variable entre 20 et 39 heures est significative. Ces résultats obtenus auprès d'enfant de mère monoparentale sont cohérents avec les articles qui portent sur le sujet. En fait, l'effet revenu des femmes socioéconomiquement désavantagées semble plus fort et donc il compense plus pour les heures où elles sont absentes.

Néanmoins, s'il provient dans une famille plus conventionnelle avec deux parents, le travail de la mère nuira alors à son développement dans tous les cas, excepté pour le score sur les amis qui obtient encore un résultat plutôt nul. L'effet du travail de la mère se répercutera particulièrement sur le score du comportement prosocial de l'enfant et sur les troubles de conduite et d'agression physique.

Tableau 5.4 Effets aléatoires

	Math- ématique	Image de soi	Trouble de conduite	Comportement prosocial	Nurturance parentale	Hyperactivité inattention	Amitié
Conjoint dans le ménage							
Entre 1 à 19 h	-0,671 (0,506)	-0,007 (0,176)	-0,029 (0,141)	-0,071 (0,190)	-0,119 (0,233)	-0,142 (0,211)	0,002 (0,161)
Entre 20 à 39 h	-0,182 (0,399)	-0,086 (0,145)	-0,268** (0,120)	-0,291* (0,156)	-0,112 (0,183)	-0,258 (0,169)	-0,003 (0,151)
40 h ou plus	-0,662 (0,431)	-0,096 (0,153)	-0,261* (0,137)	-0,163 (0,167)	-0,063 (0,195)	-0,487*** (0,184)	0,091 (0,156)
Observations	14785	19192	15073	14723	13623	14681	19173
Monoparentale							
Entre 1 à 19h	-0,405 (1,199)	0,504 (0,417)	0,276 (0,428)	1,315 (0,817)	0,946 (0,609)	-0,224 (0,671)	1,332** (0,530)
Entre 20 à 39h	0,55 (0,998)	-0,094 (0,309)	0,131 (0,318)	1,037* (0,584)	-0,298 (0,433)	-0,127 (0,394)	0,853** (0,378)
40h ou plus	0,429 (0,964)	-0,038 (0,318)	0,119 (0,314)	0,749 (0,565)	-0,35 (0,452)	-0,264 (0,414)	0,819** (0,394)
Observations	2324	3079	2338	2258	2124	2256	3074

Source : Calcul de l'auteur à l'aide de données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8. Écarts-types entre parenthèses. Variables contrôles : H,C,B,S,E
* significatif à 10% ; ** significatif à 5% ; *** significatif à 1%.

5.4.2 Effets fixes

Dans le modèle à effets aléatoires, les enfants de mères monoparentales obtenaient des coefficients qui étaient liés à un meilleur développement. Néanmoins, la réalité n'est plus la même dans le modèle à effets fixes, excepté pour le comportement prosocial, le score sur les amis et dans une faible mesure, les troubles de conduite qui obtiennent des coefficients qui démontrent un impact avantageux du travail de la mère. En fait, il n'est plus évident que le travail des mères monoparentales est moins nuisible pour le jeune que le travail des mères en couple. Plusieurs indicateurs s'avèrent pires si la mère est monoparentale, c'est le cas notamment du score de mathématique, de l'hyperactivité ou de la nurturance parentale. Une autre différence qui distingue les deux méthodologies est qu'uniquement le score de mathématiques et légèrement le score d'hyperactivité obtiennent des coefficients significatifs.

Selon le test de Hausman, dans les familles avec un conjoint, la plupart des indicateurs ne sont pas correctement estimés avec le modèle à effets aléatoires. Néanmoins, lorsqu'on observe les résultats des familles monoparentales, l'hypothèse du modèle à effets aléatoires sans biais ne peut être rejeté à un niveau de significativité de 5 % pour presque tous les indicateurs, sauf pour le score de mathématique. Cette différence notable entre les deux sous-groupes implique la présence d'un effet fixe pour les enfants vivants dans une famille nucléaire, mais pas dans une famille monoparentale.

Tableau 5.5 Effets fixes

	Math- ématique	Image de soi	Trouble de conduite	Comportement prosocial	Nurturance parentale	Hyperactivité inattention	Amitié
Conjoint dans le ménage							
Entre 1 à 19 h	-0,994* (0,578)	-0,168 (0,219)	-0,064 (0,210)	-0,165 (0,242)	-0,361 (0,331)	-0,202 (0,264)	0,148 (0,192)
Entre 20 à 39 h	-0,205 (0,511)	-0,13 (0,196)	-0,302 (0,196)	-0,178 (0,216)	-0,284 (0,269)	-0,266 (0,237)	0,147 (0,192)
40h ou plus	-0,672 (0,578)	-0,167 (0,213)	-0,212 (0,225)	-0,071 (0,233)	0,078 (0,287)	-0,461* (0,270)	0,293 (0,208)
Observations	14785	19192	15073	14723	13623	14681	19173
Hausman (%)	0,00	1,38	0,11	7,50	2,37	0,19	89,92
Monoparentale							
Entre 1 à 19 h	-1,72 (1,396)	-0,13 (0,484)	-0,55 (0,460)	0,119 (1,113)	0,763 (0,713)	-1,272 (0,790)	0,414 (0,723)
Entre 20 à 39 h	-2,694* (1,416)	-0,268 (0,432)	-0,071 (0,346)	0,696 (0,722)	-0,485 (0,494)	-0,368 (0,604)	0,252 (0,500)
40h ou plus	-1,894 (1,337)	-0,108 (0,429)	0,252 (0,382)	0,638 (0,637)	-0,795 (0,527)	-0,779 (0,670)	0,256 (0,471)
Observations	2324	3079	2338	2258	2124	2256	3074
Hausman (%)	0,00	69,43	37,85	26,48	38,06	7,31	8,20

Source : Calcul de l'auteure à l'aide de données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8. Écarts-types entre parenthèses. Variables contrôles : H,C,B,S,E
* significatif à 10% ; ** significatif à 5% ; *** significatif à 1%.

5.5 Les couples selon la scolarité

Afin de contrôler l'hétérogénéité qu'on retrouve parmi les mères en couple ou monoparentales, la section qui suit porte sur l'effet du travail des mères en couple, mais avec différents niveaux de scolarité. Ce choix d'échantillon se justifie notamment par le fait que les femmes en couple sont plus présentes dans les groupes de femmes plus éduquées. La section supérieure des tableaux 5.6 et 5.7 porte sur un échantillon où la mère a un diplôme d'études collégiales ou universitaires. La section inférieure fait référence à un échantillon où les femmes ont des études postsecondaires non complétées, un D.E.S ou moins. Environ 46 % des femmes ont atteint ce niveau d'études, ce qui permet d'avoir deux échantillons de taille similaire.

5.5.1 Effets aléatoires

Dans l'échantillon qui contient les femmes avec des études postsecondaires complétées, l'effet d'une femme qui travaille entre 1 et 19 heures par semaine est celui qui est le moins dommageable pour son enfant. Pour plusieurs indicateurs, comme l'image de soi ou les troubles de conduites, cet horaire de travail est même préférable, pour le développement de son enfant, à l'option d'être inactive sur le marché du travail. Il n'est toutefois pas clair qu'une mère qui fait 40 h ou plus par semaine ait l'effet le plus néfaste pour son enfant. Similairement aux régressions analysées antérieurement, peu de coefficients ressortent statistiquement significatifs et l'ampleur de ceux-ci demeure faible. Le fait de diviser l'échantillon par la scolarité de la mère ne fait pas varier grandement les indicateurs. Le score sur les mathématiques et celui sur l'amitié sont les seules variables où on observe une différence notable.

Pour les enfants des femmes qui n'ont pas obtenu de diplôme d'études postsecondaires, l'effet des heures de travail de la mère agit différemment sur le jeune. Ainsi, pour toutes les mesures analysées, il est préférable pour la mère d'être inactive sur le marché du travail pour favoriser le développement de son enfant. Il faut toutefois mentionner que

pour certaines variables, l'effet du travail de la mère est pratiquement nul . Également, certaines variables ont un comportement curieux. Un bon exemple est le score sur l'image de soi ou sur la nurturance parentale qui deviennent de moins en moins négatifs lorsque la mère fait plus d'heures de travail. De ce fait, tout comme le précédent sous-groupe analysé, il n'est pas vrai que l'effet de faire plus de 40 heures dans sa semaine de travail est systématiquement ce qui est le plus nuisible pour le développement du jeune.

Lorsqu'on compare l'effet du travail de la mère pour chaque échantillon, il semble que les heures de travail des femmes sans diplôme d'études collégiales ou universitaires sont plus nuisibles pour le développement du jeune. À l'exception de l'indicateur sur le comportement prosocial ou l'hyperactivité, les indicateurs obtiennent généralement des coefficients plus mauvais auprès des femmes sans études postsecondaires complétées.

Tableau 5.6 Effets aléatoires, femmes avec conjoint en fonction de la scolarité

	Math- ématique	Image de soi	Trouble de conduite	Comportement prosocial	Nurturance parentale	Hyperactivité, inattention	Score sur les amis
Avec collège :							
Entre 1 à 19h	-0.790 (0.821)	0,455 (0,277)	-0,191 (0,197)	-0,040 (0,296)	0,032 (0,333)	0,217 (0,318)	0,491** (0,241)
Entre 20 à 39h	0.029 (0.0668)	-0,005 (0,238)	0,251 (0,186)	-0,269 (0,254)	-0,044 (0,257)	-0,261 (0,259)	0,211 (0,227)
40h ou plus	-0.524 (0.728)	-0,093 (0,267)	0,185 (0,199)	-0,276 (0,274)	-0,113 (0,279)	0,799*** (0,273)	0,364 (0,228)
Observations	7658	9533	7489	7310	6926	7317	9511
Sans collège :							
Entre 1 à 19h	-0.352 (0.638)	-0,241 (0,227)	-0,171 (0,191)	-0,022 (0,244)	-0,171 (0,313)	0,104 (0,271)	-0,403* (0,234)
Entre 20 à 39h	-0.055 (0.505)	-0,116 (0,184)	0,260* (0,152)	-0,326* (0,200)	-0,160 (0,236)	0,294 (0,214)	-0,111 (0,189)
40h ou plus	-0.425 (0.537)	-0,026 (0,182)	0,320* (0,178)	-0,034 (0,208)	-0,014 (0,253)	0,281 (0,234)	-0,061 (0,198)
Observations	7127	9659	7584	7413	6697	7364	9662

Source : Calcul de l'auteure à l'aide de données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8. Écarts-types entre parenthèses. Variables contrôles : H,C,B,S,E

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%.

5.5.2 Effets fixes

La suite de l'analyse s'est faite à l'aide d'un modèle à effets fixes. Le changement de méthodologie rend les résultats plus difficiles à bien interpréter lorsqu'on tente de cerner l'effet d'une femme qui adopte un certain type d'horaire. Effectivement, le tableau 5.7 ne contient pas de tendance générale propre aux femmes qui travaillent peu ou qui travaillent beaucoup. Cependant, il illustre plutôt bien la différence entre les familles où la mère possède un diplôme d'études postsecondaires de celles où la mère n'en a pas. De manière générale, les femmes sans diplôme d'études collégiales sont celles qui ont l'effet le plus négatif lorsqu'elles commencent à travailler. Il s'agit d'un constat curieux étant donné que la littérature mentionne un effet du travail de la mère plus négatif auprès des familles avantagées. Ceci s'applique de manière générale à tous les indicateurs excepté celui qui porte sur l'hyperactivité et l'inattention. Certaines variables ressortent particulièrement négatives lorsqu'on fait l'analyse par sous-groupes. C'est le cas de la nurturance parentale pour les femmes sans diplôme d'études postsecondaires ou de l'hyperactivité pour les mères avec un diplôme d'études collégiales ou universitaires.

Il est à noter qu'avec cette division de l'échantillon, un seul coefficient est significatif et il concerne les femmes avec au minimum un collège qui travaillent 40 heures ou plus pour l'indicateur de l'hyperactivité et inattention. Ainsi, plusieurs coefficients significatifs avec le modèle à effets aléatoires ne le sont plus avec une méthodologie différente. Selon les résultats du test de Hausman, il est possible de rejeter à 95 % l'hypothèse nulle que le modèle à effets aléatoires est sans biais avec l'échantillon des mères avec un diplôme d'études postsecondaires pour la variable indépendante du trouble de conduite. Dans le cas des femmes sans études postsecondaires, il est possible de rejeter à 95 % l'hypothèse nulle pour les régressions concernant l'hyperactivité et les troubles de conduite et à 90 % pour le test de mathématique. De ce fait, selon les résultats du test de Hausman, il semble que l'effet fixe soit davantage corrélé avec les variables de contrôles pour les mères qui ont au minimum complété le collège et moins pour les autres mères.

Tableau 5.7 Effets fixes, femmes avec conjoint en fonction de la scolarité

	Math- ématique	Image de soi	Trouble de conduite	Comportement prosocial	Nurturance parentale	Hyperactivité, inattention	Score sur les amis
Avec collège :							
Entre 1 à 19h	-0,508 (0,904)	-0,064 (0,360)	0,252 (0,241)	-0,084 (0,363)	-0,261 (0,483)	- 0,666 (0,419)	0,327 (0,283)
Entre 20 à 39h	0,613 (0,828)	-0,394 (0,364)	-0,089 (0,237)	0,026 (0,333)	-0,105 (0,417)	- 0,605 (0,355)	0,260 (0,262)
40h ou plus	-0,352 (0,879)	-0,372 (0,428)	0,126 (0,255)	-0,031 (0,365)	0,412 (0,470)	- 0,972** (0,377)	0,445 (0,278)
Observations	7708	9632	7566	7387	6988	7391	9609
Hausman(%)	0,02	0,51	18,45	1,76	1,40	0,29	3,59
Sans collège :							
Entre 1 à 19h	-0,458 (0,773)	-0,261 (0,293)	0,046 (0,325)	-0,059 (0,327)	-0,441 (0,475)	0,059 (0,352)	0,028 (0,249)
Entre 20 à 39h	-0,616 (0,718)	-0,216 (0,245)	0,400 (0,301)	-0,451 (0,295)	-0,555 (0,358)	-0,271 (0,334)	0,097 (0,251)
40h ou plus	-0,792 (0,851)	-0,308 (0,246)	-0,344 (0,346)	-0,128 (0,315)	-0,189 (0,370)	- 0,278 (0,379)	0,218 (0,279)
Observations	7193	9774	7671	7497	6766	7446	9776
Hausman (%)	6,06	16,23	0,44	43,39	30,06	0,31	91,4

Source : Calcul de l'auteur à l'aide de données de Statistique Canada - ELNEJ cohorte initiale, cycle 1 à 8. Variables contrôles : H,C,B,S,E. Écart-types entre parenthèses.

* significatif à 10%; ** significatif à 5%; *** significatif à 1%.

CONCLUSION

Dans ce mémoire, nous avons analysé l'effet des heures de travail de la mère sur plusieurs dimensions du développement des jeunes. Le modèle utilisé et le choix des variables de contrôle se basent sur deux études que Ruhm a publiées en 2004 et 2008. Celles-ci avaient la particularité de ne pas inclure de variables relatives au revenu dans les régressions et donc de capter l'effet global du travail de la mère. Deux différentes méthodologies, le modèle à effets fixes (*within*) et le modèle à effets aléatoires ont été utilisés. Ces choix de modèles ont été faits étant donné l'utilisation d'une base de données longitudinale, c'est-à-dire l'ELNEJ. La cohorte initiale de cette enquête a été utilisée pour les huit cycles disponibles.

La présente étude avait la particularité d'utiliser plusieurs variables dépendantes pour tester l'effet des heures de travail de la mère sur le développement de l'enfant. Parmi tous les indicateurs analysés, la majorité d'entre eux indiquaient un moins bon développement du jeune lorsque la mère travaille, mais les coefficients étaient rarement significatifs et d'une ampleur généralement faible peu importe la méthodologie utilisée.

On trouve au niveau des effets du travail de la mère une similitude entre les coefficients du modèle à effets fixes et ceux du modèle à effets aléatoires où les mêmes variables indiquent un effet néfaste ou avantageux. Toutefois, la taille des coefficients et leur significativité varie beaucoup en fonction de la méthodologie utilisée.

Les résultats obtenus au cours de cette analyse nous poussent à de plus amples réflexions sur la méthodologie utilisée. Le modèle à effets fixes, qui est celui pour lequel les hypothèses sont les plus plausibles, nous indique pour la majorité des indicateurs analysés qu'il existe un effet fixe corrélé avec les variables de contrôle. Pour la majorité des indicateurs, sauf le score de mathématiques et d'hyperactivité, ils ont obtenu des effets du travail de la mère non significatifs. Beaucoup d'études portent sur ce sujet, mais peu

utilisent une méthodologie de données de panel pour contrôler ce biais d'hétérogénéité. Les conclusions de ce mémoire viennent soutenir l'importance de bien contrôler l'effet fixe de l'enfant dans les recherches qui portent sur le développement de l'enfant, sans quoi les résultats peuvent être biaisés.

Bien que l'accès à une enquête qui contenait plusieurs milliers d'enfants suivis sur une longue période ait fortement contribué à ce mémoire, plusieurs limites viennent affecter les résultats obtenus. Premièrement, l'ELNEJ ne contenait pas de variable qui permettait de connaître la capacité cognitive de la mère ou de variable permettant de savoir le moment précis où la mère est retournée sur le marché du travail et son horaire de travail à ce moment. De plus, il n'existait qu'une seule variable permettant de connaître le développement cognitif du jeune. Il aurait été préférable d'en avoir plusieurs pour avoir des conclusions plus robuste envers le développement cognitif. Une autre limite relative à la base de données est la non disponibilité des heures de travail de la mère en continu. Avec des données continues, il aurait été possible de combiner les semaines de travail et les heures pour avoir une mesure plus exacte de l'intensité du travail de la mère. Pour finir, une limite qui est cette fois ci reliée à la méthodologie utilisée est que le modèle à effet fixe puise son identification dans les enfants dont les parents changent de catégorie d'heure de travail, toutefois il n'est pas clair que ce groupe de parent est aléatoire.

ANNEXE A

INVENTAIRE DES VARIABLES

Tableau A.1 Inventaire des variables

Variable	Description
<i>Description des variables utilisées dans l'analyse</i>	
Indicateurs	
Comportement prosocial	Score de comportement prosocial, 10 à 15 ans
Image de soi	Score sur l'estime personnelle du jeune, 10 à 17 ans
Amitié	Score sur les relations d'amitié du jeune, 10 à 17 ans
Nurturance parentale	Score des soins apportés par les parents,
Trouble de conduite et agression physique	Score des troubles de conduite et d'agression physique, 10 à 15 ans
Hyperactivité et inattention	Score d'hyperactivité et des problèmes d'inattention du jeune, 10 à 15 ans
Score échelonné de mathématique	Score de mathématique échelonné, jeunes de la 2 ^e à la 10 ^e année

Tableau A.1 (suite)

Variable	Description
Obèse	L'IMC de l'enfant est supérieur au 95 ^e percentile des enfants de son âge
Surpoids	L'IMC de l'enfant est supérieur au 85 ^e percentile des enfants de son âge
Emploi de la mère (H)	
Heures travaillées femme	Heures travaillées par la femme du ménage en bloc de 20 heures, (4 variables dichotomiques)
Effets de cycle (C)	
Cycle 1 à cycle 8	L'observation est reportée dans ce cycle (8 variables dichotomiques)
Caractéristiques de base de l'enfant, de la mère et du ménage (B)	
Âge	Âge du jeune (en mois)
Âge carré	Âge du jeune au carré (en mois)
Ethnicité	L'enfant est blanc, chinois, sud-asiatique, autochtone (4 variables dichotomiques)
garçon	L'enfant est un garçon (variables dichotomiques)
Résidence	Le jeune vit dans un milieu rurale ou dans une grande ville de 500 000 habitants ou plus (2 variables dichotomiques)
Âge mère biologique	Âge de la mère à la naissance de l'enfant (en année)

Tableau A.1 (suite)

Variable	Description
Éducation mère	Plus haut niveau atteint par la femme du ménage (5 variables dichotomiques)
Caractéristiques "supplémentaires" de l'enfant, de la mère et du ménage (S)	
Monoparentale	La mère est monoparentale (variables dichotomiques)
Marier	La mère est mariée (variables dichotomiques)
Divorcer	La mère est divorcée (variables dichotomiques)
Frères et soeurs plus vieux	Le jeune a des frères et soeurs plus âgés (variables dichotomiques)
Frères et soeurs plus jeunes	Le jeune a des frères et soeurs moins âgés (variables dichotomiques)
Caractéristiques du ménage (E)	
Heures travaillées père	Heures travaillées par le père du ménage en bloc de 20 heures, (4 variables dichotomiques)
Éducation père	Plus haut niveau atteint par le père du ménage (5 variables dichotomiques)

ANNEXE B

MOYENNE PONDÉRÉE ET (ÉCART-TYPE) DES VARIABLES SÉLECTIONNÉES PAR LE STATUT MATRIMONIAL DE LA MÈRE

Tableau B.1 Moyenne pondérée et (écart-type) des variables sélectionnées par le statut matrimonial de la mère

	Total	Monoparentale	Avec conjoint
Mathématique	72,84 (10,53)	70,96 (10,59)	73,16 (10,48)
Image de soi	16,12 (3,39)	15,79 (3,42)	16,18 (3,38)
Trouble de conduite, agression physique	18,16 (2,87)	17,88 (2,99)	18,21 (2,85)
Hyperactivité et inattention	14,53 (3,96)	14,17 (4,04)	14,59 (3,94)
Amitié	16,37 (3,45)	16,24 (3,51)	16,39 (3,43)
Comportement prosocial	12,97 (4,03)	12,74 (4,10)	13,01 (4,02)
Nurturance parentale	15,32 (3,82)	14,86 (4,11)	15,40 (3,76)
Âge de la mère à la naissance de l'enfant	28,28 (4,96)	27,94 (5,44)	28,34 (4,86)
Âge de la mère (année)	41,97 (5,55)	41,79 (6,10)	42,00 (5,44)

Tableau B.1 (suite)

	Total	Monoparentale	Avec conjoint
La mère a complété le collège (%)	45,04 (49,75)	41,38 (49,26)	45,72 (49,82)
La mère a complété le secondaire (%)	88,08 (32,40)	83,96 (36,71)	88,85 (31,48)
Revenu inférieur au seuil de pauvreté (%)	11,38 (31,76)	36,98 (48,28)	6,62 (24,86)
Ville de plus de 500 000 habitants (%)	37,96 (48,53)	40,35 (49,07)	37,51 (48,42)
Milieu rural (%)	14,42 (35,13)	9,87 (29,83)	15,27 (35,97)
Garçon	50,21 (50,00)	47,20 (49,93)	50,77 (50,00)
Obèse	5,20 (22,20)	7,30 (26,01)	4,81 (21,40)
Surpoids	12,20 (32,72)	15,92 (36,59)	11,51 (31,91)
Observations	22330	3087	19243

Notes : Un résultat élevé aux scores relatifs à l'image de soi, aux amis, au comportement prosocial, à la nurturance parentale indique un bon comportement chez l'enfant. Un score élevé pour la variable des troubles des conduites et de l'agression physique, à l'hyperactivité & à l'inattention indique la présence de problème chez l'enfant. Obèse équivaut au % des enfants ayant un IMC supérieur au 95e percentile, overweight équivaut au % des enfants ayant un IMC supérieur 85e percentile.

BIBLIOGRAPHIE

- 1994-1995. Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes : Guide de l'utilisateur. Rapport, Statistique Canada, Ressources humaines et Développement des compétences Canada.
- 2008-2009. Enquête longitudinale nationale sur les enfants et les jeunes : Aperçu d'enquête pour la collecte des données 2008-2009. Rapport, Statistique Canada, Ressources humaines et Développement des compétences Canada.
- 2008-2012. Indice de masse corporelle autodéclaré, embonpoint ou obésité, adulte, selon le groupe d'âge et le sexe (pourcentage).
- Amato, P. R., et F. Rivera. 1999. « Paternal Involvement and Children's Behavior Problems ». *Journal of Marriage and the Family*, vol. 61, no. 2, p. 375–384.
- Anderson, P. M., K. F. Butcher et P. B. Levine. 2003. « Maternal Employment and Overweight Children ». *Journal of Health Economics*, vol. 22, p. 477–504.
- Baum, C. L. 2003. « Does Early Maternal Employment Harm Child Development? An Analysis of the Potential Benefits of Leave Taking ». *Journal of Labor Economics*, vol. 21, no. 2, p. 409–448.
- Bianchi, S. M. 2000. « Maternal Employment and Time With Children : Dramatic Change Or Surprising Continuity? ». *Demography*, vol. 37, no. 4, p. 401–414.
- Blau, D. M. 1999a. « The Effect of Child Care Characteristics on Child Development ». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, no. 2, p. 261–276.
- . 1999b. « The Effect of Income on Child Development ». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, no. 2, p. 261–276.
- Brooks-Gunn, J., W.-J. Han et J. Waldfogel. 2002. « Maternal Employment and Child Cognitive Outcomes in the First Three Years of Life ; The nichd Study of Early Child Care ». *Child Development*, vol. 73, no. 41, p. 1052–1072.
- Cameron, A. C., et P. K. Trivedi. 2005. *Microeconometrics Methods and Application*. New York : Cambridge University Press.
- . 2010. *Microeconometrics Using Stata*. Houston : Stata Press.
- Canada, S. 2008-2012. Indice de masse corporelle autodéclaré, embonpoint ou obésité, jeune, selon le sexe (pourcentage). Tableau.
- Carneiro, P., C. Crawford et A. Goodman. 2007. « The Impact of Early Cognitive and Non-Cognitive Skills on Later Outcomes ». *CEE, discussion paper 92*.
- Cawley, J., et F. Liu. 2012. « Maternal Employment and Childhood Obesity : A Search for Mechanisms in Time Use Data ». *Economics and Human biology*, vol. 10.

- Chia, Y. F. 2008. « Maternal Labor Supply and Childhood Obesity in Canada : Evidence From the nlscy ». *Canadian Journal of Economics*, vol. 41, no. 1.
- Conlisk, J. « A bit of evidence on the income-education-ability interrelation ». *The Journal of Human Resources*, vol. 6, no. 3, p. pp. 358–362.
- Conti, G., et J. J. Heckman. 2010. « Understanding the Early Origins of the Education-Health Gradient : A Framework That Can Also Be Applied to Analyze Gene-Environment Interaction ». *Perspective on Psychological Science*, vol. 5, p. 585.
- . 2012. « The Economics of Child Well-Being ». *Discussion paper, IZA No. 6930*.
- Conti, G., J. J. Heckman, S. Fruhwirth-Schnatter et R. Piatek. 2012. « Bayesian Dedicated Factor Analysis : A Framework for Understanding the Social and Economic Determinants of Adult Health and Wages ».
- Cunha, F., J. Heckman et S. M. Schennach. 2010. « Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation ? ». *Econometrica*, vol. 78, no. 3, p. 883–931.
- Cunha, F., L. Lochner et D. V. Masterov. 2006. *Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation*. North Holland : Amsterdam : E.Hanushek et F.Welch.
- Currie, J., et D. Thomas. 1995. « Does Head Start Make a Difference ? ». *American Economic Review*, vol. 85, no. 3, p. 341–364.
- Ermisch, J., et M. Francesconi. 2000. « The Effect of Parents' Employment on Children's Educational Attainment ». *IZ*. no. 215, p. 35.
- Greene, W. H. 2012. *Econometrics Analysis, 7th edition*. New Jersey : Prentice Hall.
- Harvey, E. 1999. « Short-Term and Long-Term Effects of Early Parental Employment on Children of the National Longitudinal Survey of Youth ». *Developmental Psychology*, vol. 35, no. 2, p. 445–459.
- Haveman, R. J., et B. Wolfel. 1994. « Succeeding Generation : On the Effects of Investment in Children ». *New York : The Russel Sage Foundation*.
- Hawkins, S., T. Cole et C. Law. 2008. « Maternal Employment and Early Childhood Overweight : Findings From the uk Millennium Cohort Study ». *International Journal of Obesity*, vol. 32, p. 30–38.
- Hill, J., J. Waldfogel et H. Brooks-Gunn, Jeanne et Wen-Jui. 2005. « Maternal Employment and Child Development : A Fresh Look Using Newer Methods ». *Developmental Psychology*, vol. 41, no. 6, p. 833–850.
- Hyunchul, k. 2012. Panel data. University Lecture.
- Kidron, Y., et S. Fleischman. 2006. « Research matters / promoting adolescents' pro-social behavior ». *Educational leadership*, vol. 63, no. 7, p. 90–91.
- Lefebvre, P., et P. Merrigan. 1998a. « Family Background, Family Income, Maternal Work and Child Development ». *Working paper*.

- . 1998b. « Work Schedules, Job Characteristics, Parenting Practices and Children's Outcomes ». *Working paper*.
- . 1999. « Comportements D'Utilisation du Temps Non Marchand des Familles au Québec et au Canada : une Modélisation sur les Microdonnées du Budget-Temps de 1986 et de 1992 » ». *Actualité économique*, vol. 75, no. 4.
- Michaud, P.-C. 2014. Les stratégies empiriques en microéconométrie. Notes de cours.
- Morrissey, T. W., A. Kalil et R. E. Dunifon. 2011. « Maternal Employment, Work Schedules, and Children's Body Mass Index ». *child development*, vol. 82, no. 1, p. 66–81.
- Murasko, J. 2007. « A Life Course Study on Education and Health : The Relationship Between Childhood Psychosocial Resources and Outcomes in Adolescence and Young Adult ». *Social Science Research*, vol. 39, p. 1348–1370.
- Nelson, V. I., et S. Bowles. 1974. « The 'Inheritance of iq' and the Intergenerational Reproduction of Economic Inequality ». *The Review of Economics and Statistics*, vol. 56, no. 1, p. 39–51.
- Parcel, T. L., et E. G. Menaghan. 1994. « Early Parental Work, Family Social Capital, and Early Childhood Outcomes ». *American Journal of Sociology*, vol. 99, no. 4.
- Ruhm, C. J. 2004. « Parental Employment and Child Cognitive Development ». *The Journal of Human Resources*, vol. 39, no. 1, p. 155–192.
- . 2008. « Maternal Employment and Adolescent Development ». *The Journal of Human Resources*, vol. 39, no. 1, p. 155–192.
- Stafford, F. P. 1987. « Women's Work, Sibling Competition, and Children's School Performance ». *American Economic Review*, vol. 77, no. 5, p. 972–980.
- Stata13. Xtlogit - fixed effects, random effects, and popular-average logit models.
- Williams, E., et N. Radin. 1993. « Paternal Involvement, Maternal Employment, and Adolescents' Academic Achievement : An 11-Year Follow-Up ». *American Orthopsychiatric Association*, vol. 63, no. 2, p. 306–312.